بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور
مدیر مسئول: هادی غفاری
سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور
مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری
ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی
کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی
ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی
شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیرودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی ۳۸۱۳۵-۱۱۳۶ دفتر فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.
تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳-۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱-۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰
پست الکترونیکی: egdr@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** egdr.journals.pnu.ac.ir

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

سیدعزیز آرمن	اکبر خدابخشی	محمدنبی شهیکی‌تاش	سید جمال‌الدین محسنی زنوزی
محسن ابراهیمی	منصور خلیلی‌عراقی	حسین صادقی	پرویز محمدزاده
اسماعیل ابونوری	یداله دادگر	زین‌العابدین صادقی	سعید مشیری
محمدطاهر احمدی شادمهری	حسین دری	علی‌حسین صمدی	سید نظام‌الدین مکیان
علی اسدی	سهراب دل‌انگیزان	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	عبدالعلی منصف
زهرا افشاری	نظر دهمرده	قهرمان عبدلی	فرشاد مؤمنی
نعمت‌اله اکبری	سعید راسخی	علی‌رضا عرفانی	محسن مهرآرا
رضا اکبریان	تیمور رحمانی	مرتضی عزتی	نادر مهرگان
صادق بافنده‌ایمان‌دوست	محمدجواد رزمی	صدیقه عطرکارروشن	میرناصر میرباقری‌هیر
لطفعلی بخشی	ابراهیم رضایی	زهرامیلا علمی	حسین میرزایی
فاطمه پاسبان	رضا رنج‌پور	مصطفی عمادزاده	مرتضی نادری
مهدی پدرام	منصور زراءنژاد	غلامرضا غفاری	رضا نجارزاده
علیرضا پورفرج	علی سوری	هادی غفاری	زهرا نصرالهی
رضوان ترابی	کیومرث سهیلی	محمدحسن فطرس	خدیجه نصرالهی
احمد جعفری‌صمیمی	سید محمدرضا سید نورانی	محمدعلی فلاحی	امیر هرتمنی
هاتف حاضری‌نیری	ابوالفضل شاه‌آبادی	مصطفی کریم‌زاده	مسعود همایونی‌فر
سید ابراهیم حسینی‌نسب	ناصر شاهنوشی	اکبر کمیجانی	کاظم یاوری
محمد حکاک	نورالدین شریفی	محمد تقی گیلک حکیم‌آبادی	
مسعود خداپناه	سعید شوال‌پور	محمد لشکری	

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

بر اساس رتبه‌بندی دانشگاه‌ها و مؤسسات تحقیقاتی ایران که در سال ۱۳۹۱ توسط پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) به انجام رسیده، دانشگاه پیام نور در بین کلیه دانشگاه‌های کشور، موفق به کسب رتبه هشتم گردید.

در همین راستا هر ساله برترین نشریه‌های حوزه علوم انسانی و اجتماعی کشور که در ISC ثبت و نمایه‌سازی می‌شوند، معرفی می‌گردد. بر اساس رتبه‌بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۱، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی حائز رتبه اول ضریب تأثیر (IF = 0.63) در بین کلیه مجلات علمی پژوهشی اقتصادی کشور و نیز کسب رتبه چهارم در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید و در بین ۱۰ نشریه برتر کشور قرار گرفت.

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید.

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

یَرْفَعِ اللهُ الَّذِینَ آمَنُوا مِنکُمْ وَالَّذِینَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ (قرآن کریم)

نشریه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی-دانشگاه پیام نور استان مرکزی

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم

وهمت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و شایسته تقدیر است .

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲

از درگاه خداوند سبحان دوام توفیقات روز افزون شما را مسئلت می نمایم .

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

٦- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف – 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 علمی به چاپ نرسیده و یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب – شکل ظاهری

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

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

۳- 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 یا نویسندگان، تاریخ انتشار و شماره صفحه **(مظفر، ۱۳۷۵: ۱۱)**. در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

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

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

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

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

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

۹- کلیه مقالاتی که در آن‌ها از روش‌های 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 http://egdr.journals.pnu.ac.ir

۲- ثبت نام در سامانه

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

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

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

شایان 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.
- مسئولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تأیید 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

بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصاد استان گلستان با تأکید بر نقش اثرات سرریزی و بازخوردی منطقه ای: تحلیل داده-ستانده دو منطقه ای ۱۱
رمضان حسین زاده، نورالدین شریفی

بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی ۲۵
مجتبی کاظمی، سید عبدالمجید جلایی اسفندآبادی، حسین اکبری‌فرد

بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی: مطالعه موردی برای ۸ کشور بزرگ اسلامی ٤١
حسن حیدری، رقیه علی نژاد، جواد جهانگیرزاده

اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (بر اساس شاخص ترکیبی)..... ٦١
محمدرضا لطفعلی‌پور، محمدعلی فلاحی، هادی اسماعیل‌پورمقدم

بررسی ارتباط بین شاخص‌های توسعه مالی بخش بانکی و غیربانکی در ایران..... ۷۷
شهاب‌الدین شمس، محسن علیزاده ثانی، حمید جعفری

بررسی اثر شاخص دانش بنیانی اقتصاد بر رابطه درک فساد مالی و رشد (رهیافت داده های تابلویی پویا)..... ۸۷
سهراب دل‌انگیزان، محمد شریف کریمی، زینب خالوندی

بررسی آثار ترتیبات ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای در کشورهای منتخب اسلامی (روش دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی)..... ۱۰۵
بیتا شایگانی، مهدی فدائی

سخن سردبیر

یکی از مهم‌ترین مباحث اقتصاد ایران در ماه‌های اخیر خروج از رکود تورمی است. رکود تورمی شرایطی است که در آن اقتصاد علاوه بر این که با کمبود تقاضا مواجه است، با بالا بودن قیمت‌ها و افزایش آن‌ها نیز روبه‌روست. در این شرایط، سیاست‌های اقتصادی متعارف که تنها بر بخش تقاضا اثر می‌گذارند و با افزایش تقاضا، رکود را رفع می‌نمایند کاربردی نیستند چرا که این سیاست‌ها منجر به افزایش قیمت‌ها می‌گردند.

لازمه سیاست‌های اقتصادی رفع رکود در این شرایط، توجه به بخش عرضه و تقاضا به صورت توأمان است. علاوه بر این، نقش بخش پولی و بانکی کشور برای خروج از رکود بسیار تعیین کننده است. بی‌شک خروج از رکود بدون افزایش قیمت‌ها تقویت بخش عرضه را می‌طلبد و برای افزایش عرضه کالاها و خدمات تأمین نقدینگی مورد نیاز بنگاه‌های تولیدی جهت سرمایه‌گذاری بیشتر و یا تأمین مواد اولیه از داخل یا خارج اجتناب‌ناپذیر است. بنابراین هماهنگی کلیه بخش‌های اقتصادی از الزامات مورد نیاز جهت خروج از رکود تورمی است.

در هر صورت با خروج از رکود و افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات، رونق به اقتصاد برگشته و میزان تولید کالاها و خدمات و به تبع آن اشتغال نیز افزایش خواهد یافت. در چنین شرایطی، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی پیش‌بینی شده قابل تحقق خواهد بود. در کنار کلیه سیاست‌های اقتصادی که به بهبود وضعیت اقتصادی می‌انجامد توجه به الزامات و سیاست‌های اقتصاد مقاومتی از اهمیت خاصی برخوردار است. توجه به قدرت درونی و استفاده از ظرفیت سرمایه‌های انسانی و فیزیکی کشور، اقتصاد را در برابر تکانه‌های منفی اقتصاد جهانی مقاوم می‌نماید و می‌تواند به عنوان الگویی برای اقتصاد جهانی مطرح گردد. لذا به نظر می‌رسد استفاده از ظرفیت‌های اقتصاد مقاومتی و تکیه بر توان داخلی بهترین گزینه برای عبور از شرایط فعلی و دستیابی به سطوح بالاتری از رشد و رفاه می‌باشد.

اینک که پانزدهمین شماره از فصلنامه علمی- پژوهشی **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی**، تقدیم حضور علاقه‌مندان و محققان ارجمند می‌گردد از همه اساتید، محققان و دانشجویان ارجمند دعوت می‌شود حاصل مطالعات علمی خود در زمینه رشد و توسعه اقتصادی را جهت انتشار به دبیرخانه فصلنامه ارسال نمایند.

محمدرضا لطفعلی‌پور

تابستان ۱۳۹۳

بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصاد استان گلستان با تأکید بر نقش اثرات سرریزی و بازخوردی منطقه‌ای: تحلیل داده- ستانده دو منطقه‌ای

Investigation of the Factors Affecting Economic Growth in Golestan Province, Emphasizing the Regional Spillovers and Feedback Effects: Two Regional Input-Output Analysis

رمضان حسین زاده*، نورالدین شریفی**

Ramezan Hosseinzadeh, Nooroddin Sharify***

دریافت: ۱۳۹۲/۷/۱۶ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۱۹

Received: 8/Oct/2013 Accepted: 8/Feb/2014

چکیده:

مطالعه رشد منطقه‌ای نیازمند بررسی ساختار اقتصادی آن در جهت شناسایی عوامل مؤثر بر رشد بخش‌های اقتصادی منطقه است. این تحقیق در پی تجزیه عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی استان گلستان با تأکید بر اثر ضرایب سرریزی سایر مناطق کشور بر استان و اثر ضرایب بازخوردی استان بر رشد اقتصادی منطقه در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ می‌باشد. جداول داده- ستانده دو منطقه‌ای سال‌های ۱۳۸۰، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ که با استفاده از جداول داده- ستانده ملی این سال‌ها تهیه شده است، منابع آماری این تحقیق را تأمین کرده است. نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که افزایش سطح تقاضای نهایی سایر مناطق و تغییر ضرایب سرریزی در هر دو دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۰ و ۱۳۸۹-۱۳۸۵ تأثیر قابل‌توجهی بر تولید استان گلستان داشته‌اند در حالی که تغییر ضرایب بازخوردی تأثیر چندانی نداشته است. نتایج بررسی در سطح بخش‌ها نیز نشان می‌دهد که دو بخش کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی بیشترین تأثیر را از ضرایب سرریزی و بازخوردی پذیرفته‌اند.

کلمات کلیدی: تحلیل داده- ستانده دو منطقه‌ای، اثرات سرریزی، اثرات بازخوردی، استان گلستان.

طبقه بندی JEL: O41، R11، R12.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اداری و اقتصادی (نویسنده مسئول)

Email: ra.hosseinzadeh@yahoo.com

** استادیار اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، پردیس دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اداری و اقتصادی

Email: nsharify@umz.ac.ir

Abstract:

Investigation of regional growth requires an examination of the region's economic structure so as to identify the effective factors of its economic sectors' growth. This study aimed to decomposing economic growth factors in Golestan Province, emphasizing the role of spillovers coefficients from other regions and feedback coefficients during 2001-2010. The two regional I-O tables for the years 2001, 2006 and 2010, prepared from the respective national tables, have been used as database of the research. The results show that increasing the level of final demand in other regions and changes in spillover coefficients have a significant impact on Golestan output, whereas changes in feedback coefficients has minimal effect. The sector-level analysis indicates that agriculture and agro-based industries have been most affected by the spillover and feedback coefficients.

Keywords: Two Regional Input-Output Analysis, Spillover Effect, Feedback Effect, Golestan Province.
JEL: O41, R11, R12.

* Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran (Corresponding Author).

** Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran.

۱- مقدمه

یکی از تفاوت‌های اقتصاد منطقه‌ای در مقایسه با اقتصاد ملی، تحرک نسبتاً زیاد کالاها و خدمات در بین مناطق مختلف و اثرگذاری عامل فضا و مکان در تعیین رشد منطقه‌ای می‌باشد. این امر سبب شده است تا مدل‌های جدید رشد منطقه‌ای، به‌جای تأکید بر یک منطقه خاص، گروهی از مناطق با وابستگی متقابل را مورد بررسی قرار دهند. بر اساس این نظریه‌ها، رشد اقتصادی یک منطقه نه تنها تابع عملکرد اقتصادی خود منطقه است، بلکه تحت تأثیر عملکرد مناطق مجاور نیز قرار می‌گیرد. مناطق مختلف می‌توانند از طریق مجاری تبادل کالاها و خدمات، انتقال سرمایه و فن‌آوری با یکدیگر تعامل داشته باشند که این تبادل و تعامل بین مناطق موجب تأثیرپذیری رشد مناطق از یکدیگر می‌گردد.

تجارت و تبادل کالاها و خدمات بین‌منطقه‌ای می‌تواند از طریق اثر سرریزی[1] و اثر بازخوردی[2] رشد منطقه را تحت تأثیر قرار دهند. اثر سرریزی از سایر مناطق بر منطقه مورد نظر هنگامی رخ می‌دهد که افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات در خارج از منطقه مورد مطالعه باعث می‌شود تا این مناطق بخشی از نهاده‌های مورد نیاز برای تولید کالاها و خدمات و پاسخ‌گویی به تقاضای ایجاد شده را از این منطقه وارد نماید. این تحریک تقاضا و افزایش تولید کالاها و خدمات جدید در منطقه به خاطر افزایش تقاضا در خارج از منطقه تحت عنوان اثرات سرریزی سایر مناطق به منطقه یاد می‌شود. هر چه شدت وابستگی بخش‌های سایر مناطق به منطقه مورد مطالعه بیشتر باشد، افزایش مقدار معینی تقاضا در خارج از منطقه، سبب رشد بیشتری در اقتصاد منطقه می‌گردد. اثر بازخوردی منطقه نیز زمانی اتفاق می‌افتد که یک افزایش برونزای تقاضا در منطقه مورد نظر سبب شود تا قسمتی از این افزایش تقاضا را به سایر مناطق سرریز کند و موجب افزایش تقاضا در خارج از منطقه شود. به دنبال افزایش تقاضا و تولید در خارج از منطقه، این مناطق نیز قسمتی از نهاده‌های لازم برای تولید را از منطقه مورد نظر تقاضا می‌کنند. این تحریک دوباره تقاضای منطقه به خاطر افزایش تقاضای اولیه آن را اثرات بازخوردی منطقه می‌نامند (میلر و بلیر[3]، ۲۰۰۹: ۸۱).

توجه به عوامل مکانی مانند در نظر گرفتن اثرات سرریزی و بازخوردی در رشد مناطق می‌تواند منجر به توضیح بهتر و دقیق‌تر مطالعات رشد منطقه‌ای شود. این امر باعث شده است تا مدل‌های مختلفی برای تحلیل عوامل مؤثر بر رشد اقتصاد منطقه‌ای با تأکید بر مبادلات بین‌منطقه‌ای ارائه شود. در این میان، یکی از ویژگی‌های بارز مدل‌های داده- ستانده بین‌منطقه‌ای این است که برخلاف سایر مدل‌ها که تنها قادر به بررسی اثرات سرریزی بین مناطق هستند، قادر به بررسی اثرات بازخوردی نیز می‌باشند. ساختار این نوع جداول داده- ستانده به‌گونه‌ای است که از یک سو ساختار فعالیت‌های اقتصادی در داخل هر منطقه را نشان می‌دهند و از سوی دیگر صادرات و واردات متقابل بخش‌های مناطق مختلف را در نظر می‌گیرند.

این مطالعه در پی بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی استان گلستان، به ویژه اثر سرریزی سایر مناطق بر استان گلستان و اثر بازخوردی گلستان بر رشد تولید در دوره ۱۳۸۰- ۱۳۸۹ می‌باشد. برای این منظور از روش تجزیه و تحلیل ساختاری بر پایه الگوی داده- ستانده دو منطقه‌ای شامل استان گلستان و سایر اقتصاد ملی استفاده شده است. مطالعات متعددی در خصوص رشد اقتصادی منطقه‌ای صورت گرفته است، لکن تحلیل‌های مورد استفاده در این مطالعات بر اساس مدل‌های تک‌منطقه‌ای بوده است. از این‌رو ویژگی مهم این مطالعه در نظر گرفتن روابط متقابل بین‌بخشی یک منطقه با سایر مناطق از طریق اثرات سرریزی و بازخوردی به همراه دیگر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی منطقه می‌باشد.

این مطالعه در شش بخش سازماندهی شده است. بخش بعدی به مبانی نظری اختصاص دارد. بررسی مطالعات انجام شده در ارتباط با اثرات سرریزی و بازخوردی در رشد مناطق بخش سوم مقاله را تشکیل می‌دهد. روش شناسی تحقیق و معرفی منابع آماری آن به بخش چهارم موکول می‌شود. در بخش پنجم نتیجه حاصل از کاربرد مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. پایان بخش این مطالعه نیز خلاصه و نتیجه‌گیری

1. Spillover effect
2. Feedback effect
3. Miller and Blair (2009)

تحقیق می‌باشد.

۲. مبانی نظری

در ادبیات سنتی رشد اقتصاد منطقه‌ای وجود اثرات سرریز بین مناطق نادیده گرفته شده است. اثرات سرریز بین منطقه‌ای، اشاره به ایجاد نیروهای برون‌زای مثبت مانند افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات تولیدی در مناطق مجاور دارند. این اثرات می‌توانند راه رشد و توسعه مناطق را هموارتر و تسریع نمایند. علاوه بر این، اثرات سرریزی ممکن است موجب بهبود بهره‌وری و گسترش فعالیت بخش‌های اقتصادی مناطق مجاور را فراهم آورد که کسب منافع بیشتر، تحریک و تعمیق بیشتر همکاری‌های بین منطقه‌ای را محقق می‌سازد. از این‌رو در ادبیات جدید رشد و توسعه یک منطقه نه تنها عملکرد اقتصادی خود منطقه در نظر گرفته می‌شود، بلکه عملکرد مناطق مجاور نیز مورد توجه قرار می‌گیرد.

بر اساس مبانی جدید اقتصاد منطقه‌ای، رشد و توسعه اقتصادی یک منطقه، ظرفیت بازار منطقه برای محصولات تولید شده در دیگر مناطق را افزایش می‌دهد. به دنبال آن تولید کالاها و خدمات در سایر مناطق افزایش یافته و افزایش ظرفیت بازار در منطقه اولیه را فراهم می‌سازد. بر این اساس تحریک تقاضای اولیه در یک منطقه سبب ایجاد اثرات سرریزی و بازخوردی بین منطقه‌ای می‌شود. به این ترتیب، رشد اقتصادی مناطق به یکدیگر وابسته می‌باشد.

آسان‌تر شدن مبادلات بین مناطق سبب استفاده از منافع سرریزی و بازخوردی حاصل از روابط متقابل و کسب منفعت بیشتر می‌شود. این منافع شامل دسترسی به بازارهای نیروی کار بزرگ‌تر، دسترسی راحت‌تر بنگاه‌ها و عرضه کنندگان به بازارهای بزرگ‌تر جهت فروش کالاها و خدمات تولیدی و دسترسی بهتر و آسان‌تر شتریان به کالاها و خدمات می‌باشد (بانک جهانی، ۲۰۰۹: ۱۲۹).

دسترسی بنگاه‌های یک منطقه به بازارهای مناطق مجاور سبب ایجاد صرفه‌های ناشی از مقیاس تولید و کاهش هزینه‌ها می‌شود. کاهش هزینه‌ها نیز به نوبه خود سبب افزایش تولید بنگاه‌ها در منطقه و رشد اقتصاد منطقه می‌گردد.

به عقیده میردال، اثرات سرریزی یک منطقه در حال رشد، سبب افزایش تقاضا برای محصولات تولیدی مناطق مجاور می‌شود. به عبارت دیگر، نیازهای حاصل از رشد یک منطقه سبب باز شدن بازارهای جدید در مناطق هم‌جوار می‌شود که نتیجه آن افزایش درآمد این مناطق خواهد بود. به این ترتیب، به تدریج آثار رشد یک منطقه به مناطق مجاور نیز سرریز خواهد شد (میردال، ۱۹۵۷: ۲٤).

از سوی دیگر، با افزایش تقاضا برای محصولات مناطق مجاور، فرایند رشد در این مناطق به‌صورت تجمعی عمل می‌کند. زیرا تولید اضافی صورت گرفته برای پاسخ‌گویی به تقاضای کالاها و خدمات سبب افزایش بهره‌وری این مناطق می‌شود که کاهش دستمزدها را در پی خواهد داشت. کاهش دستمزدها هم به نوبه خود سبب افزایش تولید می‌گردد.

بر اساس اثرات سرریزی و بازخوردی می‌توان چگونگی دسته‌بندی مناطق و کشورهای فقیر و غنی در کنار یکدیگر در یک منطقه را توضیح داد. به این ترتیب که مناطق دارای رشد اقتصادی بالا، اثرات سرریزی بیشتری را داشته و مناطق هم‌جوار منافع بیشتری را از این اثر کسب خواهند کرد. به‌دنبال رشد مناطق هم‌جوار قسمتی از افزایش درآمد این مناطق به منطقه اولیه بازخورد خواهد نمود که این روند سبب رشد و توسعه بیشتر این مناطق در کنار یکدیگر خواهند شد.

۳. مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات رشد اقتصاد منطقه به دو گروه مطالعات تک‌منطقه‌ای و مطالعات چندمنطقه‌ای (دومنطقه‌ای و بیشتر) تقسیم می‌شوند. مطالعات فونک و نیبار[1] (۲۰۰۵) در خصوص اثر سرمایه اجتماعی در منطقه شرق آلمان بر رشد اقتصادی این منطقه در دوره زمانی ۱۹۹٦-۱۹۷٦؛ مطالعه هونگ و یوان[2] (۲۰۱۱) در مورد نقش ساختار اقتصادی و صنعتی استان گوانگدونگ[3] در چین؛ تحقیق پیرجیووانی[4] و همکاران (۲۰۱۲) درباره اثر عوامل مختلف از جمله ایجاد صنایع جدید بر رشد اقتصاد استان‌های

1. Funke and Niebuhr (2005)
2. Hong and Yuan (2011)
3. Guangdong
4. Piergiovanni et al. (2012)

مختلف ایتالیا در دوره ۲۰۰٦-۲۰۰۱ و بالاخره مطالعه مالیک[1] (۲۰۱۳) درباره نقش سرمایه‌گذاری خصوصی در رشد اقتصادی ۱۵ استان هند در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۳، در گروه مطالعات تک منطقه‌ای قرار می‌گیرند. در ایران هم مطالعاتی از این دست صورت گرفته است که مطالعه سلیمی‌فر (۱۳۸۱) در خصوص نقش توسعه صنعتی در رشد و توسعه منطقه‌ای در استان‌های کشور در دوره ۱۳۷۵-۱۳۵۵؛ ایروانی (۱۳۸۱) در ارتباط با بررسی عوامل مؤثر بر رشد استان‌های منتخب کشور در دوره ۱۳۷۹-۱۳۷٦؛ محمدی (۱۳۸۱) در مورد نقش عوامل مختلف با تأکید بر آموزش بر رشد اقتصادی استان فارس در دوره ۱۳۷۹-۱۳۵۵ و مطالعه دهقان شبانی (۱۳۹۱) درباره اثر تجمیع فعالیت‌های صنعتی به همراه سایر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی مناطق مختلف کشور در دوره ۱۳۸۵-۱۳۷۹ از جمله این مطالعات می‌باشد.

در مقابل، گروهی دیگر از مطالعات، با در نظر گرفتن ارتباط بین مناطق مختلف یک اقتصاد، نقش این ارتباط در رشد مناطق را هم مورد توجه قرار داده‌اند. این گروه به نوبه خود به دو دسته عمده تقسیم می‌شود. دسته اول، مطالعاتی است که اثر ارتباط بین مناطق بر رشد آن‌ها را بررسی کرده‌اند. برای مثال آکیتا و کاتا اوکا[2] (۲۰۰۲) عوامل مؤثر بر رشد منطقه کیوشو ژاپن در دوره زمانی ۱۹۹۰-۱۹٦۵ را با استفاده از مدل داده- ستانده چندمنطقه‌ای بررسی و اهمیت ارتباط بین‌منطقه‌ای در رشد این منطقه را نشان داده است. مطالعات مشابه دیگری در فرانسه توسط لانتنر و کارلر[3] (۲۰۰٤) با استفاده از مدل داده- ستانده شش‌منطقه‌ای، باتلر و مدسن[4] (۲۰۰۵) در دانمارک در چارچوب ماتریس حسابداری اجتماعی چندمنطقه‌ای، منگ و کیو[5] (۲۰۰۷) در چین با استفاده از مدل داده- ستانده چندمنطقه‌ای، براسالنت و پروگینی[6] (۲۰۱۰) در اروپا به کمک تکنیک اقتصادسنجی فضایی، ژانگ[7] (۲۰۰۸)، بی و همکاران[8] (۲۰۱۲) و یو و همکاران[9] (۲۰۱۳) در چین در قالب الگوی اقتصادسنجی فضایی صورت گرفته است. نتیجه این مطالعات نشان‌دهنده اهمیت ارتباط بین منطقه‌ای بر رشد اقتصادی مناطق می‌باشد. مطالعات مشابهی هم توسط اکبری و مؤیدفر (۱۳۸۳)، کسرایی (۱۳۸٦) و اکبری و همکاران (۱۳۹۰) در ایران صورت پذیرفته است که تأثیر مثبت ارتباط بین منطقه‌ای بر رشد مناطق را مورد تأیید قرار داده‌اند.

دسته دوم مطالعاتی است که ضمن بررسی اثرات سرریزی و بازخوردی در تحقیقات چند منطقه‌ای، خطای در نظر نگرفتن این عوامل در حالت تک‌منطقه‌ای را نیز محاسبه کرده‌اند. برای مثال میلر (۱۹٦٦) خطای ناشی از نادیده گرفتن اثرات سرریزی و بازخوردی را با یک مدل داده- ستانده دو منطقه‌ای ده بخشی ۱٤ درصد برآورد نموده است. مطالعات مشابهی هم توسط یامادا و ایهارا[10] (۱۹٦۸)، گری تک[11] (۱۹۷۰)، ریفلر و تایبوت[12] (۱۹۷۰)، بیرز (۱۹۸۳)، اسکلینن[13] (۱۹۸۳)، بزازان و همکاران (۱۳۸۸) و ترین و همکاران[14] (۲۰۱۲) صورت گرفته است. نتیجه این مطالعات نشان می‌دهد که اثرات سرریزی و بازخوردی عامل مهمی در ضرایب منطقه‌ای محسوب می‌شود و خطای در نظر نگرفتن آن‌ها قابل اغماض نمی‌باشد.

٤. روش تحقیق و پایه‌آماری

٤.۱. ساختار جدول دو منطقه‌ای و فرایند محاسبه آن

ساختار جدول داده- ستانده دو منطقه‌ای در شکل (۱) نشان داده شده است. همان‌طور که در این شکل مشاهده می‌شود، ساختار جدول داده- ستانده دو منطقه‌ای به‌گونه‌ای است که علاوه بر مبادلات بین‌بخشی داخل مناطق، مبادلات بخشی بین مناطق نیز مورد توجه قرار می‌گیرد. تهیه آمار واردات و صادرات بخشی بین مناطق و به تبع آن ساخت جداول دو منطقه‌ای به روش آماری دارای هزینه بالایی است که نیازمند

1. Mallick (2013)
2. Akita and Kataoka (2002)
3. Lantner and Carluer (2004)
4. Butler and Madsen (2005)
5. Meng and Qu (2007)
6. Bracalente and Perugini (2010)
7. Zhang (2008)
8. Bai et al. (2012)
9. Yu et al. (2013)
10. Yamada and Ihara (1986)
11. Greytak (1970)
12. Riefler and Tiebout (1970)
13. Eskelinen (1983)
14. Trinh et al. (2012)

صرف زمان زیادی می‌باشد. به همین جهت اغلب روش‌های غیرآماری برای ساخت این نوع جداول به‌کار گرفته می‌شود. در این مطالعه از روش غیرآماری که اولین بار توسط نوین و همکاران[1] (۱۹٦٦) برای اقتصاد انگلستان به‌کار گرفته شده است، استفاده می‌شود.

برای این منظور، ابتدا با استفاده از روش سهم مکانی اصلاح شده فلگ (AFLQ)[2] که توسط فلگ[3] (۲۰۰۰) ارائه شده است، دو جدول تک‌منطقه‌ای برای استان گلستان و سایر استان‌ها تهیه می‌گردد. به این ترتیب، ماتریس‌های Z^{GG} و Z^{SS} حاصل می‌شود. با ساخت جداول تک‌منطقه‌ای برای مناطق مورد نظر، امکان ساخت ماتریس ضرایب درون‌منطقه‌ای استان گلستان (A^{GG}) و سایر مناطق (A^{SS}) میسر می‌شود. برای محاسبه ماتریس‌های Z^{GS} و Z^{SG} نیاز به برآورد صادرات و واردات بخشی بین مناطق می‌باشد. در جدول داده- ستانده دو منطقه‌ای بدون در نظر گرفتن صادرات مجدد[4]، صادرات یک منطقه واردات منطقه دیگر محسوب می‌شود. از این‌رو برای برآورد صادرات و واردات مناطق، کافی است تا واردات بخش‌های یک منطقه از منطقه دیگر برآورد شود. برای این کار از روابط زیر استفاده می‌گردد:

$$A^{GS} = A^{N} - A^{SS}, A^{SG} = A^{N} - A^{GG} \qquad (۱)$$

در این رابطه A^{N} ماتریس ضرایب فنی بخش‌ها در سطح ملی، A^{GG} ماتریس ضرایب فنی مبادلات درون منطقه‌ای استان گلستان و A^{SS} ماتریس ضرایب مبادلات درون منطقه‌ای سایر مناطق کشور می‌باشد. همچنین A^{GS} و A^{SG} به‌ترتیب ماتریس ضرایب واردات سایر مناطق از استان گلستان و ماتریس ضرایب واردات استان گلستان از سایر مناطق را نشان می‌دهند. ماتریس‌های X^{S} و X^{G}، از حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران به‌دست می‌آید. بردار تقاضای نهایی دو منطقه هم به صورت پسماند با تراز کردن جدول این مناطق محاسبه می‌شود. جدول بین‌منطقه‌ای حاصل، مبنای تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر رشد منطقه‌ای و از آن‌جمله اثرات سرریزی و بازخوردی می‌باشد.

ستانده کل	تقاضای نهایی	تقاضای واسطه		بخش‌های اقتصادی	
		سایر اقتصاد ملی	گلستان		
		1 ... n	1 ... n		
X^{G}	Y^{G}	Z^{GS}	Z^{GG}	1 . . n	گلستان
X^{S}	Y^{S}	Z^{SS}	Z^{SG}	1 . . n	سایر اقتصاد ملی
		V^{S}	V^{G}		ارزش افزوده
		$X^{`S}$	$X^{`G}$		داده کل

شکل (۱): ساختار جدول داده- ستانده دو منطقه‌ای

۲.٤. تجزیه منابع رشد منطقه

در یک سیستم داده- ستانده دو منطقه‌ای، معادله تولید مناطق به‌صورت رابطه (۲) تعریف می‌شود:

$$\begin{pmatrix} X_G \\ X_S \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A^{GG} & A^{GS} \\ A^{SG} & A^{SS} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} X_G \\ X_S \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} Y_G \\ Y_S \end{pmatrix} \qquad (۲)$$

از ساده سازی رابطه (۲) و مرتب کردن آن بر حسب تولید مناطق، رابطه (۳) حاصل خواهد شد.

$$\begin{pmatrix} X_G \\ X_S \end{pmatrix} = \left[\begin{pmatrix} I & 0 \\ 0 & I \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} A^{GG} & A^{GS} \\ A^{SG} & A^{SS} \end{pmatrix} \right]^{-1} \begin{pmatrix} Y_G \\ Y_S \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C^{GG} & C^{GS} \\ C^{SG} & C^{SS} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_G \\ Y_S \end{pmatrix} \qquad (۳)$$

I ماتریس یکه با ابعاد (n×n) و C ماتریس معکوس لئونتیف در حالت دو منطقه‌ای است که ماتریس اخیر به‌صورت رابطه (٤) قابل تفکیک می‌باشد.

$$\begin{pmatrix} X_G \\ X_S \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C^{GG} & C^{GS} \\ C^{SG} & C^{SS} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Y_G \\ Y_S \end{pmatrix} = \left[\begin{pmatrix} C^{G} & 0 \\ 0 & C^{S} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} T^{G} & 0 \\ 0 & T^{S} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0 & C^{GS} \\ C^{SG} & 0 \end{pmatrix} \right] \begin{pmatrix} Y_G \\ Y_S \end{pmatrix} \qquad (٤)$$

$$C^{G} = (I - A^{GG})^{-1}, \quad C^{S} = (I - A^{SS})^{-1}, \quad T^{G} = C^{GG} - C^{G}, \qquad (٥)$$

1. Nevin, Roe and Round (1966)
2. Augmented Flegg Location Quotient
3. Flegg (2000)
4. Cross Hauling

بر اساس رابطه (٤)، بردار تولید استان گلستان در زمان معین t به‌صورت رابطه (٦) در می‌آید:

$$X_t^G = C_t^{GG} Y_t^G + C_t^{GS} Y_t^S = (C_t^G + T_t^G).Y_t^G + C_t^{GS}.Y_t^S \quad (٦)$$

ماتریس C^G (n×n)، نشان‌دهنده ماتریس معکوس مبادلات بین بخشی استان گلستان می‌باشد. ماتریس‌های T^G و C^{GS} به‌ترتیب ماتریس ضرایب بازخوردی استان گلستان و ماتریس ضرایب سرریزی سایر مناطق به استان گلستان را نشان می‌دهند.

ماتریس تقاضای نهایی مناطق قابل تجزیه به حاصل ضرب دو ماتریس F و S می‌باشد. عناصر S که به‌صورت $[s_{ij}] = [Y_{ij}] / [\sum_i^n Y_{ij}]$ تعریف می‌شوند، سهم بخش‌ها از تقاضای نهایی مناطق را نشان می‌دهند. اسکالر F نیز کل تقاضای نهایی منطقه می‌باشد. به این ترتیب بردار تولید استان گلستان از رابطه (٧) به دست می‌آید:

$$X_t^G = (C_t^G + T_t^G).S_t^G.F_t^G + C_t^{GS}.S_t^S.F_t^S \quad (٧)$$

بر اساس رابطه (٧)، تغییرات تولید این استان در دوره زمانی t و t-1 به‌صورت زیر قابل تجزیه می‌باشد:

$$\begin{aligned} X_t^G - X_{t-1}^G = \Delta X_t^G = \\ + C_{t-1}^{GG}.S_{t-1}^G.\Delta F^G \quad (٨-١) \\ + C_{t-1}^{GG}.\Delta S^G.F_{t-1}^G \quad (٨-٢) \\ + \Delta C^G.Y_{t-1}^G \quad (٨-٣) \\ + \Delta T^G{}_t.Y^G{}_{t-1} \quad (٨-٤) \\ + C_{t-1}^{GS}.S_{t-1}^S.\Delta F^S \quad (٨-٥) \\ + C_{t-1}^{GS}.\Delta S^S.F_{t-1}^S \quad (٨-٦) \\ + \Delta C^{GS}.Y_{t-1}^S \quad (٨-٧) \\ + JE \quad (٨-٨) \end{aligned} \quad (٨)$$

رابطه (٨-١) و (٨-٢)، به‌ترتیب اثرات تغییر در سطح تقاضای نهایی و تغییر در ساختار تقاضای نهایی استان گلستان بر سطح تولیدات آن را نشان می‌دهد. نقش تغییر در ساختار اقتصاد استان در رابطه (٣-٨) نشان داده شده است. رابطه (٤-٨)، نقش تغییر در ضرایب بازخوردی استان را نشان می‌دهد. رابطه‌های (٥-٨) و (٦-٨) به‌ترتیب اثر تغییر در سطح تقاضای نهایی و تغییر در ساختار تقاضای نهایی سایر مناطق بر تغییرات تولید در استان گلستان را نشان می‌دهند. اثر تغییر در ضرایب سرریزی سایر مناطق بر تغییرات در تولید استان گلستان در رابطه (٧-٨) نشان داده شده است. و در نهایت، رابطه (٨-٨)، (JE) نقش تغییر همزمان همه متغیرها بر تولید استان را مشخص می‌کند.

٣.٤. پایه‌های آماری

تهیه جداول داده- ستانده تک‌منطقه‌ای و به‌دنبال آن ساخت جداول دو منطقه‌ای برای هر یک از سال‌های ١٣٨٠، ١٣٨٥ و ١٣٨٩ نیازمند داشتن دو نوع پایه‌های آماری شامل جداول داده- ستانده متقارن ملی و حساب‌های منطقه‌ای می‌باشد. برای تهیه جدول داده- ستانده متقارن ملی سال ١٣٨٠، از جدول مصرف ٩٩×١٤٧ و جدول عرضه ٩٩×١٤٧ بعدی استفاده شده است که حاصل آن ماتریس متقارن بخش در بخش ٩٩×٩٩ بخشی با فرض تکنولوژی بخش بوده است. برای سازگاری عناوین حساب‌های جدول داده- ستانده متقارن با حساب‌های منطقه‌ای مرکز آمار ایران حساب‌های جدول در ٦٥ بخش تجمیع شده است.

جداول متقارن ٦٢ بخشی سال ١٣٨٥ و ٢١ بخشی سال ١٣٨٩ از روزآمد جدول سال ١٣٨٠ به‌دست آمده است (دفتر مطالعات اقتصادی مرکز پژوهش‌های مجلس جمهوری اسلامی ایران ١٣٩١). جهت هم‌خوانی بین عناوین سطرهای جداول سال‌های ١٣٨٥ و ١٣٨٩ با حساب‌های منطقه‌ای، این جداول به ترتیب در ٤٤ بخش و ١٦ بخش تجمیع شده‌اند.

برای قابل مقایسه ساختن جداول با یکدیگر، با استفاده از شاخص ضمنی قیمت تولیدات بخش‌ها، با روش تعدیل مضاعف، جداول به قیمت ثابت تبدیل شده است. برای محاسبه این شاخص‌ها ابتدا تولید جاری و ثابت بر اساس بخش‌های جداول داده- ستانده سال‌های مختلف همسان‌سازی و تجمیع شده و سپس تولید بخش‌ها به قیمت جاری به تولید بخش‌ها به قیمت ثابت سال ١٣٧٦ تقسیم گردید. آمار مورد

نیاز برای محاسبه شاخص قیمت بخش‌ها از مرکز آمار ایران اخذ شده است. در پایان با تجمیع جداول، جداول ۱۶ بخشی سال‌های ۱۳۸۰، ۱۳۸۵ و ۱۳۸۹ مبنای محاسبه تغییرات تولیدات استان گلستان قرار گرفته است.

۵. تحلیل نتایج

بر اساس آمار مرکز آمار ایران تولید کل استان گلستان در سال ۱۳۸۰ برابر ۱۶۱۳۹۰۲۸/۴۵ میلیارد ریال می باشد که حدود ۱/۴ درصد کل تولید کشور می‌باشد. در این میان سهم بخش کشاورزی نسبت به دیگر بخش‌ها بیشتر بوده است و حدود ۲/۵ درصد کل تولیدات بخش کشاورزی را تشکیل می‌دهد.

داده‌های تولید استان گلستان در سال ۱۳۸۵ نشان می‌دهد که کل تولید استان در این سال برابر ۴۵۱۲۸۵۰۳/۴۳ میلیارد ریال می‌باشد. این رقم حدود ۱/۲۲ درصد کل تولید کشور را شامل می‌شود. مقایسه سهم تولید استان از کل کشور در دو سال ۱۳۸۰ و ۱۳۸۵ نشان می‌دهد که اهمیت اقتصاد استان نسبت به کل کشور در سال ۱۳۸۵ نسبت به سال ۱۳۸۰ اندکی کاهش داشته است.

بر اساس داده‌های سال ۱۳۸۹ تولید کل استان گلستان برابر ۹۸۸۳۶۵۳۸/۴۸ میلیارد ریال بوده و این رقم حدود ۱/۲۴ درصد تولید کل کشور در این سال می‌باشد. بخش‌های کشاورزی، صنایع وابسته به کشاورزی و همچنین عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه به ترتیب با سهمی معادل ۳/۱ درصد، ۲/۸ درصد و ۱/۸ درصد از کل تولید این بخش‌ها در سطح کشور بیشترین سهم را نسبت به دیگر بخش‌های استان دارا می‌باشند.

نتایج حاصل از تجزیه عوامل مؤثر بر رشد ستانده استان گلستان در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ در جدول (۱) نشان داده شده است. بر اساس نتایج این جدول، مقدار تولید استان در دوره اول (۸۵-۸۰) ۴۳۱۱/۸۱ میلیارد ریال و در دوره دوم ۲۰۲۱/۹۵ میلیارد ریال افزایش یافته است.

نتایج محاسبات در دوره اول نشان می‌دهد که سه عامل افزایش تقاضای نهایی استان، تغییر ضرایب سرریز از مناطق دیگر و افزایش سطح تقاضای نهایی سایر مناطق کشور، اثر قابل‌توجهی بر رشد تولید استان داشته‌اند. افزایش سطح تقاضای نهایی بخش‌های اقتصادی گلستان در این دوره موجب ۳۱۷۹/۷ میلیارد ریال افزایش تولید در این استان شده است که حدود ۷۴ درصد افزایش تولید استان را شامل می‌شود.

تغییر ضرایب سرریزی با سهمی معادل ۴۰ درصد، موجب ۱۷۰۵/۰۷ میلیارد ریال افزایش تولید در استان شده است. افزایش سطح تقاضای نهایی سایر مناطق که از نظر اثرگذاری بر رشد اقتصادی استان رتبه سوم را دارا می‌باشد، تولید استان را به میزان ۷۲۹/۴۲ میلیارد ریال افزایش داده است. برخلاف سه عامل ذکر شده، تغییر ضرایب بازخوردی استان و تغییر ساختار تقاضای نهایی سایر مناطق اثر اندکی بر افزایش تولید استان داشته‌اند.

جدول (۱): عوامل مؤثر بر رشد استان گلستان در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ (میلیارد ریال)

متغیر	دوره ۸۵-۱۳۸۰		دوره ۸۹-۱۳۸۵	
	مقدار	سهم	مقدار	سهم
اثر تغییر سطح تقاضای نهایی استان	۳۱۷۹/۷۰	۰/۷۴	۲۶۰/۶۵	۰/۱۳
اثر تغییر ساختار تقاضای نهایی استان	-۱۴۸/۰۴	-۰/۰۳	۶۷/۱۷	۰/۰۳
اثر تغییر ساختار اقتصاد استان	-۱۱۵۸/۴۶	-۰/۲۷	۱۵۲۲/۶۷	۰/۷۵
اثر تغییر ضرایب بازخوردی استان	۲۲/۹۴	۰/۰۱	-۲۴/۴۶	-۰/۰۱
اثر تغییر سطح تقاضای نهایی سایر مناطق	۷۲۹/۴۲	۰/۱۷	۴۰۸۵/۲۶	۲/۰۲
اثر تغییر ساختار تقاضای نهایی سایر مناطق	۱۴۸/۶۸	۰/۰۳	۶۱۴/۲۱	۰/۳
اثر تغییر ضرایب سرریزی سایر مناطق	۱۷۰۵/۰۷	۰/۴۰	-۱۳۴۳/۹۰	-۰/۶۶
اثر تغییر همزمان متغیرها	-۱۶۷/۵۱	-۰/۰۴	-۳۱۵۹/۶۶	-۱/۵۶
کل تغییرات ستانده استان گلستان	۴۳۱۱/۸۱	۱	۲۰۲۱/۹۵	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۲): اثر ضرایب سرریزی و باز خوردی بر تولید بخش‌های استان گلستان دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۰ (واحد: میلیارد ریال)

بخش‌ها	تغییر کل		اثر تغییر ضرایب سرریزی		اثر تغییر ضرایب بازخوردی	
	مقدار	سهم	مقدار	سهم	مقدار	سهم
کشاورزی	۱۰۴۵/۸۶	۰/۲۴	۲۰۰/۵۹	۰/۱۲	۴/۰۰	۰/۱۷
معدن	۰/۵۰	۰/۰۰	-۲۷/۵۹	-۰/۰۲	-۰/۲۷	-۰/۰۱
صنایع وابسته به کشاورزی	۷۵۴/۰۰	۰/۱۷	۱۴۰۰/۴۶	۰/۸۲	۱۸/۰۹	۰/۷۹
کک، فراورده‌های نفتی، سوخت هسته‌ای	-۰/۰۸	۰/۰۰	-۲/۸۳	۰/۰	-۰/۰۱	۰/۰
ساخت محصولات شیمیایی و سایر فرآورده‌های نفتی	۶۰/۴۲	۰/۰۱	۶/۶۳	۰/۰	۰/۱	۰/۰
سایر صنایع	۱۹۱/۳۷	۰/۰۴	-۶۳/۶۹	-۰/۰۴	-۰/۴۹	-۰/۰۲
تولید، انتقال و توزیع برق	۹/۳۸	۰/۰۰	۸/۸۲	۰/۰۱	۰/۰۷	۰/۰
جمع‌آوری، تصفیه و توزیع آب	۱۵/۰۸	۰/۰۰	-۷/۳۹	۰/۰	-۰/۱	۰/۰
پالایش و توزیع گاز طبیعی	-۱۸/۲۴	۰/۰۰	۰/۰۳	۰/۰	۰/۰۱	۰/۰
ساختمان	۴۱۷/۹۵	۰/۱	۵۷/۶۶	۰/۰۳	۰/۲۱	۰/۰۱
عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه	۷۴۹/۵۷	۰/۱۷	۶۲/۲۹	۰/۰۴	۰/۸۹	۰/۰۴
هتل، خوابگاه و رستوران	۱۵/۴۲	۰/۰	۳/۲	۰/۰	۰/۰۳	۰/۰
حمل و نقل و ارتباطات	۳۵۸/۹۱	۰/۰۸	۳۰/۹	۰/۰۲	۰/۳۱	۰/۰۱
بیمه و واسطه‌گری‌های مالی	-۲۱/۵۱	۰/۰۰	۴/۷۶	۰/۰	۰/۰۳	۰/۰
آموزش	۳۸/۲۲	۰/۰۱	۱/۵	۰/۰	۰/۰۱	۰/۰
سایر خدمات	۶۹۴/۹۵	۰/۱۶	۲۹/۷۲	۰/۰۲	۰/۰۸	۰/۰
مجموع	۴۳۱۱/۸۱	۱	۱۷۰۵/۰۷	۱	۲۲/۹۴	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

از سوی دیگر ساختار اقتصادی و ساختار تقاضای نهایی استان در این دوره در جهت کاهش تولید تغییر کرده‌اند. تغییر در ساختار اقتصادی و ساختار تقاضای نهایی استان به ترتیب، ۱۱۵۸/۴۶ میلیارد ریال و ۱۴۸/۰۴ میلیارد ریال کاهش تولیدات استان را در پی داشته است.

یکی از دلایل این امر کاهش سهم تقاضای نهایی بخش‌هایی مانند کشاورزی، معدن و صنایع وابسته به کشاورزی است که ارتباط گسترده‌ای با سایر بخش‌های اقتصادی استان دارند. این بخش‌ها ارتباط پسین و پیشین قوی‌تری با دیگر بخش‌های استان در مقایسه با بخش‌هایی مانند ساخت محصولات شیمیایی و سایر فرآورده‌های نفتی دارند و کاهش سهم تقاضای نهایی در این بخش‌ها موجب کاهش شدیدی در تولید منطقه شده است. از سوی دیگر سهم تقاضای نهایی بخش‌هایی از قبیل ساخت محصولات شیمیایی و سایر فرآورده‌های نفتی که ارتباط پیشین و پسین ضعیفی با دیگر بخش‌های استان دارد افزایش یافته است و به‌دلیل این ارتباط ضعیف با اقتصاد داخلی قسمت عمده‌ای از افزایش تقاضای این بخش‌ها به دیگر مناطق نشت می‌کند. در نتیجه افزایش تقاضای نهایی در این بخش‌ها و تغییر ساختار تقاضای نهایی به سمت این بخش‌ها کمک چندانی به افزایش تولید و رشد اقتصادی منطقه نخواهد داشت.

نتایج دوره (۱۳۸۹-۱۳۸۵) نشان می‌دهد که افزایش سطح تقاضای نهایی در سایر مناطق اثر شدیدی بر رشد اقتصادی استان داشته است. به‌طوری که ۴۰۸۵/۲۶ میلیارد ریال افزایش در تولید استان را در پی داشته است. تأثیر تغییر در ساختار اقتصادی استان و افزایش در سطح تقاضای نهایی آن بر رشد اقتصادی استان به ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار دارند. این عوامل به‌ترتیب موجب ۱۵۲۲/۶۷ میلیارد ریال و ۲۶۰/۶۵

میلیارد ریال افزایش در تولید استان شده‌اند. و بالاخره، تغییر در ساختار تقاضای نهایی استان نیز اثر اندکی بر رشد ستانده آن داشته است.

در مقابل، تغییرات در ضرایب سرریزی و بازخوردی سبب کاهش تولید استان شده‌اند. در این بین، اثر تغییر در ضرایب سرریزی با ۱۳۴۳/۹۰ میلیارد ریال کاهش تولید استان قابل توجه می‌باشد. اما تغییرات در ضرایب بازخوردی با ۲۴/۴۶ میلیارد ریال کاهش تولید، تأثیر اندکی بر اقتصاد استان داشته است.

مقایسه نتایج در دو دوره نشان می‌دهد که افزایش سطح تقاضای نهایی استان در دوره اول سهم بسیار عمده‌ای در رشد استان داشته است. ولی سهم این عامل در دوره دوم به‌شدت کاهش یافته است. سطح تقاضای نهایی سایر مناطق در هر دو دوره سهم مثبتی در رشد اقتصاد استان داشته است. البته اثر این عامل در دوره دوم بسیار بیشتر از دوره اول می‌باشد.

تغییر ضرایب بازخوردی در دوره اول باعث افزایش تولید و در دوره دوم باعث کاهش تولید استان شده است. با این حال، نقش این عامل در هر دو دوره نسبت به دیگر عوامل بسیار ناچیز و در حدود یک درصد بوده است. اثر تغییر ضرایب سرریزی مانند ضرایب بازخوردی در دوره اول مثبت و در دوره دوم منفی می‌باشد. با این‌حال، برخلاف ضرایب بازخوردی، نقش این عامل در تولید استان در هر دو دوره قابل توجه است.

جدول (۲) تغییرات تولیدات بخش‌های اقتصادی استان گلستان در دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۰ و نقش تغییر ضرایب سرریزی و بازخوردی در تغییرات تولیدات آن‌ها را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج این جدول، بخش‌های کشاورزی/ صنایع وابسته به کشاورزی/ و عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه/ به ترتیب بیشترین افزایش تولید را در استان داشته‌اند. تولید بخش کشاورزی به میزان ۱۰۴۵/۸۶ میلیارد ریال افزایش یافته است که حدود ۲۴ درصد کل افزایش ستانده استان می‌باشد. افزایش تولید در بخش صنایع وابسته به کشاورزی نیز حدود ۷۵۴ میلیارد ریال بوده است که ۱۷ درصد از کل افزایش تولید استان را به خود اختصاص داده است. تولید بخش عمده فروشی، خرده فروشی و تعمیر وسایل نقلیه نیز ۷۴۹/۵۷ میلیارد ریال افزایش نشان می‌دهد که ۱۷ درصد از این افزایش را شامل می‌شود.

از ۱۷۰۵/۰۷ میلیارد ریال افزایش تولید ناشی از اثرات سرریزی دیگر مناطق استان، بخش‌های صنایع وابسته به کشاورزی/ و کشاورزی به ترتیب بیشترین سهم را به خود اختصاص داده‌اند. ۸۲ درصد از افزایش تولید ناشی از ضرایب سرریزی، در بخش صنایع وابسته به کشاورزی و ۱۲ درصد هم در بخش کشاورزی بوده است که مقدار این افزایش در بخش صنایع وابسته به کشاورزی ۱۴۰۰/۴۶ میلیارد ریال و در بخش کشاورزی ۲۰۰/۵۹ میلیارد ریال بوده است. از سوی دیگر اثر این عامل بر سه بخش معدن/، کک، فرآورده‌های نفتی، سوخت هسته‌ای/ و سایر صنایع، منفی و باعث کاهش تولید در این بخش‌ها شده است.

نتایج حاصل از تغییرات در ضرایب بازخوردی در تولیدات استان ۲۲/۹۴ میلیارد ریال بوده است که قسمت عمده این افزایش به ترتیب در دو بخش کشاورزی و صنایع وابسته به کشاورزی صورت پذیرفته است. سهم این دو بخش از کل افزایش تولید ناشی از ضرایب بازخوردی حدود ۹۶ درصد می‌باشد. همچنین این عامل باعث افزایش ۱۸/۰۹ میلیارد ریال تولید در بخش صنایع وابسته به کشاورزی و حدود ۴ میلیارد ریال تولید در بخش کشاورزی شده است. در مقابل تولید بخش‌های معدن/، کک، فرآورده‌های نفتی، سوخت هسته‌ای/ و سایر صنایع، در اثر این عامل کاهش یافته است. بیشترین اثر منفی این عامل در بخش سایر صنایع بوده که باعث کاهش تولید این بخش به میزان ۴۹۰ میلیون ریال شده است.

تغییر تولید بخش‌های استان گلستان در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵ و نقش تغییر ضرایب سرریزی و بازخوردی در این دوره در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس این جدول تولید استان گلستان در دوره مذکور به اندازه ۲۰۲۱/۹۵ میلیارد ریال افزایش نشان می‌دهد. بیشترین افزایش تولید به ترتیب در سه بخش سایر خدمات، ساختمان و صنایع وابسته به کشاورزی می‌باشد.

جدول (۳): اثر ضرایب سرریزی و باز خوردی بر تولید بخش‌های استان گلستان دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵ (میلیارد ریال)

بخش‌های اقتصادی	تغییر کل		اثر تغییر ضرایب سرریزی		اثر تغییر ضرایب بازخوردی	
	مقدار	سهم	مقدار	سهم	مقدار	سهم
کشاورزی	-۳۱۷/۷۵	-۰/۱۶	-۶۷/۷۳	۰/۰۵	-۵/۳۲	۰/۲۲
معدن	۳/۳۹	۰/۰۰	-۲۶/۹۶	۰/۰۲	-۰/۱۷	۰/۰۱
صنایع وابسته به کشاورزی	٤۰٦/۸٤	۰/۲	-۱۵۹/۱	۰/۱۲	-۱۱/۳۹	۰/٤۷
کک، فراورده‌های نفتی، سوخت هسته‌ای	۳/۲۲	۰/۰۰	-۱۹/۱٦	۰/۰۱	-۰/۱۵	۰/۰۱
ساخت محصولات شیمیایی و سایر فرآورده‌های نفتی	-٦۲/۲۲	-۰/۰۳	-۳٦/۷۵	۰/۰۳	-۰/۲۸	۰/۰۱
سایر صنایع	۳۰۳/۱۲	۰/۱۵	-۱۰٤/۷۲	۰/۰۸	-۰/۵٦	۰/۰۲
تولید، انتقال و توزیع برق	۱۲/۸	۰/۰۱	-۱۷/۱۸	۰/۰۱	-۰/۱	۰/۰۰
جمع‌آوری، تصفیه و توزیع آب	-٤/۸۱	۰/۰۰	-۳/۱۸	۰/۰۰	-۰/۰٦	۰/۰۰
پالایش و توزیع گاز طبیعی	٤۹/۸۱	۰/۰۲	۱/۱۹	۰/۰۰	-۰/۰۱	۰/۰۰
ساختمان	٤۸٤/۰۳	۰/۲٤	-۲٦/۲۲	۰/۰۲	-۰/۲٤	۰/۰۱
عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها	۱۱۲/۸۷	۰/۰٦	-٦۲٦/۵	۰/٤۷	-٤/۲۸	۰/۱۸
هتل، خوابگاه و رستوران	۱۰	۰/۰۰	-۱۹/۷٤	۰/۰۱	-۰/۱۳	۰/۰۱
حمل و نقل و ارتباطات	۲۲۷/۵۱	۰/۱۱	-۱٤٤/۹۱	۰/۱۱	-۱/۰٦	۰/۰٤
بیمه و واسطه گریهای مالی	۱٤۸/٤۱	۰/۰۷	۱٤/۵۳	-۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۰
آموزش	٦٤/٤۸	۰/۰۳	-٤/۰٤	۰/۰۰	-۰/۰۳	۰/۰۰
سایر خدمات	۵۸۰/۲٦	۰/۲۹	-۱۰۳/٤٤	۰/۰۸	-۰/۷	۰/۰۳
مجموع	۲۰۲۱/۹۵	۱	-۱۳٤۳/۹	۱	-۲٤/٤٦	۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج مربوط به اثر ضرایب سرریزی نشان می‌دهد که اثر این عامل در تمام بخش‌ها به‌جز دو بخش پالایش و توزیع گاز طبیعی و بیمه و واسطه‌گری‌های مالی منفی می‌باشد. بخش‌های عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها/ صنایع وابسته به کشاورزی/ و حمل و نقل و ارتباطات/ به ترتیب بیشترین کاهش تولید ناشی از ضرایب سرریزی را که به میزان ٦۲٦/۵، ۱۵۹/۱ و ۱٤٤/۹۱ میلیارد ریال بوده است، تجربه کرده‌اند. این امر به دلیل کاهش نیاز بخش‌های سایر مناطق اقتصاد ملی به تولیدات استان گلستان در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵ بوده است. مطالعه ضرایب سرریزی در سال ۱۳۸۵ نشان می‌دهد که مقدار این ضریب در بخش صنایع وابسته به کشاورزی برابر ۰/۰۵۲ بوده است. به این ترتیب، به ازای یک واحد افزایش در تقاضای نهایی بخش‌های سایر مناطق کشور، تولید در بخش کشاورزی استان گلستان به میزان ۰/۰۵۲ واحد افزایش می‌یابد. مقدار ضریب سرریزی این بخش در سال ۱۳۸۹ به ۰/۰٤٦ رسیده است که حاکی از کاهش نیاز بخش‌های سایر مناطق کشور به بخش صنایع وابسته به کشاورزی استان گلستان می‌باشد. این نتایج در مورد بخش‌های عمده فروشی، خرده فروشی، تعمیر وسایل نقلیه و کالاها/ و حمل و نقل و ارتباطات نیز صادق است.

مطالعه ضرایب سرریزی در سطح بخش‌ها نیز نشان داده است که در هر سه دوره مورد مطالعه بخش‌های کشاورزی/ صنایع وابسته به کشاورزی/ و عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه دارای بیشترین ضرایب سرریزی بوده‌اند. به عنوان مثال در سال ۱۳۸۹ این ضرایب برای بخش‌های صنایع وابسته به کشاورزی (۰/۰٤٦)، بخش کشاورزی (۰/۰۲) و بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه برابر (۰/۰۰۸) بوده است. این ضرایب نشان می‌دهند که افزایش ۱۰۰۰ واحد تقاضای نهایی در دیگر مناطق کشور، باعث افزایش تقاضا و تولید ٤٦ واحد در بخش صنایع وابسته به کشاورزی، ۲۰ واحد در بخش کشاورزی و ۸ واحد در بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه خواهد شد.

بر اساس این نتایج می‌توان بیان نمود که اگر هدف سیاست‌گزاران استان گلستان رسیدن به رشد و توسعه بیشتر از

طریق افزایش صادرات استان به دیگر مناطق کشور باشد، باید میزان سرمایه‌گذاری را در سه بخش مذکور افزایش دهند تا توان تولیدی این بخش‌ها و توان رقابتی این بخش‌ها در مقایسه با سایر مناطق کشور افزایش یابد.

این امر از دو طریق افزایش تولید و رشد اقتصادی استان را به‌دنبال خواهد داشت. اول اینکه به‌دلیل ارتباط گسترده و قوی این بخش‌ها با سایر بخش‌های استان، موجب تحریک تقاضا و افزایش تولید و رشد اقتصاد استان خواهد شد. دوم به‌دلیل اثرپذیری زیاد این بخش‌ها از ضرایب سرریزی، صادرات این بخش‌ها افزایش یافته و درآمدهای بیشتری را نصیب استان خواهد کرد.

نتایج ضرایب بازخوردی هم نشان می‌دهد که این عامل باعث کاهش تولید استان به میزان ۲٤/٤٦ میلیارد ریال شده است. تأثیر این عامل در سطح بخش‌ها حاکی از آن است که این عامل باعث کاهش تولید در همه بخش‌ها به‌جز بیمه و واسطه‌گری مالی شده است. بخش‌های صنایع وابسته به کشاورزی/، کشاورزی/ و عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه و کالاها/ هم به‌ترتیب بیشترین کاهش تولید را از ناحیه این عامل متحمل شده‌اند. کاهش وابستگی بخش‌های اقتصادی سایر مناطق کشور و به دنبال آن کاهش ضرایب بازخوردی مربوط به این بخش‌ها در دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۰ علت اصلی کاهش تولید در این بخش‌ها می‌باشد. به‌طوری که ضریب بازخوردی بخش کشاورزی در سال ۱۳۸۵ برابر ۰/۰۰۸ بوده است که این رقم در سال ۱۳۸۹ به ۰/۰۰۳ کاهش یافته است. این تغییر نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در تقاضای نهایی بخش‌های اقتصادی استان گلستان و به‌دنبال آن افزایش تولید در سایر نقاط کشور، این مناطق در سال ۱۳۸۹ (در مقایسه با سال ۱۳۸۵)، مقدار نهاده کمتری از بخش کشاورزی استان گلستان خریداری کرده‌اند.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این مطالعه تجزیه عوامل مؤثر بر تغییر تولید اقتصاد استان گلستان به‌ویژه نقش اثرات سرریزی و بازخوردی با استفاده از جداول داده- ستانده دو منطقه‌ای در دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۸۰ بوده است. این نوع جداول بر خلاف جداول تک منطقه‌ای روابط بخشی بین مناطق را در نظر گرفته و تحلیل‌های واقع‌بینانه‌تری نسبت به تحلیل‌های تک منطقه‌ای ارائه می‌دهند. از این‌رو با بسط روابط در حالت دو منطقه‌ای، تغییرات سطح و ساختار تقاضای نهایی در استان گلستان، تغییر ساختار اقتصاد استان، تغییر سطح و ساختار تقاضای نهایی در سایر مناطق کشور، تغییر ضرایب سرریزی از مناطق دیگر و تغییر ضرایب بازخوردی استان به عنوان عوامل مؤثر در تغییرات تولید بخش‌های اقتصاد استان گلستان معرفی شده‌اند.

نتایج محاسبات در دوره اول نشان می‌دهد که سه عامل افزایش تقاضای نهایی استان، تغییر ضرایب سرریز از مناطق دیگر و افزایش سطح تقاضای نهایی سایر مناطق کشور، اثر قابل‌توجهی بر رشد تولید استان داشته‌اند. در مقابل، تغییر در ضرایب بازخوردی استان و تغییر در ساختار تقاضای نهایی سایر مناطق تأثیر چندانی بر افزایش تولید استان نداشته‌اند. از سوی دیگر ساختار اقتصادی و ساختار تقاضای نهایی استان هم در این دوره در جهت کاهش تولید تغییر کرده‌اند. نتایج دوره (۱۳۸۹-۱۳۸۵) نشان می‌دهد که افزایش تقاضای نهایی در سایر مناطق اثر شدیدی بر رشد اقتصادی استان داشته است. تأثیر تغییر در ساختار اقتصادی استان و افزایش در سطح تقاضای نهایی آن بر رشد اقتصادی استان به ترتیب در رتبه‌های دوم و سوم قرار داشته‌اند. در مقابل، تغییرات در ضرایب سرریزی و بازخوردی سبب کاهش تولید استان شده‌اند.

این نتایج نشان داده است که ارتباطات بین منطقه‌ای و به‌خصوص اثرات سرریزی تأثیر مهم و غیرقابل انکاری بر رشد اقتصاد استان گلستان داشته است و نادیده گرفتن این روابط و اثرات در مطالعات منطقه‌ای نتایج غیرقابل اعتمادی را به‌دست خواهد داد و لازم است تا مطالعات رشد و توسعه منطقه‌ای با لحاظ این نوع اثرات مورد توجه قرار گیرد.

مطالعه ضرایب سرریزی و بازخوردی بخش‌های استان گلستان نشان می‌دهد که ضرایب سرریزی و بازخوردی در سال ۱۳۸۹ نسبت به سال ۱۳۸۵ در اکثر بخش‌های استان

کاهش یافته‌اند. این امر نشان می‌دهد که با افزایش تقاضای نهایی بخش‌های اقتصاد سایر مناطق کشور، این مناطق مقدار نهاده کمتری برای افزایش تولید خود از استان گلستان دریافت کرده‌اند. یکی از دلایل این کاهش، واردات بی‌رویه به کشور در طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۸۵ و جایگزین کردن نهاده‌های خارجی به جای استفاده از تولیدات استان گلستان می‌باشد. به این دلیل کاهش واردات بی‌رویه از دنیای خارج و گسترش ارتباطات بین منطقه‌ای و به‌دنبال آن افزایش صادرات استان گلستان به سایر مناطق کشور می‌تواند گام مؤثری در رشد اقتصادی استان باشد.

نتایج حاصل در مورد اثر ضرایب سرریزی و بازخوردی در سطح بخش‌ها در دوره ۱۳۸۵-۱۳۸۰ نیز نشان می‌دهد که ضرایب سرریزی و بازخوردی تاثیر به‌سزایی بر رشد بخش‌های صنایع وابسته به کشاورزی/ و کشاورزی داشته‌اند. این امر سبب شده است تا بخش‌های مذکور با کاهش تولید شدیدی روبه‌رو شوند. یکی از علل این امر می‌تواند به دلیل عدم سرمایه‌گذاری‌های لازم در جهت حفظ قدرت رقابت و مزیت نسبی این دو بخش در استان و از سوی دیگر تغییر ساختار اقتصاد استان و به‌عبارت بهتر افزایش سهم بخش خدمات و کاهش سهم بخش کشاورزی در این دوره باشد.

مطالعه ضرایب سرریزی در سطح بخش‌ها در سال ۱۳۸۹ نشان می‌دهد که این ضرایب برای بخش‌های صنایع وابسته به کشاورزی (۰/۰٤٦)، بخش کشاورزی (۰/۰۲) و بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه برابر (۰/۰۰۸) بوده است. این ضرایب نشان می‌دهند که افزایش ۱۰۰۰ واحد تقاضای نهایی در دیگر مناطق کشور، باعث افزایش تقاضا و تولید ٤٦ واحد در بخش صنایع وابسته به کشاورزی، ۲۰ واحد در بخش کشاورزی و ۸ واحد در بخش عمده‌فروشی، خرده‌فروشی و تعمیر وسایل نقلیه خواهد شد.

دو بخش کشاورزی و صنایع وابسته به آن در زمره بخش‌های پایه‌ای استان محسوب می‌شود که حجم زیادی از فعالیت‌های اقتصادی و اشتغال استان به آن‌ها مربوط می‌شود. در نتیجه یک شوک منفی بر این بخش‌ها و یا کاهش قدرت رقابت این بخش‌ها بر کل اقتصاد منطقه اثر منفی خواهد گذاشت. لذا برنامه‌ریزان منطقه بایستی سرمایه‌گذاری بیشتری برای افزایش توان تولیدی در این بخش‌ها و حفظ مزیت رقابتی این بخش‌ها را فراهم سازند تا با بالا رفتن قدرت رقابت این بخش‌ها در مقایسه با دیگر مناطق، زمینه صادرات بیشتر به سایر مناطق و حتی به خارج از کشور و به‌دنبال آن رشد و توسعه بیشتر استان فراهم گردد.

منابع

اکبری، نعمت‌الله و مؤیدفر، رزیتا (۱۳۸۳)، "بررسی همگرایی درآمد سرانه بین استان‌های کشور (یک رهیافت اقتصادسنجی فضایی)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۳، ۱۲-۱.

اکبری، نعمت‌اله؛ خوش‌اخلاق، رحمان و دهقان‌شبانی، زهرا (۱۳۹۰)، "تحلیل منطقه‌ای رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر رهیافت 3D)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۲، ۱۰٦-۸۷.

ایروانی، محسن (۱۳۸۱)، "تحلیل مقایسه‌ای رشد اقتصاد منطقه‌ای در ایران"، *مجموعه مقالات همایش چالش‌ها و چشم‌اندازهای توسعه ایران*، اسفندماه ۱۳۸۱، ۳۰٤-۲۷۷.

بزازان، فاطمه؛ بانویی، علی‌اصغر و کرمی، مهدی (۱۳۸۸)، "تحلیل اثرات بازخوردی و سرریزی در قالب الگوی داده – ستانده دو منطقه‌ای (مطالعه موردی استان تهران و سایر اقتصاد ملی)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳۹، ۵۲-۲۹.

دهقان‌شبانی، زهرا (۱۳۹۱)، "تحلیل تأثیر تجمیع فعالیت‌های صنعتی بر رشد منطقه‌ای اقتصاد در ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۸، ۵۵-۲۳.

سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۸۱)، "مطالعه روند تغییرات سطوح

توسعه‌یافتگی و توسعه منطقه‌ای در ایران طی دوره ۱۳۵۵-۱۳۷۵"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ٦١، ١٠٥-٧٧.

عزتی، مرتضی؛ شهریاری، لیلا؛ نجفی، محدثه و شفیعی، علی (۱۳۹۲)، "برآورد اثر تبعیض اقتصادی بین منطقه‌ای بر رشد اقتصادی استان‌های کشور"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ٥٦-٣٩.

کسرایی، اسرافیل (١٣٨٦)، "نظریه همگرایی، وابستگی فضائی و رشد منطقه‌ای (شواهدی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی به منظور کاربرد)"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۷، ٦٣-٢٧.

گوگردچیان، احمد و رحیمی، فاطمه (۱۳۹۱)، "آثار سرریزهای تحقیق و توسعه و نوآوری شرکای بزرگ تجاری بر رشد اقتصادی ایران (۲۰۰۹-۲۰۰۰)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ٢٤-٩.

محمدی، علیرضا (۱۳۸۱)، "بررسی نقش آموزش در رشد اقتصادی: مورد استان فارس"، *فصلنامه تعلیم و تربیت*، شماره ۸۸، ٨٤-٥٨.

مرکز آمار ایران، دفتر حساب‌های ملی کشور، حساب‌های ملی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰.

مرکز آمار ایران، دفتر حساب‌های منطقه‌ای، حساب‌های منطقه‌ای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰.

Akbari, N. and Moayyedfar, R. (2004), "The Investigation of Convergence of Per Capita Income in Provinces of Iran (Spatial Econometric Approach", *Iranian Journal of Economic Research,* 13, pp. 1-12.

Akbari, N., Khoshakhlagh, R. and Dehghan Shabani, Z. (2011), "Analysis of Regional Economic Growth in Iran (Emphasizing 3D Approach)", *Iranian Journal of Economic Research,* 2, pp. 87-106.

Akita, T. and Kataoka, M. (2002), "Interregional Interdependence and Regional Economic Growth: An Interregional Input-Output Analysis of the Kyushu Region", Rurds, 14, pp. 17-40.

Bai, C. E., Ma, H. and Pan, W. (2012), "Spatial Spillover and Regional Economic Growth in China", *China Economic Review*, 23, pp. 982-990.

Bazzazan, F., Banoue, A. A. and Karami, M. (2009), "Analysis of Spillover and Feedback Effects in two Regional Input-Output Table (Case Study of Tehran Province and Other National Economy", *Iranian Journal of Economic Research*, 39, pp. 29-52.

Beyers, W. B. (1983), "The Interregional Structure of the US Economy", *International Regional Science Review*, 8, pp. 213-231.

Bracalente, B. and Perugini, C. (2010), "The Components of Regional Disparities in Europe", *Annals of Regional Science*, 44, pp. 621-645.

Butler, C. J. and Madsen, B. (2005), "Decomposition Analysis: An Extended Theoretical Foundation and Its Application to the Study of Regional Income Growth in Denmark", *Environment and Planning*, 37, pp. 2189- 2208.

Dehghan Shabani, Z. (2012), "Analysis the Impact of Integration in Industrial Activities on the Regional Growth of Iran", *Journal of Economic Modeling Research*, 8, pp. 23-55.

Eskelinen, H. (1983), "Core and Periphery in Three Regions Input-Output Framework", *Annals of Regional Science*, 17, pp. 41-56.

Flegg, A. T. (2000), "Regional Size, Regional Specialization and the FLQ Formula", *Regional Studies*, 36, pp. 563-569.

Funke, M. and Niebuhr, A. (2005), "Threshold Effects and Regional Economic Growth-Evidence from West Germany", *Economic Modelling*, 22, pp 61-80.

Greytak, D. (1970)", Regional Impact of Interregional Trade in Input-Output Analysis", *Regional Science Association*, 25, pp. 17-203.

Hong, L. and Yuan, J. (2011), "An Input and Output Analysis of Changes of Guangdong Province's Industrial Structure in China", *19th International Input-Output Conference*, Alexandria, USA.

Irvani, M. (2002), "Comparative Analysis of Regional Economic Growth in Iran", *Proceedings of the Conference on Challenges and Prospects for Development in Iran*, pp. 277-304.

Kasraee, E. (2007), "Convergence Theory, Spatial Dependence and Regional Development (Evidence of OIC Member States)", *Journal of Economic Research,* 77, pp. 27-63.

Lantner, R. and Carluer, F. (2004), "Spatial Dominance: A New Approach to the Estimation of Interconnectedness in Regional Input-Output Tables", *Annals of Regional Science*, 38, pp 451-467.

Mallick, J. (2013), "Private Investment in India: Regional Pattern and Determinants", *Annals of Regional Science*, 51, pp 515-536.

Meng, B. and Qu, C. (2007), "Application of the Input-Output Decomposition Technique to China's Regional Economies", *the 16th International Input-Output Conference*, Istanbul, Turkey.

Miller, R. E. (1966), "Interregional Feedbacks in Input-Output Models: Some Preliminary Results", *Regional Science Association*, 17, pp 105–125.

Miller, R.E. and Blair, P.D. (2009), "Input-Output Analysis: Foundations and Extensions", *Cambridge University Press*, New York.

Mohammadi, A. (2002), "The Role of Education in Economic Growth: Case of Fars Province", *Journal of Education and Upbringing*, 88, pp. 58-84.

Myrdal, G. (1957), "Economic Theory and Underdeveloped Regions", *Duckworth Press*, London.

Nevin, E., Roe, R. and Jeffery, I. (1966), "The Structure of the Welsh Economy", *Cardiff University of Wales Press*.

Piergiovanni, R., Carree, M. A. and Santarelli, E. (2012), "Creative Industries, New Business Formation, and Regional Economic Growth", *Small Business Economics*, 39, 539-560.

Riefler, R. and Tiebout, C. M. (1970), "Interregional Input-Output: An Empirical California-Washington Model", *Journal of Regional Science,* 10, 52-135.

Salimifar, M. (2002), "Study the Changes in the Levels of Development and Regional Statistical Center of Iran, (2001, 2006 and 2010), Regional accounts", *Statistical Center of Iran*, Tehran.

Trinh, B. Kobayashi, K., Quang, T. N. and Viet, P.N. (2012), "Multi-Interregional Economic Impact Analysis Based on Bulti-Interregional Input Output Model Consisting of 7 Regions of Vietnam", *Journal of Finance and Investment Analysis*, 1, pp. 83-117.

World Bank, (2009), *World Development Report*, pp. 128-136.

Yamada, H. and Ihara, T. (1968), "Input-Output Analysis of Interregional Repercussion", *Papers and Proceedings of the Third Far East Conference of the Regional Science Association*, 3-29.

Yu, N., Jong, M. D., Storm, S. and Mi, J. (2013), "Spatial Spillover Effects of Transport Infrastructure: Evidence from Chinese Regions", *Journal of Transport Geography*, 28, pp 56-66.

Zhang, X. (2008), "Transport Infrastructure, Spatial Spillover and Economic Growth: Evidence from China", *Frontiers of Economics in China,* 3, pp, 585-597.

بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی

Investigation the Impact of Exchange Rate Uncertainty on Economic Growth in Iran by Neural Networks

مجتبی کاظمی*، سید عبدالمجید جلایی اسفندآبادی**،
حسین اکبری‌فرد***

دریافت: ۱۳۹۲/۷/۸ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۰/۲۲

چکیده:

در این تحقیق سعی شده است که به طور تجربی به بررسی و پیش‌بینی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران برای دوره ۱۳۸۹-۱۳۳۸ با استفاده از روش شبکه‌های عصبی مصنوعی پرداخته شود. برای این منظور در ابتدا نااطمینانی نرخ ارز با به‌کارگیری الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)، محاسبه شده است. سپس تأثیر این نااطمینانی در نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با توجه به شبکه‌های عصبی مصنوعی، مورد آزمون قرار گرفته است. برای این مهم، نخست شبکهٔ مناسب از نظر معیارهای ارزیابی همچون ضریب‌تعیین و میانگین مربعات خطا، تبیین و سپس با توجه به شبکهٔ آموزش دیده به بررسی فرضیه تحقیق پرداخته شد. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی امّا خفیف روی رشد اقتصادی ایران در طی سال‌های اخیر داشته است امّا انتظارات بر آن است که این تأثیر در سال‌های آتی، از معناداری بالاتری برخوردار باشد.

کلمات کلیدی: نااطمینانی نرخ ارز، الگوی GARCH، رشد اقتصادی ایران، شبکهٔ عصبی مصنوعی.

طبقه بندی JEL: F31، F36، C53.

* دانشجوی دکتری دانشگاه یزد (نویسنده مسئول)
Email: Mojtaba_skr@yahoo.com
** دانشیار دانشگاه شهید باهنر کرمان
Email: Jalaee44@gmail.com
*** استادیار دانشگاه شهید باهنر کرمان
Email: Akbari45@gmail.com

*Mojtaba Kazemi *, Seyed Abdolmajid Jalaee*

*Esfand Abadi **, Hossein Akbari Fard ****

Received: 30/Sep/2013 Accepted: 12/Jun/2013

Abstract:

In this paper, in order to empirically examine and predict the effect of exchange rate uncertainty on economic growth in Iran over the period 1959 to 2010, econometrics methods and artificial neural network are applied. For this purpose, at first the exchange rate uncertainty is calculated by the generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) method. Then the impact of exchange rate uncertainty on economic growth in Iran has been tested. For this purpose, the proper network, in according to valuation criterions like determination coefficient and mean square of error were determined. Then research hypothesis has been investigated by attention to trained artificial neural network. The results indicate that exchange rate uncertainty has had a weak negative effect on Iran economic growth in recent years. Of course, it is expected that this effect in the future to be significantly stronger.

Keywords: Exchange Rate Uncertainty, GARCH Method, Artificial Neural Network, Economic Growth.
JEL: F31, F36, C53.

* Ph.D. Student, Yazd University, Yazd, Iran (Corresponding Author).
** Associate Professor, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran.
*** Assistant Professor, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran.

۱. مقدمه

در ادبیات اقتصادی، از چندین دهه گذشته تا به حال مبحث رشد اقتصادی، حوزهٔ پویای مطالعات و تحقیقات اقتصاد کلان را به خود اختصاص داده است. اقتصاددانان پیوسته در تلاش هستند تا با استفاده از مدل‌سازی نظری و تجزیه و تحلیل تجربی، عوامل مؤثر بر رشد را شناسایی کنند. اساساً در زمینهٔ رشد، سه مدل عمده وجود دارد که عبارتند از مدل رشد هارود[1]–دومار[2]، مدل رشد نئوکلاسیک و مدل‌های رشد درون‌زا. تلاش هارود– دومار انگیزش اساسی را در زمینهٔ شکل‌گیری نظریات رشد فراهم کرد. پس از آن نظریات سولو[3] با تغییر برخی از فروض نظریهٔ هارود–دومار، محور و هسته مدل‌های رشد نئوکلاسیک گردید که این مدل‌ها به دلیل سادگی و سهولت کاربرد، مورد استفاده بسیاری از کشورهای در حال توسعه قرار گرفتند. در این چارچوب، رشد پایدار به پیشرفت فنی و رشد جمعیت بستگی دارد که هر دو نسبت به مدل برون‌زا هستند. سپس در پاسخ به کاستی‌های مدل رشد نئوکلاسیک، افرادی مانند لوکاس[4]، رومر[5] و بارو[6] الگوهایی را طراحی کردند که در آن‌ها رشد یکنواخت می‌تواند به طور درون‌زا تحقق یابد (گرجی و مدنی، ۱۳۸۲: ۱).

نرخ ارز متغیری است که بیش از سایر متغیرها با بخش خارجی اقتصاد ارتباط مستقیم و تنگاتنگ دارد. امروزه، ارزش پول کشورها نه تنها تحت تأثیر سیاست‌های داخلی هر کشور است، بلکه نوسانات ارزی در بازارهای جهانی نیز بر ارزش پول و به تبع آن بر تجارت خارجی آن‌ها مؤثر می‌باشد. نرخ ارز یکی از مهم‌ترین متغیرها در تعیین قیمت صادرات و واردات است. بنابراین عدم اطمینان در نرخ ارز باعث عدم اطمینان در قیمت‌های آتی کالاها و خدمات می‌شود. از آنجا که عوامل اقتصادی تصمیم‌گیری‌های خود را در زمینه‌های تولید، سرمایه‌گذاری و مصرف بر پایهٔ اطلاعاتی که سیستم قیمت‌ها برای آن‌ها فراهم می‌سازد پی‌ریزی می‌کنند، لذا در صورتی که قیمت‌ها نااطمینان پیش‌بینی شوند کیفیت این تصمیم‌گیری‌ها کاهش خواهد یافت. نااطمینانی نرخ ارز هم بخش تقاضای کل اقتصاد را از مسیر خالص صادرات و تأثیرگذاری بر ذخایر بانک مرکزی و نیز بخش عرضهٔ اقتصاد را از مسیر کالاهای واسطه‌ای وارداتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. ریسک ناشی از نااطمینانی نرخ ارز از جمله مقولاتی است که همواره به عنوان مشکلی برای اقتصاد کشور، خصوصاً بخش تجارت خارجی مطرح بوده است (مرادپور اولادی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۵۹).

شبکه عصبی به عنوان یکی از پر استفاده‌ترین روش‌ها در زمینهٔ طبقه‌بندی، تشخیص الگو و پیش‌بینی سری زمانی می‌باشد. قدرت بالای تشخیص انواع الگوهای موجود در داده‌های بازار، تقریب توابع پیچیده، پایداری و انعطاف‌پذیری آن در برابر اختلالات داده‌ها، از مشخصات بارز و قدرتمند شبکه‌های عصبی می‌باشد. به طوری‌که دومین زمینهٔ پرکاربرد استفاده از شبکه‌های عصبی را پیش‌بینی سری زمانی به خود اختصاص داده است. این همه مزیت و در کنار آن ضعف مفرط روش‌های خطی در جهت بررسی الگوهای موجود در یک سری داده‌های غیرخطی و عدم پایداری این روش‌ها در برابر اختلالات در داده‌های جهان واقعی، شبکه‌های عصبی را به عنوان روشی پیشرو در پیش‌بینی انواع سری‌های زمانی مبدل کرده است (پورکاظمی و همکاران، ۱۳۸٤: ۱۳۳).

انواع مختلفی از شبکه‌های عصبی وجود دارد که با توجه به اهداف تحقیق می‌توانند مورد استفاده قرار گیرند که در این تحقیق از شبکهٔ عصبی چند لایه پیش‌خور استفاده شده است. شبکهٔ عصبی چند لایه پیش‌خور مثالی از شبکهٔ عصبی آموزش داده شده با استفاده از ناظر است.

یکی از مهم‌ترین پیشرفت‌های شبکهٔ عصبی، کشف الگوریتم یادگیری پس انتشار خطا برای تنظیم وزن‌های ارتباط دهنده در شبکهٔ عصبی چند لایه پیش‌خور است. در این الگو قبل از شروع آموزش شبکه، وزن‌های ارتباط دهندهٔ واحدهای پردازش‌گر شبکهٔ عصبی چند لایه به صورت تصادفی مقداردهی می‌شوند. در مرحلهٔ بعد، بردارهای ورودی الگوهای آموزش دهنده به شبکه طراحی شده و سپس با پیشرفت در شبکه، خروجی شبکه محاسبه می‌شود. خروجی‌های مطلوب واحدهای پردازش‌گر لایهٔ خروجی با خروجی محاسبه شده توسط شبکه مقایسه و مقدار

1. Harrod
2. Domar
3. Solow
4. Lucas
5. Romer
6. Barro

خطا بر اساس توابعی مثل میانگین مربعات خطا و مجموع مربعات خطا محاسبه می‌شود. در نهایت از این خطا به عنوان معیاری برای تنظیم وزن‌های ارتباط دهندهٔ لایهٔ خروجی و دیگر لایه‌ها استفاده می‌شود. میزان تابع خطا نشان دهندهٔ همگرایی شبکهٔ آموزش داده شده در هر مرحله از آموزش است و خطای شبکه در هر مرحله از طریق تنظیم و اصلاح وزن‌های ارتباط دهندهٔ واحدهای مختلف کاهش می‌یابد (قره‌آغاجی و همکاران، ۱۳۸٤: ۲٤۱).

با توجه به ساختار بازار ارز در ایران و همچنین تناقضی که در ارزش‌گذاری پول ملی وجود دارد که از یک طرف اگر نرخ ارز را بازار ارز تعیین کند کمتر از حد و اگر بر اساس تصمیمات صادراتی دولت تعیین شود بیشتر از حد تعیین می‌گردد، لذا در این صورت نوعی نااطمینانی در نرخ ارز شکل گرفته و می‌گیرد. حال مسئلهٔ اصلی این است که این نااطمینانی چه تأثیری می‌تواند بر رشد اقتصادی داشته باشد، پیش‌بینی و بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز از اهمیت خاصی برخوردار خواهد بود.

ادامه مقاله به صورت زیر سازماندهی شده است. بخش بعدی به بررسی اجمالی پژوهش‌های صورت گرفته پیرامون موضوع تحقیق اختصاص یافته است. در بخش سوم مبانی نظری تحقیق بیان شده است. بخش چهارم مدل مناسب برای بررسی موضوع تحقیق و همچنین تخمین مدل را معرفی کرده و در انتها، بخش پنجم نتیجه‌گیری حاصل از تخمین مدل را ارائه می‌کند.

۲. پیشینهٔ تحقیق

نرخ ارز از جمله موضوعاتی است که به دلیل تأثیرپذیری و تأثیرگذاری روی بسیاری از متغیرهای اقتصادی، حجم زیادی از مطالعات تجربی در اقتصاد بین‌الملل را به خود اختصاص داده است. تنوع و امکان بسط مباحث نرخ ارز و بررسی ارتباط آن با متغیرهایی نظیر سرمایه‌گذاری، تجارت خارجی و رشد اقتصادی، سبب گردیده تا کاوش‌های نظری و تجربی بسیاری در این زمینه صورت گیرد. مروری بر مطالعات مربوط به رشد اقتصادی ایران، حاکی از طیف گسترده‌ای از مطالعات انجام شده در دوره‌های زمانی مختلف و با روش‌های متفاوت است اما پژوهش‌های مربوط به برآورد نرخ ارز واقعی، اندازه‌گیری نااطمینانی آن و نیز رابطهٔ آن با عملکرد اقتصاد کلان سابقهٔ چندانی در داخل کشور ندارد.

۱.۲. مطالعات داخلی

مقاله‌ای که توسط مرادپوراولادی و همکاران نوشته شده، اثر نوسانات نرخ ارز را بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مورد بررسی قرار داده است. در این مقاله نرخ ارز و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و روند تغییرات آن‌ها برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۳–۱۳۵۳ برای ایران در نظر گرفته شده است. نتایج این تحقیق نشان از تأثیر معنادار و منفی نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارد (مرادپوراولادی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۵۹).

کازرونی و دولتی در تحقیقی مشابه به بررسی رابطهٔ بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران برای دورهٔ زمانی ۱۳۸۱–۱۳٤۰ پرداخته‌اند. در این تحقیق به منظور به‌دست آوردن رابطهٔ بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، الگوی ARDL به‌کار گرفته شده است. نتایج تخمین حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت است (کازرونی و دولتی، ۱۳۸٦: ۲۸۳)

احسانی و همکاران اثر بی‌ثباتی نرخ ارز موزون واقعی بر صادرات غیرنفتی ایران طی سال‌های ۱۳۸۳–۱۳۳۸ را مورد بررسی قرار داده‌اند. در این تحقیق برای کمی کردن بی‌ثباتی نرخ ارز از دو شاخص انحراف معیار شرطی و انحراف معیار میانگین متحرک استفاده شده است. روش اقتصادسنجی مورد استفاده تکنیک جوهانسون- جوسیلیوس و روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) می‌باشد. بر اساس یافته‌های تحقیق، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تأیید قرار گرفته است (احسانی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۳).

همچنین پدرام و همکاران اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی را از فروردین ۱۳۷٦ تا آذر ۱۳۸۹ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. در این راستا تکانه‌های مثبت و منفی

نرخ ارز با معیار مورک[1] و تغییرات زیاد و اندک نرخ ارز با تعیین یک حد آستانه از یکدیگر تفکیک شده است. نتایج حاکی از آن است که واکنش قیمت‌های صادراتی به افزایش و کاهش ارزش پول نامتقارن است. به‌طوری‌که عکس‌العمل قیمت‌های صادراتی نسبت به شوک‌های منفی نرخ ارز (کاهش ارزش پول) بیشتر از شوک‌های مثبت (افزایش ارزش پول) است (پدرام و همکاران، ۱۳۹۱: ۱٦٦).

کمیجانی و ابراهیمی به بررسی نقش سطوح توسعه مالی در رابطه بین نوسانات نرخ ارز و رشد بهره‌وری نیروی کار برای ۳٦ کشور در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰ می‌پردازند. نتایجی که از برآورد روش پانل پویا GMM به دست می‌آید نشان می‌دهد اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری نیروی کار در سطح توسعه مالی پایین منفی بوده و از یک سطح توسعه مالی به بالا شاهد اثر مثبت نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره‌وری نیروی کار هستیم. همچنین اثر منفی نوسانات نرخ ارز در سطح توسعه مالی پایین و اثر مثبت نوسانات نرخ ارز در سطح توسعه مالی بالا بر روی رشد اقتصادی نیز وجود دارد (کمیجانی و ابراهیمی، ۱۳۹۲: ۱).

همچنین سحابی و همکاران رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در ایران را طی دوره زمانی ۱۳۸٦-۱۳٦۰ بررسی کرده‌اند. در این ارتباط، ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز ناشی از نوسان پذیری نرخ ارز واقعی از طریق الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیون تعمیم یافته (GARCH) محاسبه گردید و به عنوان متغیر جایگزین نااطمینانی نرخ ارز واقعی در نظر گرفته شد. آنگاه برای به دست آوردن رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و FDI از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) با معیار تعیین شوارتز - بیزین استفاده شده است. بر اساس برخی از نتایج این مطالعه نوسانات نرخ ارز بر FDI بی‌تأثیر بوده است. همچنین FDI با تورم، نرخ ارز با وقفه و موجودی سرمایه با وقفه رابطه معکوس و با شاخص حکمرانی خوب و نیروی انسانی رابطه مستقیم داشته است (سحابی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۷).

پدرام طی مطالعه‌ای رابطه بین بازارهای سهام و بازار ارز را بررسی می‌کند و تعیین می‌کند که آیا در ایران، نرخ‌های ارز اثری بر بازار سهام دارند یا خیر. مدل ناهمسانی واریانس خودبازگشت شرطی تعدیل شده نمایی (EGARCH) برای تشخیص رابطه بین تغییرات نرخ ارز و بازار سهام استفاده شده است. در این پژوهش دریافت که رابطه مثبتی میان تغییرات نرخ ارز و بازدهی‌های بازار سهام وجود دارد (پدرام، ۱۳۹۰: ۸۳).

توکلی و سیاح تأثیر نوسانات نرخ ارز بر تولید واقعی و ارزش واقعی اقلام تشکیل دهنده تقاضای کل کشور را بررسی کرده‌اند. با استفاده از اطلاعات سالانه در سال‌های ۱۳۸٦-۱۳۳۹ و با کمک روش اقتصادسنجی، سیستم معادلات شبه مرتبط برآورد می‌گردد. نتایج حاصل از شوک مثبت (کاهش نرخ ارز یا بهبود ارزش پول کشور)، شوک منفی (افزایش نرخ ارز یا کاهش ارزش پول کشور) و اعمال سیاست‌های مالی و پولی نشان می‌دهند که:

۱- تأثیر حاصل از افزایش نرخ ارز (شوک منفی) بر سطح مخارج خانوارها و سطح صادرات چشمگیر است. با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول کشور)، صادرات غیرنفتی، واکنش منفی؛ و مخارج خانوارها واکنش مثبتی را نشان می‌دهند.

۲- واردات کشور نسبت به نوسانات نرخ ارز تأثیر قابل توجهی را نشان نمی‌دهد. اثر مخارج دولت بر واردات، مثبت و در مقایسه با اعمال سیاست انبساط پولی تأثیر بیشتری را نشان می‌دهد.

۳- نوسانات نرخ ارز تأثیر چندانی بر تولید واقعی کشور و سرمایه‌گذاری خصوصی ندارد (توکلی و سیاح، ۱۳۸۹: ۵۹).

۲.۲. مطالعات خارجی

دوماک و شابسیژ[2] به بررسی اثر انحراف نرخ ارز روی رشد اقتصادی کشورهای مصر، اردن، مراکش و تونس پرداخته‌اند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که انحراف نرخ ارز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها داشته است. به‌علاوه نتایج به اهمیت دیگر عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، خصوصاً رشد سرمایه و رشد جمعیت اشاره می‌کند (دوماک و شابسیژ، ۱۹۹۹: ٤۰). همچنین

1. Mork criteria

2. Domac and Shabsigh (1999)

گرینوی و همکاران[1] با استفاده از داده‌های بنگاه‌های تولیدی در بریتانیا، اثرات نااطمینانی نرخ ارز روی تصمیمات برای ورود به بازار صادرات و کشش صادرات را آزمون کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز اثر کمی روی مشارکت در صادرات بنگاه‌ها دارد امّا یک اثری معنادار روی کشش صادرات داشته است (گرینوی و همکاران، ۲۰۰۸: ۸). هروارتز و وبر[2] تحت عنوان نااطمینانی نرخ ارز و رشد تجاری، مدل‌های خطی و غیرخطی را مقایسه می‌کنند. در این مقاله اثر نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات و واردات منطقه‌ای چندجانبه برای ۱۵ کشور صنعتی مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج از وجود رابطهٔ غیرخطی بین نااطمینانی نرخ ارز و رشد تجاری حکایت دارد (هروارتز و وبر، ۲۰۰۷: ۱). همچنین رویز[3] اثرات تورم و نااطمینانی نرخ ارز را روی فعالیت‌های واقعی اقتصاد آزمون کرده است. با استفاده از مدل GARCH، اندازهٔ انحرافات نرخ ارز محاسبه شده است. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز هیچ اثری روی تولید یا صادرات نداشته است و تنها نااطمینانی در مورد تورم است که روی تولید اثر منفی داشته است (رویز، ۲۰۰۵: ۷). به‌علاوه هدف از مقاله‌ای که توسط بکر و هال[4] نوشته شده این است که نقش نااطمینانی نرخ ارز را روی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در برنامهٔ تحقیق و توسعه صنایع در بریتانیا با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی، بررسی کند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که یک افزایش در ناپایداری نرخ ارز دلار–یورو گرایش به جابجایی سرمایه‌گذاری روی برنامهٔ تحقیق و توسعه از منطقهٔ اروپا به بریتانیا دارد (بکر و هال، ۲۰۰۴: ۱). همچنین در مقاله‌ای که توسط باگلا و همکاران[5] گردآوری شده است، با به کارگیری یک شاخص مناسب برای نرخ ارز واقعی که در آن نرخ ارزهای دوطرفه برای بخش‌های وابسته به صورت وزنی می‌باشند، نتیجه شده است که ناپایداری نرخ ارز واقعی اثر معناداری روی رشد درآمد سرانه دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که این اثر (هزینه ناپایداری) می‌تواند با یک اثر منفی و معنادار روی رشد، ناشی از اتخاذ یک نظام نرخ ارز ثابت مطابق باشد (باگلا و همکاران، ۲۰۰۶: ۱۱۴۹). در مقاله‌ای که توسط رحمان و سرلتیس[6] نوشته شده است با استفاده از روش حداکثر درست نمایی با اطلاعات کامل اثر نااطمینانی نرخ ارز را روی صادرات بررسی کرده‌اند. شاخصی که میزان نااطمینانی نرخ ارز را محاسبه می‌کند، انحراف استاندارد شرطی از خطای پیش‌بینی تغییر در نرخ ارز، می‌باشد. در این مقاله اثرات نااطمینانی نرخ ارز روی صادرات از هم تفکیک شده‌اند و همچنین مورد آنالیز قرار گرفته شده که چطور صادرات به شوک‌های نرخ ارز واکنش نشان می‌دهد. سپس مدلی با استفاده داده‌های ماهیانه برای آمریکا روی دوره‌ای که نظام نرخ ارز شناور حاکم بوده (از ۱۹۷۳)، برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز یک اثر منفی و معنادار روی صادرات آمریکا داشته است (رحمان و سرلتیس، ۲۰۰۹: ۵۰۰). همچنین سان و همکاران[7] در مقاله‌ای به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز روی تجارت جهانی گندم پرداخته‌اند. در این مقاله میزان ناپایداری نرخ ارز در کوتاه‌مدت و بلندمدت محاسبه شده و با یکدیگر مقایسه شده‌اند. هر دو میزان ناپایداری نرخ ارز، اثرات منفی روی تجارت جهانی گندم را، با اثری حتی بزرگ‌تر در بلندمدت، ارائه داده‌اند (سان و همکاران، ۲۰۰۲: ۱). در مقاله‌ای که توسط اشنابل[8] نوشته شده، ناپایداری نرخ ارز و رشد در اقتصادهای باز کوچک منطقهٔ یورو مورد مطالعه قرار گرفته است. در این مقاله آمده که بعد از معرفی یورو در ژانویه ۱۹۹۹، پایداری نرخ ارز در منطقهٔ یورو در حال افزایش است. این مقاله اثر پایداری نرخ ارز را روی رشد اقتصادی برای ٤١ اقتصاد باز کوچک بررسی می‌کند و از تجارت بین‌المللی، تحرکات بین‌المللی سرمایه و ثبات اقتصادی به عنوان مهم‌ترین مجراهای اثرگذاری پایداری نرخ ارز روی رشد، یاد شده است. برآوردهای پانل حاصل از این مطالعه آشکار می‌کند که رابطهٔ قوی منفی بین ناپایداری نرخ ارز و رشد اقتصادی وجود دارد (اشنابل، ۲۰۰۸: ۷۰). همچنین در مقاله‌ای مشابه که توسط بوم و کاگلایان[9]، تحت عنوان ناپایداری جریانات تجارت بین‌المللی و نااطمینانی نرخ ارز، نوشته شده،

1. Greenaway et al. (2008)
2. Herwartz and Weber (2007)
3. Ruiz (2005)
4. Becker and Hall (2004)
5. Bagella et al. (2006)
6. Rahman and Serletis (2009)
7. Sun et al. (2002)
8. Schnabl (2008)
9. Baum and Caglayan (2009)

آمده است شواهد تجربی گردآوری شده از داده‌های کشورهای اروپایی، دیگر کشورهای صنعتی و کشورهای جدیداً صنعتی شده، روی دورهٔ زمانی ۲۰۰۶- ۱۹۸۰، حکایت از آن دارد که نااطمینانی نرخ ارز یک اثر مثبت معنادار و پایدار روی جریانات تجاری دوجانبه دارد. یک واحد افزایش در انحراف استاندارد نااطمینانی نرخ ارز منجر به ۸ درصد افزایش در ناپایداری تجارت می‌شود. این اثرات روی جریان تجاری برای کشورهای صنعتی و کشورهای جدیداً صنعتی شده، متفاوت است. برخلاف یافته‌های اولیه، این مقاله همچنین پیشنهاد می‌کند که نااطمینانی نرخ ارز حجم جریانات تجاری را در هیچ کدام از کشورهای صنعتی و کشورهای جدیداً صنعتی شده، تحت تأثیر قرار نمی‌دهد (بوم و کاگلایان، ۲۰۰۹: ۱). در مقاله‌ای که توسط چوو و همکاران[1] نوشته شده، با توجه به جریانات تجارت دو جانبه در بین کشورهای توسعه یافته در دورهٔ زمانی ۱۹۹۵- ۱۹۷٤، اثر نااطمینانی نرخ ارز را روی رشد تجارت بخش کشاورزی در مقایسه با دیگر بخش‌ها بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که نااطمینانی نرخ ارز واقعی، اثر منفی معناداری روی تجارت بخش کشاورزی در دورهٔ تحت بررسی داشته است. به علاوه، اثر منفی این نااطمینانی روی تجارت بخش کشاورزی در مقایسه با دیگر بخش‌ها، معنادارتر بوده است (چوو و همکاران، ۲۰۰۲: ۹۳۱). همچنین هایاکاوا و کیمورا[2] تأثیر ناپایداری نرخ ارز روی تجارت بین‌الملل در شرق آسیا را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج به طور خلاصه عبارتند از: اول، تجارت بین‌المللی در شرق آسیا توسط ناپایداری در نرخ ارز، نسبت به دیگر مناطق به طور جدی تأثیر می‌پذیرد و کاهش پیدا می‌کند. دوم، یک بخش مهم از تجارت که کاهش می‌یابد تجارت کالاهای واسطه‌ای در شبکه‌های بین‌الملل تولید هست، که کاملاً نسبت به ناپایداری نرخ ارز در مقایسه با انواع دیگر تجارت حساس است و بخش مهمی از تجارت شرق آسیا را به خود اختصاص داده است. سوم، اثر منفی ناپایداری بزرگ‌تر از هزینه تعرفه‌ها و کمتر از هزینه‌های مربوط به مسافت در شرق آسیا می‌باشد (هایاکاوا و کیمورا، ۲۰۰۹: ۳۹۵). در مقاله‌ای مشابه که توسط آریز و همکاران[3] نوشته شده است به طور تجربی اثر ناپایداری نرخ ارز واقعی را روی جریانات صادراتی هشت کشور آمریکای لاتین به طور فصلی برای دوره ۲۰۰٤- ۱۹۷۳ بررسی کرده است. نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که افزایش در ناپایداری نرخ ارز واقعی و نااطمینانی نرخ ارز، اثر منفی معناداری روی تقاضای صادرات در کوتاه‌مدت و بلندمدت در هر یک از هشت کشور آمریکای لاتین دارد (آریز و همکاران، ۲۰۰۸: ۳۳). به‌علاوه این مقاله که توسط آریستوتلس[4] نوشته شده است، اثر ناپایداری نرخ ارز و نظام‌های ارزی را روی صادرات انگلیس به آمریکا با استفاده از داده‌های مربوط به دوره ۱۹۹۹- ۱۸۸۹ بررسی می‌کند. یافته‌های تجربی بیان می‌کنند که هیچ یک از متغیرهای ناپایداری نرخ ارز و اختلاف نظام‌های ارزی، اثری روی حجم صادرات برای دورهٔ مورد بررسی نداشته است (آریستوتلس، ۲۰۰۱: ۸۷).

۳. مبانی نظری

۳.۱. مدل‌سازی شبکه عصبی

در یک شبکه عصبی نمونه، اطلاعات و پارامترهای ورودی، هرکدام به شکل یک سیگنال الکتریکی تحریکی به کانال‌های ورودی مدل ریاضی سلول عصبی وارد می‌شوند. مدل ریاضی یک سلول عصبی را یک پرسپترون[5] می‌نامند. هر یک از کانال‌های ورودی دارای یک ضریب عددی هستند. شدت تحریک الکتریکی در این ضریب ضرب می‌شود و به جسم سلولی می‌رسد. اگر مجموع تحریکات رسیده شده به جسم سلولی کافی باشد، نرون شلیک می‌کند و در مسیرهای خروجی (شبیه آکسون‌ها) جریان الکتریکی ثابتی را ایجاد می‌کند. تحریکات لایه ورودی سلول‌ها به یک یا چند لایه واسط می‌رود که به نام لایه‌های مخفی موسوم هستند. ادامه جریان تحریکات در این لایه‌ها طوری هدایت می‌شود که پیچیدگی‌های تأثیرات جریان ورودی را شبیه‌سازی می‌کند. سپس تحریکات به لایه خروجی می‌روند که هدف نهایی ما است.

به هنگام مدل کردن نرون‌ها، از پیچیدگی‌های آن‌ها صرف نظر

1. Cho et al. (2002)
2. Hayakawa and Kimura (2009)
3. Arize et al. (2008)
4. Aristotelous (2001)
5. Perceptron

می‌شود و تنها به مفاهیم پایه‌ای بها داده می‌شود، چرا که در غیر این صورت رویکرد مدل‌سازی بسیار دشوار خواهد شد. نهایتاً یک عملگر ریاضی تصمیم‌گیری می‌کند که آیا نرون فعال شود یا خیر و اگر جواب مثبت باشد، میزان خروجی را مشخص می‌سازد. بنابراین شبکه عصبی مصنوعی با استفاده از مدل ساده شده عصب واقعی به پردازش اطلاعات می‌پردازد. با توجه به این توضیحات، می‌توان مدل ساده‌ای برای توصیف یک نرون (یک گره در شبکه عصبی مصنوعی) پیشنهاد کرد.

توابع مورد استفاده برای آستانه‌گذاری می‌توانند بسیار متنوع باشند. از جمله مشهورترین این توابع می‌توان به تابع‌هایی نظیر سیگموئید، آرک‌تانژانت و آرک‌سینوس اشاره کرد. این توابع باید پیوسته و هموار بوده و مشتق‌پذیر باشند. همچنین تعداد گره‌های ورودی می‌تواند متغیر باشد. البته با زیاد شدن تعداد این گره‌ها، به وضوح تعیین وزن‌ها را با مشکل روبه‌رو می‌کند. لذا باید به دنبال روش‌هایی برای حل این موضوع باشیم. روند تعیین وزن‌های بهینه و تنظیم مقادیر آن‌ها عمدتاً به صورت بازگشتی انجام می‌شود. بدین منظور شبکه را با استفاده از قواعد و داده‌ها آموزش داده و با استفاده از قابلیت یادگیری شبکه، الگوریتم‌های متنوعی پیشنهاد می‌گردد که همگی سعی در نزدیک کردن خروجی تولید شده توسط شبکه به خروجی ایده‌آل و مورد انتظار دارند.

۲.۳. شبکه‌های پرسپترون چندلایه[1]

شبکه‌هایی که از یک نرون ساخته شده‌اند دارای محدودیت‌هایی می‌باشند. این شبکه‌ها توانایی پیاده سازی توابع غیرخطی را ندارند. به عنوان مثال توسط این شبکه‌ها نمی‌توان تابع محدود ساز (XOR) را پیاده‌سازی نمود. برای حل این مشکل شبکه‌های دیگری پیشنهاد می‌شود که در اینجا به یکی از آنان که بیشترین کاربرد را دارد و در این تحقیق نیز از آن استفاده شده است، اشاره می‌شود.

مدل عمومی شبکه‌های پرسپترون، شبکه جلو رونده (پیش خور)[2] با روال تعلیم انتشار به عقب[3] است. شبکه‌های جلو رونده شبکه‌هایی هستند که ورودی‌های لایه اول نرون‌های آن به لایه‌های بعدی متصل بوده و در هر سطح این مسئله صادق بوده تا به لایه خروجی برسد. روال انتشار به عقب بدین معنی است که پس از مشخص شدن خروجی شبکه، ابتدا وزن‌های لایه آخر تصحیح شده و بعد به ترتیب اوزان لایه‌های قبلی تصحیح می‌شوند. در این موارد بیشتر توضیح داده می‌شود. شبکه‌های پرسپترون از یک لایه ورودی، تعدادی لایه پنهان و یک لایه خروجی تشکیل شده است.

به منظور آموزش شبکه و اصلاح وزن‌ها تا رسیدن به یک خطای معنادار، روش‌های بسیار زیادی وجود دارد. یکی از مشهورترین این روش‌ها، الگوریتم پس انتشار خطا است که در ادامه توضیح داده می‌شود.

۳.۳. الگوریتم پس انتشار خطا[4]

این الگوریتم که در سال ۱۹۸٦ توسط روملهارت و مک‌کلیلاند پیشنهاد گردید، در شبکه‌های عصبی پیش‌خور (جلو رونده) مورد استفاده قرار می‌گیرد. پیش‌خور (جلو رونده) بودن به این معنا است که نرون‌های مصنوعی در لایه‌های متوالی قرار گرفته‌اند و خروجی (سیگنال) خود را رو به جلو می‌فرستند. واژه پس‌انتشار نیز به معنای این است که خطاها به سمت عقب در شبکه تغذیه می‌شوند تا وزن‌ها را اصلاح کنند و پس از آن، مجدداً ورودی مسیر پیش‌سوی خود تا خروجی را تکرار کند. روش پس انتشار خطا از روش‌های با سرپرست است به این مفهوم که نمونه‌های ورودی برچسب خورده‌اند و خروجی مورد انتظار هر یک از آن‌ها از پیش دانسته است. لذا خروجی شبکه با این خروجی‌های ایده‌آل مقایسه شده و خطای شبکه محاسبه می‌گردد. در این الگوریتم ابتدا فرض بر این است که وزن‌های شبکه به طور تصادفی انتخاب شده‌اند. در هر گام خروجی شبکه محاسبه شده و بر حسب میزان اختلاف آن با خروجی مطلوب، وزن‌ها تصحیح می‌گردند تا در نهایت این خطا، مینیمم شود.

1. Multi-Layer Perceptron
2. Feed forward
3. Back propagation training
4. Error back propagation algorithm

٤. تصریح مدل

با توجه به مدل رشد سولو و باتوجه به ادبیات موضوع مورد بررسی، کتانی و همکاران[1] برای اینکه اثر انحراف نرخ ارز را روی رشد اقتصادی ببینند مدل زیر را پیشنهاد کرده‌اند (کتانی و همکاران، ۱۹۹۰: ٦۱):

(۱)

$$PCGR= \alpha + \beta\ RERV+ \delta\ SIY + \eta\ TOTG + \lambda\ POPG + \varepsilon$$

به طوری‌که PCGR رشد GDP واقعی سرانه، RERV انحراف نرخ ارز واقعی، SIY نسبت سرمایه‌گذاری به GDP، TOTG رشد رابطه مبادله، POPG رشد جمعیت و ε خطای تصادفی را نشان می‌دهد (دوماک و شابسیژ، ۱۹۹۹: ٤۰).

بنابراین با توجه به مطالب بالا، مدل تصریح شده در این تحقیق برای اقتصاد به صورت زیر بیان می‌گردد:

(۲)

$$RGDP= f(ERU, GINV, TOTG, PR)$$

که در آن

RGDP: رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (رشد اقتصادی)؛

ERU: نااطمینانی نرخ ارز؛

GINV: تشکیل سرمایهٔ ناخالص داخلی؛

TOTG: نرخ رشد رابطهٔ مبادله (نسبت شاخص قیمت صادرات به شاخص قیمت واردات)؛

PR: نرخ رشد جمعیت.

۱.٤. داده‌ها و منابع آماری

داده‌های مورد استفاده در این تحقیق به صورت داده‌های سری زمانی برای اقتصاد ایران می‌باشند. داده‌ها از سایت بانک مرکزی و درگاه ملی آمار استخراج شده‌اند. در این تحقیق برای محاسبهٔ نااطمینانی نرخ ارز، داده‌های مربوط به نرخ ارز در بازار آزاد (نرخ ارز غیررسمی) در نظر گرفته شده است. برای محاسبه رشد اقتصادی، رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ در نظر گرفته شده است. برای محاسبهٔ رشد رابطهٔ مبادله بازرگانی از داده‌های مربوط به نتیجهٔ رابطهٔ مبادله بازرگانی و به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ استفاده شده است.

همچنین داده‌های مربوط به تشکیل سرمایه ناخالص داخلی نیز از سایت بانک مرکزی و به قیمت ثابت سال ۱۳۷٦ استخراج شده است.

۲.٤. برآورد مدل و تجزیه و تحلیل

محاسبه نااطمینانی نرخ ارز از طریق مدل‌های ARCH و GARCH پس از طی مراحل زیر محقق خواهد شد:

۱.۲.٤. گام نخست

برای محاسبه نااطمینانی نرخ ارز با توجه به الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم‌یافته (GARCH)، نخست لازم است که یک معادله رفتاری مناسب برای متغیر نرخ ارز معرفی شود.

امّا قبل از هر چیز بایستی متغیر نرخ ارز از نظر مانایی مورد بررسی قرار گیرد. که این کار با توجه به آزمون‌های دیکی-فولر (DF) و دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF) انجام شده است. نتایج آزمون‌های DF و ADF برای بررسی مانایی، به شرح جدول (۱) می‌باشد.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد برای ER

نام متغیر		آمارهٔ آزمون			
		بدون روند		با روند	
		DF	ADF	DF	ADF
ER	در سطح	۰/٦۳	۰/۷۱	-۱/۰۹	-۱/۲۳
	تفاضل مرتبهٔ اول	-٤/۲۹	-٤/۳٦	-٤/۹۱	-۵/۲۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که متغیر نرخ ارز در سطح، مانا نبوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا خواهد شد. یعنی ER، جمعی از مرتبهٔ اول (I(۱)) می‌باشد (ER بیانگر متغیر نرخ ارز می‌باشد).

در ادامه معادله رفتاری مناسب برای بیان رفتار متغیر نرخ ارز معرفی می‌گردد.

برای این منظور مدل‌های خودتوضیح میانگین متحرک (ARMA) با مرتبه‌های مختلف، مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

1. Cottani et al. (1990)

بر اساس روش باکس و جنکینز[1] بهترین مدلی که برای توصیف رفتار نرخ ارز به‌دست می‌آید به صورت معادله (۳) می‌باشد (باکس و جنکینز، ۱۹۷٦: ۱۲۸).

$$ER_t=۱/۰٤٦*ER_{t-1}+۰/٥٦٥*U_{t-1}+U_t \qquad (۳)$$

$$R^۲=۰/۹۸٥ \quad , \quad D.W=۲/۰٦۰$$

که در آن ER نرخ ارز را نشان می‌دهد.

معادله فوق نشان می‌دهد که معادله رفتاری نرخ ارز از نوع ARMA (۱و۱) می‌باشد. حال با توجه به نتایج آزمون‌های DF و ADF، مشخص می‌شود که معادله (۳)، یک فرآیند خودتوضیح جمعی میانگین متحرک (۱و۱و۱) است (یا به صورت ARIMA (۱و۱و۱)).

در پایان برای اجتناب از بروز یک رگرسیون کاذب، همجمعی معادله رگرسیونی (۳) مورد بررسی قرار گرفته است.

برای این منظور از آزمون انگل و گرینجر[2] استفاده شده است.

با توجه به آزمون انگل و گرینجر و با توجه به اینکه متغیر نرخ ارز جمعی از مرتبه اول (I(۱)) می‌باشد، اگر مشخص شود که جملات اخلال معادله (۳)، مانا (جمعی از مرتبهٔ صفر یا I(۰)) هستند، نتیجه می‌شود که معادله رفتاری برآورد شده برای نرخ ارز نشان دهندهٔ یک رابطه تعادلی بلندمدت است.

نتایج آزمون ریشه واحد برای جملات اخلال به شرح جدول (۲) می‌باشد.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد برای U_t

نام متغیر	آمارهٔ آزمون در سطح			
	با روند		بدون روند	
	ADF	DF	ADF	DF
U_t	-۷/۰٥	-۷/۱٤	-۷/۰۸	-۷/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۲) نشان می‌دهد که جملات اخلال در سطح متغیر، مانا هستند.

لذا با توجه به مطالب عنوان شده در بالا، مشخص می‌شود که معادلهٔ رفتاری برآورد شده برای نرخ ارز (معادله (۳))، بیانگر یک رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای حاضر در مدل، می‌باشد (انگل و گرینجر، ۱۹۸۷: ۲٥۱).

۲.۲.٤ گام دوم

در این مرحله بایستی وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اختلال مورد تأیید قرار گیرد (همان‌طور که می‌دانیم آزمون‌های ARCH و GARCH برای مدل‌بندی ناهمسانی واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرند).

برای این منظور از آزمون‌های White Heteroskedasticity و ARCH LM استفاده شده است.

نتایج این آزمون‌ها به شرح جدول (۳) می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های ناهمسانی واریانس

آزمون	آماره F	سطح احتمال
White	٦/٤٤	۰/۰۰۱۰
ARCH LM	۱٤/۳٦	۰/۰۰۰٤

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد که فرض صفر، مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال در سطح معناداری ٥ درصد تحت هر دو آزمون رد می‌شود. لذا ناهمسانی واریانس در بین جملات اخلال به اثبات می‌رسد که این لازمهٔ استفاده از الگوهای ARCH و GARCH می‌باشد.

۳.۲.٤. گام سوم

در نهایت ناهمسانی واریانس متغیر نرخ ارز با استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH مدل‌بندی می‌شود.

اما این کار نیازمند تعیین وقفه بهینه است. برای به دست آوردن بهترین مدل ARCH و GARCH از آزمون‌های آکائیک (AIC) و شوارز-بیزین (SBC) استفاده شده است.

نتایج بررسی آزمون‌های AIC و SBC، بر طبق جدول (٤) است.

جدول (٤): نتایج آزمون‌های AIC و SBC

وقفه	(۱و۰)	(۰و۱)	(۱و۱)	(۱و۲)	(۲و۱)	(۲و۲)
آماره AIC	۱۱/۱۱	۱۱/۸	۱٤/٥۲	۱۱/٦٤	۱٤/۲۷	۱٤/۳۸
آماره SBC	۱۱/۲٦	۱۱/۹٦	۱٤/۷۲	۱۱/۸۷	۱٤/٥۱	۱٤/٦٥

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Box and Jenkins (1976)
2. Engel and Granger (1987)

با توجه به بررسی‌های صورت گرفته، نتایج آماره‌های AIC و SBC نشان می‌دهد که بهترین مدل GARCH، مدل (۱و۰) GARCH می‌باشد.

پس از طی مراحل فوق، نااطمینانی نرخ ارز مدل‌بندی شده و به عنوان یک متغیر کمّی مؤثر بر رشد اقتصادی، معرفی شده است.

نمودار انحراف استاندارد شرطی متغیر نرخ ارز که معرّف متغیر نااطمینانی نرخ ارز می‌باشد به صورت نمودار (۱) است.

۳.٤. طراحی شبکه

۱.۳.٤. تقسیم‌بندی داده‌ها

داده‌های ورودی و خروجی به صورت تصادفی به سه دستهٔ آموزشی، تست و اعتبارسنجی تقسیم می‌شوند. تعداد داده‌ها در هر دسته توسط کاربر و با توجه به نتایج و اهداف مشخص می‌شود. معمولاً حدود ۷۰ درصد داده‌ها برای آموزش شبکه، ۱۵ درصد برای تست شبکه و ۱۵ درصد دیگر برای اعتبار سنجی شبکه به کار گرفته می‌شوند.

۲.۳.٤. نرمال کردن داده‌ها

برای استفاده از شبکه عصبی مصنوعی وارد کردن داده‌ها به صورت واقعی و خام باعث کاهش سرعت و دقت شبکه می‌شود. برای جلوگیری از چنین وضعیتی و به منظور یکسان‌سازی ارزش داده‌ها برای شبکه، داده‌ها را به صورت نرمال شده وارد می‌کنند. این عمل در واقع به معنی تغییر مقیاس داده‌ها (که دارای حداکثر مقدار b و حداقل مقدار a هستند) برای محدود کردن مقادیر آن‌ها در یک بازهٔ خاص (معمولاً [۱و۱-]) است. لذا در این تحقیق تمامی داده‌های مورد استفاده قبل از معرفی به شبکه، نرمال می‌شوند.

تابع نرمال‌سازی بین [-n,n] :

$$y = n * (\frac{۲}{b-a}x - \frac{a+b}{b-a}) \qquad (٤)$$

در نهایت پس از آموزش شبکه و ورود مقادیر جدید برای گرفتن خروجی جدید، باید خروجی نرمال شده را به فضای واقعی برگرداند. در واقع اگر داده‌ها به بازه [-n,n] نرمال شده باشند، معکوس عمل نرمال‌سازی با استفاده از رابطهٔ زیر صورت می‌گیرد.

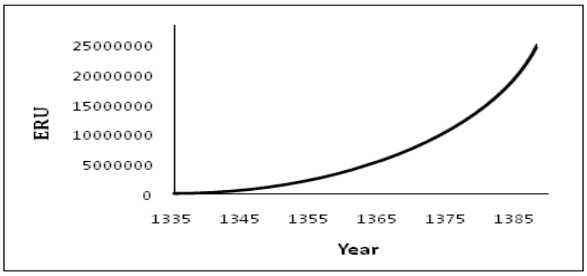
$$x = \frac{b-a}{۲*n}y + \frac{a+b}{۲} \qquad (٥)$$

۳.۳.٤. مشخصات آماری متغیرهای حاضر در مدل

مشخصات آماری متغیرهای مدل در جداول ٥ و ٦ ارائه شده است.

٤.۳.٤. انتخاب شبکه

انواع مختلفی از شبکه‌های عصبی وجود دارد که با توجه به اهداف تحقیق می‌توانند مورد استفاده قرار گیرند که در این تحقیق از شبکهٔ عصبی چند لایه پیش‌خور با الگوریتم آموزشی پس‌انتشار خطا استفاده می‌شود. شبکهٔ عصبی چند لایه پیش‌خور مثالی از شبکهٔ عصبی آموزش داده شده با استفاده از ناظر است.



نمودار (۱): نمودار انحراف استاندارد شرطی متغیر نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٥): مشخصات آماری متغیر وابسته

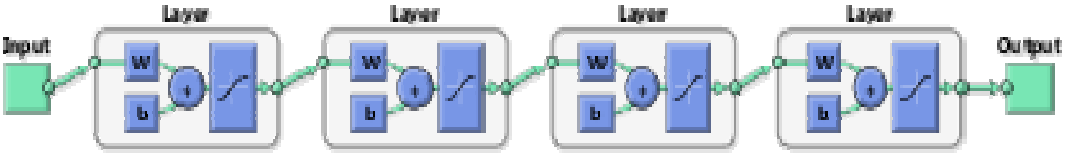
داده	حداکثر خام (درصد)	حداقل خام (درصد)	حداکثر نرمال شده	حداقل نرمال شده	میانگین (درصد)	واریانس	انحراف معیار
رشد اقتصادی	۱۷/۵۷	-۱۵/۱۳	۱	-۱	۵/٤۳	۰/۰۰٤۹	۰/۰٦۹۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٦): مشخصات آماری داده‌های مستقل

داده	حداکثر خام	حداقل خام	حداکثر نرمال شده	حداقل نرمال شده	میانگین	واریانس	انحراف معیار
نااطمینانی نرخ ارز	۲۱۵۷٤۸۸۹۹	۸/۷۹۹	۱	-۱	۱٤۰۸۷٤۷	۱/٦٤ * ۱۰^{۱۳}	٤۰٥٤٥۲۳
رشد جمعیت (درصد)	۳/۹٤	۱/۳۱	۱	-۱	۲/٥٤	٦/۳۸ * ۱۰$^{-٥}$	۰/۰۰۸۰
تشکیل سرمایه ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	۱۰٥۲۳۹۸	٦٦	۱	-۱	۱۲۲۸۸۷	۱/۸٦ * ۱۰^{۹}	٤۳۰۸۸
نرخ رشد رابطه مبادله (درصد)	۹٥٥/۳۱	-۱۸٥۰۳۱	۱	-۱	-۳۸٥٥/٤۷	۷/۱۳ * ۱۰^{۸}	۲٦۷۰/۸۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار(۲): شبکهٔ عصبی با توابع انتقال تانژانت سیگموئید

جدول (۷): انواع توابع انتقال

نام تابع	تعریف تابع	شکل تابع
تابع خطی	$f(x)=x$	a = purelin(n) Linear Transfer Function
تابع محدود ساز(XOR)	$f(x)=1 \quad x\geq 0$ $f(x)=0 \quad x<0$	a = hardlim(n) Hard-Limit Transfer Function
تابع توزیع تجمعی لجستیک	$f(x)=\frac{1}{1+e^{-x}}$	a = logsig(n) Log-Sigmoid Transfer Function
تابع تانژانت هایپربولیک	$f(x)=\frac{(e^{x}-e^{-x})}{(e^{x}+e^{-x})}$	a = tansig(n) Tan-Sigmoid Transfer Function

جدول (۸): مشخصات بهترین نتیجه حاصل‌شده از آموزش شبکه

تعداد نرون‌های لایهٔ اول	تعداد نرون‌های لایهٔ دوم	تعداد نرون‌های لایهٔ سوم	تعداد نرون‌های لایهٔ چهارم	میانگین مربعات خطا MSE	جذر میانگین مربعات خطا RMSE
۷	۱٥	٥	۱	۰/۰۰۲۰۰	۰/۰٤٤۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۳): مشخصات شبکه عصبی آموزش داده شده

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵.۳.٤. توابع انتقال

در این تحقیق از میان انواع توابع انتقال از جمله تابع توزیع تجمعی لجستیک، تابع تانژانت هایپربولیک، تابع محدودساز (XOR) و تابع خطی (جدول (۷))، با توجه به بررسی‌های صورت گرفته پیرامون نوع تابعی که بهترین برازش بین داده‌های ورودی و خروجی را از نظر معیارهایی نظیر ضریب تعیین و میانگین مربعات خطا نتیجه می‌دهد، توابع انتقال از نوع توابع تانژانت سیگموئید (نمودار(۲)) مناسب تشخیص داده شد.

٦.۳.٤. تعیین تعداد لایه‌ها و نرون‌های هر لایه

به منظور انتخاب بهترین ساختار، می‌توان تعداد لایه‌ها و نرون‌های هر لایه را تغییر داد و شبکه را مجدداً آموزش داد، یا اینکه شبکه با تعداد نرون‌ها و لایه‌های ثابت را برای تکرارآموزش‌های مختلف، اجرا کرد و نتایج را با توجه به معیارهای ارزیابی، با یکدیگر مقایسه کرد.

با توجه به بررسی‌های مفصّل در این زمینه، شبکه‌ای با تکرار آموزش ۳۲۰۰ و چهار لایه با ۷ نرون در لایه اول، ۱۵ نرون در لایه دوم و ۵ نرون نیز در لایه سوم و با توجه به اینکه تنها یک بردار خروجی وجود دارد تنها یک نرون در لایهٔ آخر وجود خواهد داشت. مشخصات بهترین نتیجه حاصل‌شده از آموزش شبکه، در جدول (۸) ثبت شده‌اند.

نمودار (۳) بیانگر مشخصات شبکه عصبی آموزش دیده مناسب با توجه به متغیرهای ورودی ERU، GINV، TOTG، PR و متغیر خروجی RGDP و توابع انتقال تانژانت سیگموئید می‌باشد.

به منظور تحقق هدف اصلی این مطالعه، که همان بررسی و پیش‌بینی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران می‌باشد بایستی روش بررسی به گونه‌ای انتخاب شود که به طور صحیح فرضیه مورد ارزیابی قرار گیرد. برای این منظور می‌توان از تعریف دیفرانسیل، بهره گرفت. برای این کار تنها به متغیری که هدف تحقیق، بررسی اثر آن روی متغیر وابسته است، اجازه تغییر داده می‌شود و متغیرهای مستقل دیگر حاضر در مدل، ثابت در نظر گرفته می‌شوند. لذا در اینجا تنها متغیر نااطمینانی نرخ ارز متغیر فرض شده است و بقیه متغیرها، ثابت و برونزا در نظر گرفته شده‌اند.

حال با توجه به سری داده‌های در دسترس و شبکهٔ آموزش دیده، از شبکه خروجی گرفته می‌شود. در پایان می‌توان با توجه به خروجی‌های شبکهٔ آموزش دیده شده، به بررسی حساسیت رشد اقتصادی نسبت به نااطمینانی در نرخ ارز پرداخت.

روند کار به این صورت است که سه متغیر نرخ رشد جمعیت، تشکیل سرمایه ناخالص داخلی و نرخ رشد رابطهٔ مبادله در مقدار متوسط آن‌ها در سال‌های اخیر، ثابت در نظر گرفته شده‌اند و با تغییر متغیر نااطمینانی نرخ ارز، مقادیر متناظر با رشد اقتصادی، با توجه به شبکهٔ آموزش دیده، حاصل شده‌اند.

با توجه به داده‌های خروجی شبکه عصبی آموزش داده شده که در واقع بیانگر حساسیت متغیر رشد اقتصادی نسبت به متغیر نااطمینانی نرخ ارز است، نمودار حساسیت رشد اقتصادی نسبت به نااطمینانی نرخ ارز به صورت نمودار (٦) می‌باشد.

جدول (۹): مقادیر سه متغیری که ثابت نگه داشته شده‌اند

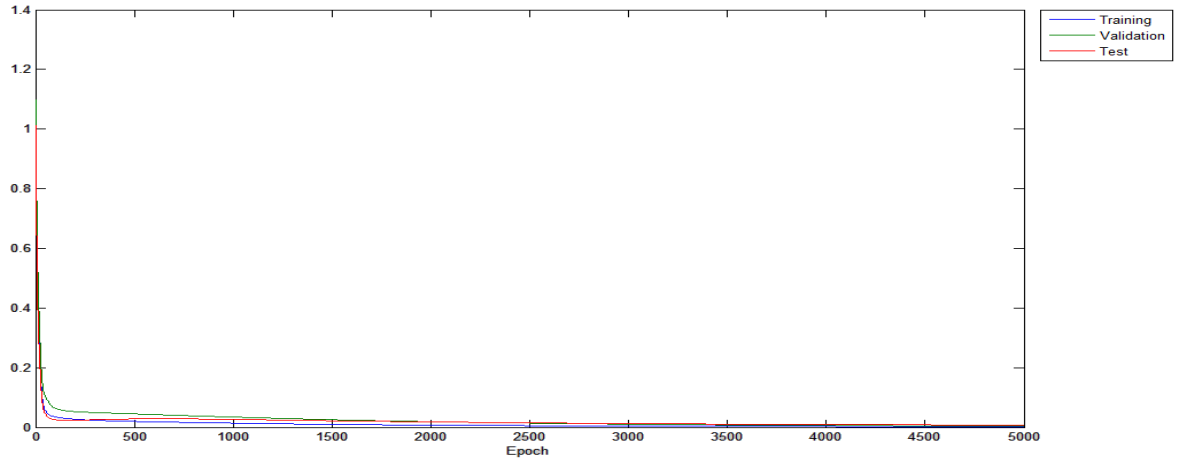
متوسط TOTG (درصد)	متوسط PR (درصد)	متوسط GINV (میلیارد ریال)
۱/۰۳۲	۱/۵	۲۵٤۳۷۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰): مشخصات شبکهٔ عصبی

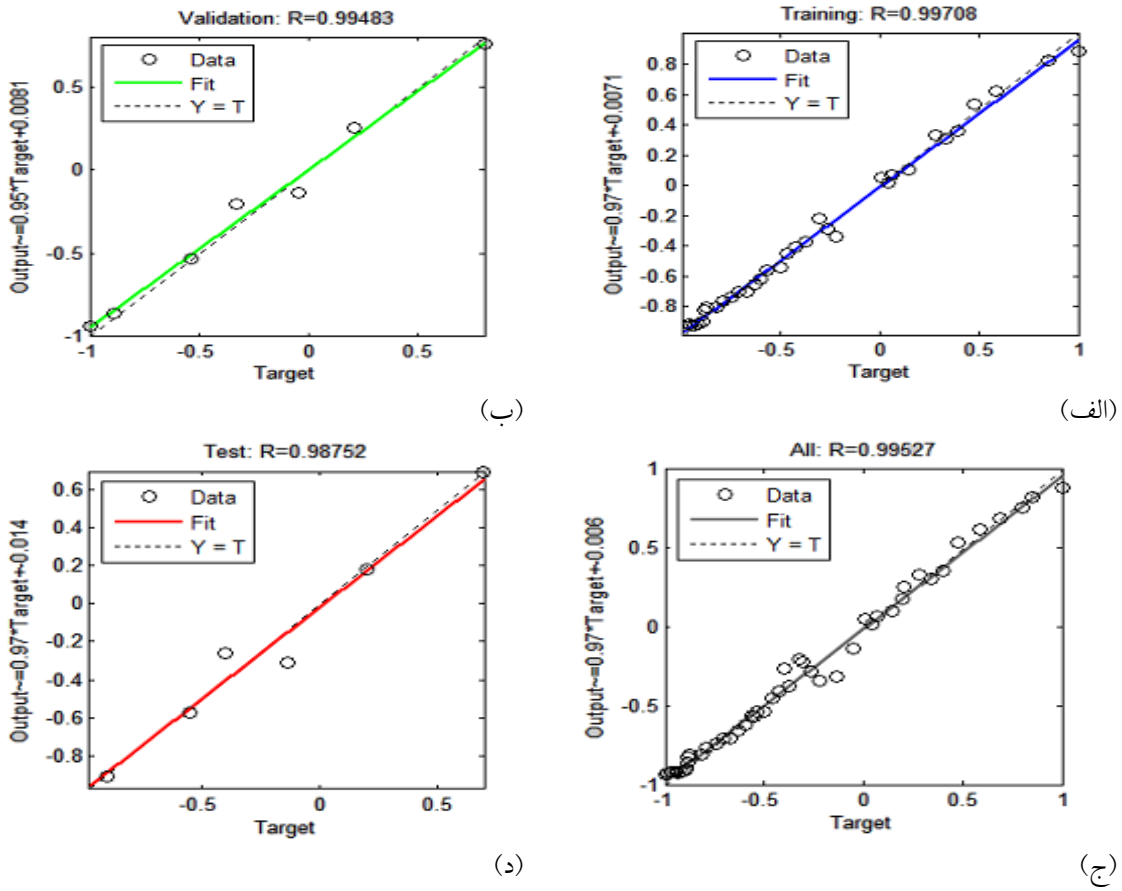
R آموزش	R تست	R اعتبار سنجی	R کل
۰/۹۹۷	۰/۹۸۸	۰/۹۹۵	۰/۹۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق



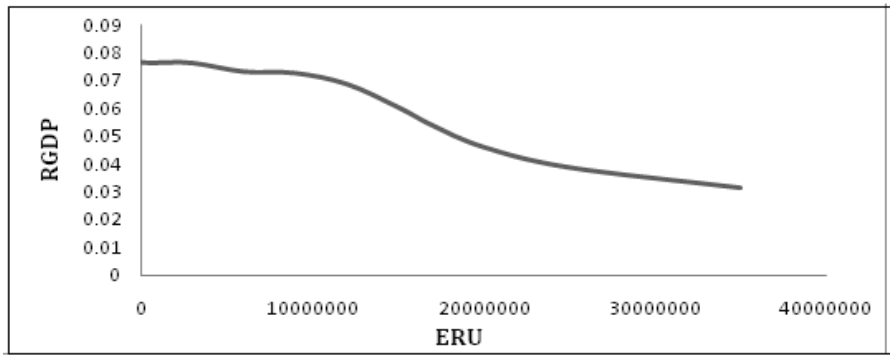
نمودار (٤): خطاها در الگوی شبکهٔ عصبی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۵): اطلاعات کلی خروجی شبکه عصبی مصنوعی، (الف):آموزش شبکه (ب):اعتبارسنجی (ج): کل شبکه (د): تست شبکه

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (٦): حساسیت رشد اقتصادی نسبت به متغیر نااطمینانی نرخ ارز

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این بخش بعد از کمّی کردن متغیر نااطمینانی نرخ ارز و با توجه به مدل تصریح شده برای اقتصاد ایران، داده‌های مربوط به متغیرهای حاضر در مدل به شبکهٔ عصبی طراحی شده، به عنوان ورودی (متغیرهای مستقل) و به عنوان خروجی (متغیر وابسته)، وارد شبکه شدند. که شبکه عصبی به طور تصادفی ۱۵ درصد از این داده‌ها را برای اعتبار سنجی، ۱۵ درصد را برای تست و صحت سنجی آموزش و ۷۰ درصد مابقی را برای آموزش شبکه در نظر گرفت. بعد از بررسی‌های شبکه‌های مختلف از نظر تعداد لایه‌ها، تعداد نرون‌های حاضر در هر لایه و نوع تابع انتقال در هر لایه، شبکه‌ای چهار لایه که در لایهٔ اول ۷ نرون، در لایهٔ دوم ۱۵ نرون و در لایهٔ سوم ۵ نرون و در لایهٔ آخر ۱ نرون وجود داشت با توابع انتقالی که همگی از نوع تانژانت سیگموئید بوده‌اند، از نظر معیارهایی چون ضریب تعیین و میانگین مربعات خطا، مناسب تشخیص داده شد.

بعد از مشخص شدن بهترین آموزش، بررسی هدف تحقیق آغاز شد. به این صورت که به شبکهٔ آموزش دیده، با ثابت نگه داشتن مقادیر همهٔ متغیرهای مستقل مدل در مقدار متوسط آن‌ها در سال‌های اخیر، به جز متغیر نااطمینانی نرخ ارز که تأثیر آن روی متغیر رشد اقتصادی مورد سؤال است، از شبکه به عنوان رشد اقتصادی خروجی گرفته شد. با توجه به روند تغییرات رشد اقتصادی نسبت به متغیر نااطمینانی نرخ ارز (نمودار (٦))، آشکار است که نااطمینانی نرخ ارز تأثیر منفی امّا خفیف روی رشد اقتصادی ایران در طی سال‌های اخیر داشته است امّا انتظارات بر آن است که این تأثیر در سال‌های پیش‌رو، از معناداری بالاتری برخوردار باشد. طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۹ در هر سال به طور متوسط، نااطمینانی در نرخ ارز باعث کاهش رشد اقتصادی به میزان ۰/۱۲ درصد شده است اما برای سال‌های پیش رو پیش‌بینی‌های صورت گرفته حاکی از آن است که این نااطمینانی در نرخ ارز منجر به کاهش ۰/۵۷ درصدی رشد اقتصادی ایران خواهد شد.

منابع

اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ پورکاظمی، محمدحسین؛ ابوالحسنی‌هستیانی، اصغر و لطفی مزرعه‌شاهی، احمد (۱۳۹۲)، "اثر نااطمینانی در بازدهی سرمایه بر رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۸۸-۷۵.

احسانی، محمدعلی؛ خانعلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر (۱۳۸۸)، "اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران"، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، سال نهم، شماره ۱، ۳٤-۱۳.

بیابانی، جهانگیر؛ ابوالحسنی‌هستیانی، اصغر؛ شایگانی، بیتا و حقگو، مهدی (۱۳۹۱)، "بررسی و پیش‌بینی بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی ایران با رویکرد شبکه عصبی GMDH"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ۱۱۲-۹۹.

پدرام، مهدی (۱۳۹۰)، "اثر نوسانات نرخ ارز بر روی نوسانات

بازار سهام در ایران"، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار (مطالعات مالی)*، سال پنجم، شماره ۱۵، ۹۶-۸۳.

پدرام، مهدی؛ شیرین‌بخش ماسوله، شمس‌الله و رضایی ابیانه، بهاره (۱۳۹۱)، "بررسی اثرات نامتقارن نوسانات نرخ ارز بر قیمت کالاهای صادراتی"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ۱۶۶-۱۴۳.

پورکاظمی، محمدحسین؛ افسر، امیر و نهاوندی، بیژن (۱۳۸٤)، "مطالعهٔ تطبیقی روش‌های خطی ARIMA و غیرخطی شبکه‌های عصبی فازی در پیش‌بینی تقاضای اشتراک گاز شهری"، *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷۱، ۱۴٦-۱۳۳.

توکلی، اکبر و سیاح، محسن (۱۳۸۹)، "تأثیر نوسانات نرخ ارز بر فعالیت‌های اقتصادی کشور"، *پول و اقتصاد*، سال دوم، شماره ٤، ۷۷-۵۹.

راسخی، سعید؛ شهرازی، میلاد و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱)، "اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیرنفتی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۹۰-۸۱.

سحابی، بهرام؛ قنبری، علی و شفیعی، علی (۱۳۹۰)، "بررسی عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نوسانات نرخ ارز"، *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، سال هشتم، شماره۳، ۵۲-۲۷.

غفاری، هادی؛ جلولی، مهدی و چنگی آشتیانی، علی (۱۳۹۲)، "بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۵۸-٤۱.

قره‌آغاجی، علی‌اکبر؛ پالهنگ، مازیار و شنبه، محسن (۱۳۸٤)، "استفاده از الگوریتم شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش‌بینی خصوصیات کششی نخ‌های مغزی‌دار با مغزی نایلون و رویه پنبه"، *نشریه علمی-پژوهشی استقلال*، سال ۲٤، شماره ۲، ۲۵۱-۲٤۱.

کازرونی، سید علیرضا و دولتی، مهناز (۱۳۸٦)، "اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی (مطالعهٔ موردی ایران)"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، سال سوم، شماره ٤۵، ۳۰٦-۲۸۳.

کمیجانی، اکبر و ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۲)، "اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد بهره وری در کشورهای در حال توسعه با لحاظ سطح توسعه مالی"، *مطالعات اقتصادی کاربردی*، سال دوم، شماره ٦، ۲٦-۱.

گرجی، ابراهیم و مدنی، شیما (۱۳۸۲)، "بررسی نقش ثبات اقتصادی بر عملکرد رشد اقتصادی ایران با روش سیستم معادلات همزمان"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، سال اول، شماره ۲، ۲٤-۱.

مرادپور اولادی، مهدی؛ ابراهیمی، محسن و عباسیون، وحید (۱۳۸۵)، "بررسی اثر عدم اطمینان نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دهم، شماره ۳۵، ۱۷٦-۱۵۹.

نوری، مهدی و نویدی، حامد (۱۳۹۱)، "ریسک نرخ ارز و صادرات غیر نفتی در ایران، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*"، سال سوم، شماره ۹، ۷۰-۵۹.

Aristotelous, K. (2001), "Exchange-rate volatility, exchange-rate regime, and trade volume: evidence from the UK-US export function (1889-1999)", *Economic Letters*, Elsevier, 72 (1), pp. 87-94.

Arize, A. C., Osang, Th. and Slottje, D. J. (2008), "Exchange-Rate Volatility in Latin America and its Impact on Foreign Trade", *International Review of Economics & Finance*, Elsevier, 17 (1), pp. 33-44.

Bagella, M., Becchetti, L. and Hasan, I. (200), "Real Effective Exchange Rate Volatility and Growth: A Framework to Measure Advantages of Flexibility vs. Costs of Volatility", *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, 30 (4), pp. 1149-1169.

Baum, Ch. and Caglayan, M. (2009), "The Volatility of International Trade Flows and Exchange Rate Uncertainty", *Boston College Department of Economics*, pp. 1-45.

Becker, B. and Hall, S. (2004), "Foreign Direct Investment in Industrial R&D and Exchange Rate Uncertainty in the UK", *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference*, pp. 1-23.

Box, G. and Jenkins, G. M. (1976), "Time Series Analysis: Forecasting and Control", Oakland, CA:

Holden-Day, pp. 128-141.

Cho, G., Sheldon, I. M. and McCorriston, S. (2002),"Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade", *American Journal of Agricultural Economics*, 84 (4), pp. 42-931.

Cottani J., Cavalloand Khan, M. S. (1990), "RExchange Rate Behavior and Economic Performance in LDCs", *Economic Development and Cultural Change*, 39 (1), pp. 61-76.

DomaÃ§, I. and Shabsigh, G. (1999), "Real Exchange Rate Behavior and Economic Growth - Evidence from Egypt, Jordan, Morocco, and Tunisia", *International Monetary Fund*, pp. 40-99.

Ehsani, M. A., Khanalipour, A. and Abbasi, J. (2009), "Effect of Exchange Rate Volatility on Non-oil Export in Iran", *Economic Bulletin*, 9 (1), pp. 13-34.

Engle, R.F. and Granger, C. W. J. (1987), "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55, pp. 251–276.

Ghareh Aghaji, A. K., Palhang, M. and Shanbeh, M. (2005), "Use of Artificial Neural Networks Algorithms for the Prediction of Tensile Properties of Cerebral Yarn with Nylon Cerebral and Surface of Cotton", *Journal of the Independence*, 24 (2), pp. 241-251.

Gorji, E. and Madani, Sh. (2003), "The Role of Economic Stability and Growth Yield of the Simultaneous Equation System Approach", *Journal of Business Research,* 1 (2), pp. 1-24.

Greenaway, D., Kneller, R. and Zhang, X. (2008), "Exchange Rate Uncertainty and Export Decisions in the UK", *University of Nottingham*, pp. 8-42.

Hayakawa, K. and Kimura, F. (2009), "The Effect of Exchange Rate Volatility on International Trade in East Asia", *Journal of the Japanese and International Economies*, Elsevier, 23 (4), pp. 395-406.

Herwartz, H. and Weber, H. (2007), "Exchange Rate Uncertainty and Trade Growth- A Comparison of Linear and Nonlinear (Forecasting) Models",*Humboldt University of Berlin*, pp. 1-22.

Kazerouni, S. A. and Doulati, M. (2007), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Private Investment (Case Study: Iran) ", *Journal of Business Research,* 3 (45), pp. 283-306.

Komijani, A. and Ebrahimi, S. (2013), "Effect of Exchange Rate Volatility on Productivity Growth in Developing Countries by Considering the Surface Financial Development", *Practical Economic Study*, 2 (6), pp. 1-26.

Moradpour Ouladi, M., Ebrahimi, M. and Abbasion, V. (2006), "The Effect of Real Exchange Rate Uncertainty on Private Investment", *Journal of Economic Research*, 10 (35), pp. 159-176.

Pedram, M. (2011), "Effect of Exchange Rate Volatility on Stock Market Volatility in Iran", *Finance Study*, 5 (15), pp. 83-96.

Pedram, M., Shirin Bakhsh Masoule, Sh. And Rezaei Abiane, B. (2012), "Investigation Asymmetric Effects of Exchange Rate Volatility on Export Prices", *Quarterly journal of economic Research Modelling*, 3 (9), pp. 143-166.

Pour Kazemi, M. H., Afsar, A. and Nahavandi, B. (2005), "Comparative Study of Linear Method ARIMA and Nonlinear Method Fuzzy Neural Networks in Forecasting Gas Share of Urban Areas", *Journal of Economic Research*, 2 (71), pp. 133-146.

Rahman, S. and Serletis, A. (2009), "The Effects of Exchange Rate Uncertainty on xports*", Journal of Macroeconomics*, Elsevier, 31 (3), pp. 500-507.

Ruiz, I. (2005), "Empirical Analysis on the Real Effects of Inflation and Exchange Rate Uncertainty: The case of Colombia", *International Finance*,12 (4), pp. 7-28.

Sahabi, B., Ghanbari, A. and Shafiei, A. (2011), "Survey of Effective Factors on Foreign Direct Investment in Iran with an Emphasis on Exchange Rate Fluctuations", *Journal of Quantitative Economics*, 8 (3), pp. 27-52.

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

Sun, Ch., Kim, M., Koo, W., Cho, G. and Jin, H. (2002), "The Effect of Exchange Rate Volatility on Wheat Trade Worldwide", *Department of Agribusiness and Applied Economics*, pp. 1-19.

Tavakoli, A. and Sayah, M. (2010), "Effect of Exchange Rate Fluctuations on Economic Activity", *Money and Economy Journal*, 2 (4), pp. 59-77.

بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی:
مطالعه موردی برای ۸ کشور بزرگ اسلامی

An Investigation of Democracy and Economic Growth Nexus: A Case Study for D-8 Countries

حسن حیدری*، رقیه علی‌نژاد**،
جواد جهانگیرزاده ***

دریافت: ۱۳۹۲/۷/۲ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲٤

چکیده:

هدف این پژوهش بررسی تأثیرات آستانه‌ای بالقوه در رابطه میان دموکراسی و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو گروه دی هشت (D-8) طی دوره زمانی ۲۰۱۱- ۱۹۹٦ می‌باشد. در رابطه مورد مطالعه علاوه بر متغیرهای فوق، متغیرهای مخارج تحصیل، مخارج مصرفی دولت، صادرات مواد خام کشاورزی، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد نیز لحاظ گردیده‌اند. جهت انجام این بررسی از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) استفاده شده است. نتایج به‌دست آمده فرضیه خطی بودن را رد می‌کند و یک مدل دو رژیمی با حد آستانه‌ای دموکراسی ۰/۹۷۱- را پیشنهاد می‌نماید. در رژیم اول متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل و مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای صادرات مواد خام کشاورزی، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. در رژیم دوم و پس از عبور از سطح پایین دموکراسی به سطوح بالاتر آن، متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل، صادرات مواد خام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای مخارج مصرفی دولت و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر متغیر رشد دارند. البته با گذار به سطوح بیشتر دموکراسی، از شدت تأثیر نرخ تورم کاسته شده، میزان تأثیرگذاری متغیرهای دموکراسی و مخارج تحصیل افزایش داشته و متغیرهای مخارج مصرفی دولت، صادرات مواد خام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد بین دو رژیم تغییر علامت داده‌اند. از این‌رو نتایج تجربی این مطالعه تأییدی بر دیدگاه سازگاری دموکراسی می‌باشد.

کلمات کلیدی: شاخص دموکراسی، رشد اقتصادی، مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR)، کشورهای گروه دی-۸ (D-8).

طبقه‌بندی JEL: O55، O53، C23.

* دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه

Email: r.alinejhad68@gmail.com

*** استادیار جامعه شناسی سیاسی دانشگاه ارومیه

Email: j.jahangirzadeh@urmia.ac.ir

Hassan Heidari, Roghayyeh Alinezhad**

*Javad Jahangirzadeh****

Received: 24/Sep/2013 Accepted: 13/Feb/2014

Abstract:

This study aims to investigate the potential threshold effects in the relationship between democracy and economic growth for the D-8 countries over the period 1996-2011. In this investigation we also introduce other variables including education expenditures, government consumption expenditures, agricultural raw materials exports, inflation rate and index of openness. In order to do this investigation, the paper uses the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) model that is appropriate method for describing cross-country heterogeneity. Our results reject the linearity hypothesis, and estimates two regimes that give a threshold at democracy of -0.971. In the first regime, democracy, education expenditure and government consumption expenditure variables have a significantly positive impact on GDP and agricultural raw materials exports, inflation rate and index of openness variables have a significantly negative impact on GDP. At the second regime, democracy, education expenditure, agricultural raw materials exports and index of openness variables have a positive impact and government consumption expenditure and inflation rate variables have a negative impact on GDP. Though, the impact of democracy and education expenditure are increased and the impact of inflation rate dramatically declined and government consumption expenditure, agricultural raw materials exports and index of openness sign have changed between two regimes. Therefore, empirical results confirm the compatibility view.

Keywords: Democracy Index (DI), Economic Growth, Panel Smooth Transition Regression (PSTR), D-8 Countries.

JEL: O55, O53, C23.

* Associate Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Authour).

** M.A. Student of Economics, Urmia University, Urmia, Iran.

*** Assistant Professor of Political Sociology, Urmia University, Urmia, Iran.

۱. مقدمه

میان رشد و توسعه اقتصادی و ساختار سیاسی رابطه متقابلی وجود دارد. به طوری‌که دوام هر ساختار سیاسی، چه ساختار دیکتاتوری و چه دموکراسی؛ به رشد و توسعه و کیفیت سیاست‌های اقتصادی دولت وابسته است و عملکرد اقتصاد نیز، هم در مرحله تدوین سیاست‌های اقتصادی و هم در مرحله اجرا، به ماهیت ساختار سیاسی کشور وابسته می‌باشد. آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی، ثبات سیاسی و قابل پیش‌بینی بودن سیاست‌های اقتصادی، لازمهٔ رشد و توسعه اقتصادی بلندمدت می‌باشد. نهادهای سیاسی جامعه با تعیین پارامترهای سیاسی و اقتصادی توسعه اجتماعی، زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را فراهم می‌کنند. مشروعیت سیاسی دولت لازمه رشد پایدار و پیوسته اقتصاد بوده و موجب ثبات سیاسی، کاهش ریسک سرمایه‌گذاری، جلب سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی و در نهایت افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین، دموکراسی با کنترل رفتار سیاست‌مداران و احزاب سیاسی، مانع از اتخاذ سیاست‌های نامتعادل و نادرست سیاست‌مداران می‌شود. در صورت اتخاذ سیاست‌های نادرست، دموکراسی با تعیین روشی مسالمت‌آمیز برای تغییر دولت، هزینه اقتصادی و اجتماعی تصحیح سیاست‌های نادرست را کاهش داده، موجب افزایش ظرفیت بلندمدت اقتصاد می‌گردد (زمانی، ۱۳۸۳: ۲۲ و ۲۷).

هر نظام سیاسی دارای سه بعد اصلی آزادی سیاسی، ثبات سیاسی و ثبات سیاست‌های اقتصادی می‌باشد که شالوده سیاسی مدیریت اقتصاد را تشکیل می‌دهند. این ابعاد هم به‌صورت مستقیم و هم غیرمستقیم، از طریق تأثیرگذاری بر روی عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی مانند تورم، سرمایه‌گذاری، سرمایه انسانی، توزیع درآمد، حقوق مالکیت و رشد جمعیت بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارند. از میان چهار عامل آزادی سیاسی، آزادی اقتصادی، ثبات سیاسی و ثبات سیاست‌های اقتصادی، نقش عامل آزادی سیاسی یا دموکراسی در رشد اقتصادی بحث برانگیزتر است. نظریه‌های موجود در مورد رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی، غالباً به بررسی تأثیر مستقیم دموکراسی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند، اما علاوه بر وجود رابطه مستقیم بین این دو متغیر، می‌بایست به اثرات غیرمستقیم دموکراسی روی رشد از طریق کانال‌هایی مثل سرمایه‌گذاری، تورم، رشد جمعیت و توزیع درآمد نیز توجه داشت (همان، ۲۳). بنابراین، می‌توان گفت تعیین رابطه میان آزادی سیاسی یا دموکراسی با رشد اقتصادی مهم و مورد توجه اقتصاددانان بوده و موجب شده تا با استفاده از تکنیک‌های مختلف اقتصادسنجی و در قالب مدل‌هایی متنوع به بررسی این رابطه برای کشورها و مناطق مختلف بپردازند. لذا با توجه به موارد فوق، هدف این مطالعه بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR)[1]، برای کشورهای عضو گروه دی هشت (D-8)[2] طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۶ می‌باشد. می‌باشد. از آنجایی‌که در اکثر مطالعات، روابط خطی بین متغیرهای مورد مطالعه بررسی شده و در بررسی روابط غیرخطی نیز عموماً از مدل‌های چندجمله‌ای شامل مجذور شاخص دموکراسی استفاده شده است، ولی چون این مطالعات به دلیل تحمیل یک فرم محدود کننده، قادر به بررسی دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه میان متغیرها نیستند، لذا در این مقاله تلاش می‌شود رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به‌کار گرفته شود تا ایرادات موجود در مطالعات قبلی تا حدود زیادی رفع گردد و نتایج قابل اعتمادتری ارائه شود.

در ادامه ساختار مقاله بدین شکل تنظیم شده است که در بخش دوم، مبانی نظری ارائه می‌شود، بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده را نشان می‌دهد، بخش چهارم به تبیین مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی می‌پردازد، بخش پنجم به معرفی متغیرها، توصیف داده‌های آماری و تصریح مدل اختصاص یافته است، بخش ششم تخمین الگو و یافته‌های تجربی تحقیق را ارائه داده و نهایتاً خلاصه و نتیجه‌گیری در بخش هفتم ارائه می‌شود.

۲. مبانی نظری

۱.۲. مکاتب موجود در رابطهٔ بین دموکراسی و رشد اقتصادی

1. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)
2. Developing 8

از دیدگاه نظری سه مکتب فکری متفاوت در خصوص ارتباط بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد که این سه مکتب فکری به‌صورت مختصر توضیح داده می‌شوند:

۱.۱.۲. مکتب اول؛ دیدگاه ناسازگاری[1]

مطابق با این دیدگاه، یک مبادله بین دموکراسی و رشد اقتصادی سریع وجود دارد. اولین استدلال طرفداران این مکتب، دلایل نظری در اثرات توزیع مجدد دموکراسی دارد. به این صورت که سیاست‌های حکومت‌های دموکراتیک نسبت به حکومت‌های استبدادی، بیشتر طرفدار فقرا هستند (کامو[2]، ۲۰۰۳: ۲). توزیع درآمد در حکومت‌های دموکراتیک نسبت به حکومت‌های غیردموکراتیک، مساوی‌تر است و به‌طور واقعی هم زمانی که جامعه از دیکتاتوری به دموکراسی تغییر می‌یابد، توزیع درآمد بهبود می‌یابد. این عوامل اثر بازتوزیعی دموکراسی را نشان می‌دهند (عجم‌اوغلو و رابینسون[3]، ۲۰۰۶: ۵۲-۴۹). بنابراین، اثر بازتوزیعی دموکراسی منجر به اتخاذ سیاست‌هایی می‌شود که درآمد ملی را از سرمایه‌گذاری به مصرف اختصاص داده و منجر به کاهش سرعت رشد اقتصادی می‌شوند (پرزورسکی و لیمونگی[4]، ۱۹۹۳: ۵۵-۵۴). دومین استدلال این گروه این است که حکومت‌های دموکراتیک تصمیماتی اتخاذ می‌کنند که تعداد رأی‌هایشان را افزایش دهد، به‌طوری که حکومت‌های دموکراتیک بیشتر در معرض خواسته‌های گروه‌های ذینفع هستند (کامو، ۲۰۰۳: ۱). رویکرد منافع ویژه، فعالیت‌های سیاسی را برای کسب رانت به‌کار خواهد برد یا سیاست‌هایی اتخاذ خواهد کرد که منافع برخی گروه‌ها را تأمین کند. از جمله اینکه با کاهش دادن منافع کارآفرینان، سیاست‌هایی به نفع دستمزد اتحادیه‌های کارگری اتخاذ گردد. اما امکان ندارد چنین استراتژی‌هایی رشد اقتصادی را افزایش دهند (قریشی و احمد[5]، ۲۰۱۲: ۳). از این رو، ناکارآمدی ایجاد شده توسط اعمال نفوذ گروه‌های ذینفع در حکومت‌های دموکراتیک درآمد ملی را کاهش می‌دهد در حالی که حکومت‌های دیکتاتور از چنین فشارهای ویژه‌ای مجزا هستند (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳: ۵۶). همچنین، دیکتاتورها علاقه‌مند به پیشبرد رشد به‌خاطر افزایش سهم‌شان در درآمد ملی هستند (مک‌گویر و اولسون[6]، ۱۹۹۶: ۷۶). به عقیده بوکنن و واگنر[7] نیز، دموکراسی به‌خاطر ناتوانی‌اش در اعمال سیاست‌های رشدگرای منفور[8]، معتقد به کاهش رشد است. به‌عنوان مثال کاهش مصرف فعلی برای ترویج سرمایه‌گذاری برای طبقات پایین درآمدی در کشورهای در حال توسعه یک سیاست منفور خواهد بود و فقط یک دیکتاتور می‌تواند چنین سیاستی را اعمال کند (قریشی و احمد، ۲۰۱۲: ۳).

۲.۱.۲. مکتب دوم؛ دیدگاه سازگاری[9]

مطابق با این دیدگاه، در دموکراسی‌ها سیاست‌ها به‌وسیله رجحان‌های رأی دهندگان میانی محدود شده است. بنابراین یک رهبر دموکراتیک انگیزه برای بهبود رفاه اکثریت برای اطمینان از انتخاب مجددش دارد، در حالی که یک دیکتاتور نیاز به پشتیبانی گروه‌های محدود برای پایداری قدرتش دارد (سیگال و همکاران[10]، ۲۰۰۴: ٦٤-٦٣). همچنین رقابت بین گروه‌های ذینفع منجر به اتخاذ سیاست‌هایی با منافع اجتماعی خالص مثبت می‌شود یا حداقل باعث می‌شود ناکارآمدی در رژیم‌های دموکراتیک کمتر از رژیم‌های استبدادی باشد. این شواهد فرضیه ناسازگاری را که معتقد بود رانت‌جویی از طریق گروه‌های ذینفع منجر به پیامدهای ناکارآمد و در نتیجه مانع رشد می‌شود، نفی می‌کند. دولت‌های دموکراتیک با شفافیت بیشتر در فرآیند سیاست و سیاست‌گذاری مشخص شده‌اند (قریشی و احمد، ۲۰۱۲: ٤). به اشتراک گذاشتن اطلاعات باعث می‌شود عموم مردم فرصتی برای نظارت بر رفتار نمایندگان انتخاب شده‌شان داشته باشند. درجه باز بودن اقتصاد و رسانه‌های آزاد نیز دامنه فساد را در میان مقامات دولتی در اتخاذ سیاست‌هایی که صرفاً به‌دنبال اهداف رانت‌جویانه باشد کاهش می‌دهد (سیگال و همکاران، ۲۰۰٤: ٦٥-٦٤). نظریه

1. Conflict View
2. Comeau (2003)
3. Acemoglu & Robinson (2006)
4. Prezsworski & Limongi (1993)
5. Qureshi & Ahmed (2012)
6. McGuire and Olson (1996)
7. Buchanan & Wagner (1977)
8. Unpopular Growth-Oriented Policy Actions
9. Compatibility view
10. Siegal et al. (2004)

پردازان سازگاری علیه دیکتاتوری‌ها چنین استدلال می‌کنند که حاکمان خودکامه هیچ علاقه‌ای به حداکثر کردن تولید کل ندارند (پرزورسکی و لیمونگی، ۱۹۹۳: ۵۱). یک حاکم خودکامه اغلب انحصار سیاسی را به انحصار اقتصادی تبدیل کرده و به افراد و شرکت‌هایی که پشتیبانش هستند امتیازات ویژه داده و موجبات ناکارآیی اقتصادی را فراهم می‌نماید (سیگال و همکاران، ۲۰۰٤: ٦٤). در مقایسه با رفتار چپاول‌گرانه حاکم مستبد، دموکراسی بیشتر به‌دنبال تأمین امنیت حقوق مالکیت بوده، به‌خاطر اینکه بقای بلندمدت دموکراسی بستگی به ارائه و حفاظت از آزادی‌های مدنی از جمله آزادی اقتصادی دارد (اولسون[1]، ۱۹۹۳: ۵۷۲-۵٦۸). همچنین آزادی‌های مدنی و سیاسی برای حفاظت شهروندان از رفتار غارتگرانه دولت و تأمین امنیت حقوق مالکیت ضروری هستند (نورث[2]، ۱۹۹۳: ۱). همچنین، دموکراتیزه کردن با توجه به سیستم کنترل و توازن خود، رانت‌جویی را محدود می‌کند (هان و استورم[3]، ۲۰۰۳: ٥٤٨). سرانجام اینکه دموکراسی‌ها با ارائه مکانیسم شفاف و بدون استفاده از هر گونه اقدام غیرقانونی یا اجباری برای رسیدن به قدرت، ثبات سیاسی فراهم می‌کنند در حالی‌که استفاده از چنین روش‌های بی‌ثباتی غیرقانونی برای به‌دست آوردن قدرت در رژیم‌های دیکتاتوری متداول است (سیگال و همکاران، ۲۰۰٤: ٦٥).

خلاصه اینکه، دموکراسی‌ها عملکردی بهتر از دیکتاتوری‌ها دارند طوری که در آن‌ها نرخ‌های رشد بلندمدت که بیشتر قابل پیش‌بینی هستند، ثمر می‌دهند. همچنین آن‌ها ثبات بیشتر در عملکرد اقتصاد ایجاد کرده و شوک‌های نامطلوب را بهتر اداره می‌کنند (رودریک[4]، ۱۹۹۷: ۱۰-۳).

۳.۱.۲. مکتب سوم؛ دیدگاه شک و تردید[5]

دیدگاه سوم در مورد رابطه بین دموکراسی و رشد این است که دموکراسی اثر قابل توجهی بر رشد اقتصادی ندارد. طرفداران این مکتب تأکید می‌کنند که رشد اقتصادی عمدتاً به‌دلیل نهاده‌های تولیدی از جمله سرمایه‌گذاری و نیز سیاست‌های دولتی طرفدار رشدی که به مراتب مهم‌تر از نوع رژیم غالب در کشور است، می‌باشد (کروزمن و همکاران[6]، ۲۰۰۲: ۵ و کامو، ۲۰۰۳: ۳-۲). اگرچه امنیت حقوق مالکیت منجر به ایجاد محیط مساعد برای سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد می‌شود، اما مطابق با نظرات طرفداران این مکتب این سؤال پیش می‌آید که کدام نوع رژیم – دموکراسی یا دیکتاتوری- بهتر می‌تواند این امنیت را فراهم نماید. آن‌ها به این واقعیت که تغییرات بزرگی در داخل رژیم‌های دیکتاتوری و دموکراسی رخ داده تأکید می‌کنند؛ در حکومت‌های استبدادی افق زمانی فرد مستبد، حقوق قرارداد و مالکیت را تعیین می‌کند در حالی‌که در دموکراسی‌ها دوام رژیم تعیین کننده است، به این ترتیب که حاکمان مستبد قدرتمندی که افق برنامه‌ریزی بلندمدت دارند نسبت به آن‌هایی که افق برنامه‌ریزی کوتاه‌مدت دارند، بهتر می‌توانند حقوق قرارداد و مالکیت را تعیین نمایند. همچنان که برای تأمین امنیت این حقوق، دموکراسی‌های پایدار بهتر از دموکراسی‌های گذرا هستند. در حالت کلی می‌توان گفت دموکراسی‌های گذرا و دیکتاتوری‌های کوته‌بینانه اثرات مضری بر تأمین امنیت حقوق مالکیت دارند (قریشی و احمد، ۲۰۱۲: ٦). به‌طور مشابهی، نااطمینانی و بی‌ثباتی مانع سرمایه‌گذاری و رشد می‌شود و نه نوع حکومت غالب در کشور (آلسینا و پروتی[7]، ۱۹۹٤: ۳۵۹). جنبه دیگر این است که ممکن است برخی کانال‌های غیرمستقیم تأثیرگذار از جمله فساد در نظر گرفته شوند. برای مثال، ممکن است رژیم‌های استبدادی نسبت به دموکراسی به‌خاطر فساد کمترشان در تشکیل حکومت سابق، عملکرد بهتری داشته باشند (چونگ[8]، ۱۹۹۸: ۲٤۸). این می‌تواند به‌خاطر هزینه‌های بسیار پایین‌تر فساد در رژیم‌های دموکراسی نسبت به استبدادی باشد. از طرف دیگر مطابق با نظر عجم‌اوغلو و وردیر[9]، یک دیکتاتور ممکن است به این نتیجه برسد که جلوگیری از شیوه‌های فاسد برای حفظ جایگاه و قدرتش مفید باشد. ادبیات تجربی فراوانی در مورد چگونگی

1. Olson (1993)
2. North (1993)
3. Haan & Sturm (2003)
4. Rodrik (1997)
5. Skeptical View
6. Kruzman et al. (2002)
7. Alesina & Perotti (1994)
8. Cheung (1998)
9. Acemoglu & Verdier (1998)

تأثیر فساد روی رشد وجود دارد. از یک سو فساد ممکن است کارایی اقتصاد را با افزایش سهولت معاملات افزایش داده و تبدیل به یک منبع مثبت برای رشد شود (قریشی و احمد، ۲۰۱۲: ٦). از سوی دیگر، فساد ممکن است رشد را به شیوه معنی‌داری با توجه به سیاست‌های اقتصاد کلان کمتر محتاطانه کاهش دهد، به این ترتیب که فساد با کاهش سرمایه‌گذاری و سرمایه انسانی موجبات کاهش رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد (مائورو[1]، ۱۹۹۵: ٦٨٣). از این‌رو، تعیین اینکه فساد رشد را چگونه تحت تأثیر قرار می‌دهد دشوار است.

۲.۲. کلیات مدل تخمینی

در مدل تخمینی استفاده شده در این مطالعه، رشد تولید ناخالص داخلی تابعی از متغیرهای شاخص دموکراسی، مخارج تحصیل (آموزش)، مخارج مصرفی دولت، صادرات مواد خام (کشاورزی)، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد می‌باشد. در این قسمت توضیح مختصری در مورد تأثیر متغیرهای توضیحی مورد استفاده در مطالعه بر رشد اقتصادی داده می‌شود.

در مورد نحوه تأثیرگذاری مخارج آموزش بر رشد اقتصادی سیمون کوزنتس[2] معتقد بود که سرمایه‌گذاری در آموزش منبع مهمی برای تشکیل سرمایه انسانی، نظیر توانا ساختن نیروی کار و پیشرفت دانش فنی در تولید محسوب می‌شود و سرمایه انسانی را عامل مهمی در توسعه اقتصادی کشور به حساب می‌آورد. زیرا، نتایج آموزش رسمی و غیررسمی در مهارت‌های اضافی و توانایی‌های بالقوه افرادی که در بازار کار بوده و سرمایه انسانی در تولید را تشکیل می‌دهند، مستتر است. در نتیجه، وجود این افراد آموزش‌دیده موجب می‌شود که ظرفیت تولیدی کل اقتصاد بالا رود و در نهایت، به رشد اقتصادی کمک کند (صادقی و عمادزاده، ۱۳۸۳: ۸۱). در مورد تأثیر منفی افزایش مخارج دولت بر رشد اقتصادی استدلالی وجود دارد که بر افزایش انعطاف‌ناپذیری نهادی و رانت‌جویی تأکید می‌کند. اولسون[3] معتقد است گروه‌های فشار سازمان‌یافته به سوی تحول گرایش دارند و برای کسب مزایا برای گروه خود از طریق تصویب بندهای قانونی یا جذب پرداخت‌های انتقالی سخت تلاش می‌کنند و این پرداخت‌ها و یا بندهای قانونی از طریق اختلال در کارکرد اقتصاد بازار، باعث کندی رشد اقتصادی می‌شود. زمانی که بخش عمومی بزرگ باشد، منافع بالقوه فعالیت‌های رانت‌جویانه بیشتر است و این امر ممکن است بر تغییر جهت بیشتر منافع به فعالیت‌های غیرمولد منتهی شود (حسینی و همکاران، ۱۳۸۷: ۳۹). در مورد تأثیرگذاری منابع طبیعی یا به‌عبارتی مواد خام بر رشد اقتصادی شواهد تجربی دلالت بر این دارد که به طور متوسط اغلب کشورهای ثروتمند از لحاظ مواد خام شاهد رشد کندتری نسبت به کشورهای فاقد چنین منابعی هستند. در این راستا دلایل مختلفی وجود دارد که به شرح زیر می‌باشند: وفور منابع طبیعی منجر به ساختار اقتصادی متکی بر درآمدهای صادراتی آن‌ها می‌شود که منجر به آسیب‌پذیری اقتصاد در قبال شوک‌های برون‌زای قیمت منابع شده و در نتیجهٔ این بی‌ثباتی‌ها رشد اقتصادی کندتر می‌شود. همچنین، نوسان قیمت جهانی منابع طبیعی تولیدکنندگان و فعالان اقتصادی را با نااطمینانی مواجه می‌کند و نااطمینانی باعث افزایش ریسک و کاهش انباشت سرمایه می‌شود. در برخی اقتصادهای دارای منابع طبیعی غنی، رفتارهای رانت‌جویانه رونق دارد. پیامدهای اصلی رفتارهای رانت‌جویانه در پدیده‌هایی از قبیل اختلال در تخصیص منابع، کاهش فعالیت‌های مولد، کاهش کارایی اقتصادی، افزایش نابرابری اجتماعی و کندی رشد اقتصادی نمود می‌یابد. کاهش بلندمدت در قیمت‌های واقعی منابع طبیعی ضمن ایجاد وابستگی فزاینده و شکل‌گیری اقتصادهای تک محصولی این کشورها را از منابع مالی قابل اتکاء در دوره‌های بلندمدت محروم می‌سازد. رانت حاصل از وفور منابع طبیعی از یک سو موجب رضایت خاطر و غفلت دولت‌مردان شده و با پوشاندن ناکارآمدی‌های اقتصادی و اجتماعی انگیزه‌های لازم برای اصلاحات اقتصادی و بهبود کارایی و بهره‌وری اقتصاد را از بین می‌برد و از سوی دیگر، این پدیده اغلب منجر به افزایش مصرف‌گرایی می‌گردد که در دولت‌ها به‌صورت کسری بودجه و در سایر اجزای تقاضای نهایی از جمله خانوارها به‌صورت

1. Mauro (1995)
2. Simon Kuznets
3. Olson (1993)

فزونی سطح تقاضا و مصرف بر تولید و عرضه داخلی ظاهر می‌شود (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۱: ۹۸). برای بررسی رابطه رشد اقتصادی و سیاست‌های تجاری یا به‌عبارتی باز بودن اقتصاد نیز تئوری رشد درون‌زا چارچوب جدیدی را مطرح می‌کند. با آزادسازی تجاری امکان ورود کالای سرمایه‌ای و تکنولوژی فراهم می‌گردد که با توجه به مزیت نسبی کشورهای مختلف امکان تولید با استفاده از صرفه مقیاس و تقسیم کار جهانی فراهم می‌شود و تجارت سبب شتابان شدن رشد اقتصادی در مقیاس جهانی می‌گردد. همچنین با آزادسازی تجاری از سوی واردات انتظار می‌رود تا از طریق واردات کالای سرمایه‌ای با فناوری پیشرفته، انتقال فناوری به داخل کشور صورت پذیرد که در نتیجهٔ آن رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (امام‌وردی و شریفی، ۱۳۸۹: ۱۳۹).

۳. پیشینه مطالعات تجربی

بسیاری از شاخص‌هایی که به بررسی و اندازه‌گیری دموکراسی می‌پردازند، در سال‌های اخیر به‌وجود آمده و مورد اندازه‌گیری قرار گرفته‌اند، بنابراین محدودیت آمار و اطلاعات کمی از علل اصلی پایین بودن مطالعات کمی در زمینه دموکراسی می‌باشد. با این حال، در این قسمت از مقاله به تفکیک مطالعات داخلی و خارجی، مطالعات صورت گرفته در این زمینه به اختصار آورده شده است.

۱.۳. مطالعات داخلی

این قسمت مروری بر مطالعات صورت گرفته در داخل کشور دارد:

عیسی‌زاده و احمدزاده (۱۳۸۸) در مطالعه‌شان تأثیر عوامل نهادی را بر رشد اقتصادی ۵۰ کشور با سطوح مختلف توسعه از سراسر جهان طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶ بررسی می‌نمایند. در این مطالعه از روش تخمین حداقل مربعات معمولی (OLS)[1] استفاده شده است. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد اثر نهادهای عمومی بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار بوده و اثر شاخص دموکراسی مثبت، اما غیرمعنادار است. همچنین هر چه در یک کشور حکمرانی خوب برقرار باشد رشد اقتصادی در سطح بالایی اتفاق می‌افتد.

مبارک و آذرپیوند (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در یک گروه از کشورهای اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۸۰ می‌پردازند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که حکمرانی خوب تأثیر مثبتی روی رشد اقتصادی دارد، اما اثر دموکراسی روی رشد مبهم است. ولی رویکرد به نسبت قابل قبولی که در این مورد قابل اتکاست، اثر غیرمستقیم دموکراسی روی رشد از راه کانال‌هایی چون بهبود سرمایه انسانی است.

کمیجانی و سلاطین (۱۳۸۹) در مطالعه‌شان تأثیر کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی را با استفاده از داده‌های تلفیقی در ایران و کشورهای منتخب همسایه در دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۹۶ بررسی می‌نمایند که یکی از شاخص‌های به‌کار رفته در کیفیت حکمرانی، شاخص دموکراسی می‌باشد. نتایج حاصل از این مطالعه نشان می‌دهد که موضوع حکمرانی خوب در عملکرد بلندمدت رشد اقتصادی حائز اهمیت است، به‌گونه‌ای که ارتباط مثبت و مستقیمی میان حکمرانی خوب و رشد بلندمدت اقتصادی وجود دارد.

ندیری و محمدی (۱۳۹۰) در مطالعه‌ای تأثیر ساختارهای نهادی را بر رشد اقتصادی در سطح جهانی و نمونه کشورهای مختلف طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۹۶ بررسی می‌نمایند. در این مطالعه از روش تخمین گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)[2] استفاده شده است. همچنین برای شاخص‌های نهادی از میانگین شش شاخص حکمرانی خوب استفاده شده که شاخص دموکراسی هم جزء این شاخص‌ها می‌باشد. نتایج مطالعه حاکی از تأثیرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی کشورها در سطح جهانی و در بین نمونه کشورهای مختلف مورد آزمون به غیر از گروه کشورهای نفتی است.

۲.۳. مطالعات خارجی

این زیربخش مروری بر مطالعات صورت گرفته در خارج از کشور دارد: حلی‌ول[3] (۱۹۹۲) با استفاده از داده‌های مقطعی

1. Ordinary least squares (OLS)

2. Generalized Method of Moments (GMM)
3. Helliwell (1992)

۱۲۵ کشور طی سال‌های ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۵ به بررسی ارتباط دوطرفه بین دموکراسی و رشد اقتصادی می‌پردازد. نتایج بیانگر تأثیر مثبت درآمد روی دموکراسی است. همچنین نتایج نشان می‌دهند که تأثیر مستقیم دموکراسی روی رشد اقتصادی منفی و غیرمعنی‌دار است، اما تأثیر غیرمستقیم دموکراسی روی رشد از طریق کانال‌های سرمایه انسانی و سرمایه‌گذاری، مثبت و معنی‌دار است که این تأثیر مثبت، اثرات منفی دموکراسی روی رشد اقتصادی را خنثی می‌نماید.

آبیاسینق[1] (۲۰۰۴) در مطالعه‌ای به بررسی این فرضیه که دموکراسی و ثبات سیاسی تأثیر معنی‌داری روی رشد اقتصادی دارند، می‌پردازد. این مطالعه با تمرکز روی کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد که دموکراسی تأثیر منفی روی رشد اقتصادی دارد و ثبات سیاسی هم بدون توجه به سطح دموکراسی تأثیر مثبتی روی رشد این گروه از کشورها دارد.

پولتروویچ و پوپف[2] (۲۰۰۷) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین دموکراتیزه کردن، کیفیت نهادها و رشد اقتصادی طی دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۰ می‌پردازند. در این مطالعه نه تنها از سطح دموکراسی استفاده شده است، بلکه تغییرات در این سطح نیز به‌وسیله توسعه شاخص‌های حقوق سیاسی[3] خانه آزادی[4] اندازه‌گیری شده است. همچنین بین دموکراسی و نظم و قانون (قوانین حقوقی) که به‌وسیله حاکمیت قانون، ریسک سرمایه‌گذاران و شاخص فساد اندازه‌گیری شده است، تمایز وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد در کشورهایی که نظم و قانون به اندازه کافی قوی است، دموکراتیزه کردن باعث تحریک رشد اقتصادی می‌شود، در حالی که در کشورهای با نظم و قانون ضعیف، دموکراتیزه کردن رشد اقتصادی را تضعیف می‌کند. همچنین، اگر دموکراتیزه کردن در شرایط نظم و قانون ضعیف صورت گیرد، در این صورت کیفیت حاکمیت بدتر شده و سیاست‌های اقتصاد کلان کمتر محتاطانه خواهند شد.

شارما[5] (۲۰۰۷) نیز در بررسی ارتباط بین دموکراسی، حاکمیت خوب و توسعه اقتصادی تأثیر معنی‌دار دموکراسی روی رشد اقتصادی را نشان می‌دهد. مخصوصاً امنیت حقوق مالکیت خصوصی که به افراد انگیزه‌هایی برای مولد بودن، نهادینه کردن حاکمیت قانون، محدودیت علیه مدیران و مکانیسم انتخابات که به شهروندان توانایی اخراج شخصیت‌های پست را می‌دهد، برای ترویج رشد ضروری هستند. همچنین عنوان می‌نماید که دموکراسی و تمرکززدایی بدون تقویت همزمان حقوق مالکیت و حاکمیت قانون امکان ندارد همیشه منجر به حکومت دموکراتیک کارایی گردد.

لیبمان[6] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای تأثیر دموکراسی و اندازه بوروکراسی را بر رشد اقتصادی در روسیه طی سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۰۰ بررسی می‌نماید. در این مطالعه از مجذور شاخص دموکراسی برای بررسی رابطه غیرخطی بین دموکراسی و رشد اقتصادی استفاده شده است. نتایج این مطالعه افزون بر ارائه شواهدی مبنی بر وجود رابطه غیرخطی بین دموکراسی و رشد اقتصادی، نشان می‌دهد که در مناطق با سطوح بالای دموکراسی و همچنین مناطق با نظام‌های استبدادی قوی، عملکرد اقتصادی بهتر از مناطق با رژیم‌های ترکیبی است. همچنین، نتایج رابطه منفی بین اندازه بوروکراسی و عملکرد اقتصادی را نشان می‌دهند.

قریشی و احمد (۲۰۱۲) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های مقطعی یک مجموعه از کشورها طی سال‌های ۱۹۸۷ تا ۲۰۰۲ و با به‌کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته به بررسی ارتباط متقابل بین دموکراسی و تولید ناخالص داخلی سرانه می‌پردازند. نتایج این مطالعه شواهدی در حمایت از تأثیر مجذور دموکراسی روی تولید ناخالص داخلی سرانه را نشان می‌دهد، به این صورت که در ابتدا و در سطوح پایین‌تر دموکراسی، تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش می‌یابد اما پس از رسیدن به سطح متوسط مشخصی از دموکراسی، کاهش می‌یابد.

۳.۳. جمع‌بندی مطالعات انجام شده

مرور مطالعات صورت گرفته نشان می‌دهد که برخی مطالعات رابطه منفی بین دموکراسی و رشد اقتصادی و برخی دیگر رابطه

1. Abeyasinghe (2004)
2. Polterovich & Popov (2007)
3. Political rights
4. Freedom House
5. Sharma (2007)
6. Libman (2009)

مثبت در ارتباط این دو متغیر را نشان می‌دهند. بنابراین یک رابطه مشخص و دقیق هم از مطالعات نظری و هم از مطالعات تجربی نمی‌توان بین این دو متغیر استنباط نمود. این امر می‌تواند به دلایل مختلفی ازجمله احتمال وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی باشد. همان‌طور که ملاحظه گردید تمامی مطالعات انجام شده در داخل کشور صرفاً به بررسی روابط خطی بین دموکراسی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند و مطالعات خارجی اندکی نیز که به بررسی روابط غیرخطی بین این دو متغیر پرداخته‌اند، از مدل‌های چند جمله‌ای شامل مجذور شاخص دموکراسی استفاده نموده‌اند. در بررسی روابط غیرخطی بدین شکل، به دلیل تحمیل یک فرم محدود کننده، دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه میان متغیرها بررسی نخواهند گردید. علاوه بر این، با توجه به اینکه در مطالعات مبتنی بر داده‌های تابلویی، به‌دلیل وجود مشکلات ناهمگنی در واحدهای مقطعی و ابعاد زمانی، ارائهٔ پارامترهای مشابه و ثابت برای تمامی کشورها در طول زمان منطقی و درست به نظر نمی‌رسد. لذا در این مقاله رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به‌کار گرفته شده است تا ایرادات موجود در مطالعات قبلی تا حدود زیادی رفع گردد و نتایج قابل اعتمادتری ارائه شود. در بیان مزایای مدل PSTR ، می‌توان بیان کرد که این مدل به‌عنوان برجسته‌ترین مدل تغییر رژیمی[1] نه تنها یک شکل تابعی خاص و محدود کننده را بر رابطه میان متغیرها تحمیل نمی‌کند، بلکه رابطه غیرخطی محتمل میان متغیرها را با استفاده از تابع انتقال[2] و بر مبنای مشاهدات متغیر آستانه‌ای[3] به شیوه‌ای پیوسته مدل‌سازی می‌کند. همچنین در این مدل مشکل ناهمگنی در پارامترهای تخمینی با امکان تغییر یافتن ضرایب برای کشورهای مختلف و حتی در طول زمان، حل می‌شود[4].

٤. مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی

مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای تابلویی (PTR) نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی هستند که به وسیله هنسن[5] (۱۹۹۹) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و نیز مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر و یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند به چند گروه و یا رژیم همگن[6] تقسیم می‌شوند. البته در این مدل‌ها مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و لذا نحوه تأثیرگذاری آن‌ها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران[7]، ۲۰۱۱: ۱۲). برای مرتفع نمودن این مشکل مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) توسط فوک و همکاران[8]، گونزالز و همکاران[9] و کولیتاز و هارولین[10] ارائه و توسعه داده شده که درحقیقت شکل گسترش‌یافته مدل PTR با لحاظ نمودن تابع انتقال است. بنابراین، در مدل PSTR تغییر ضرایب رگرسیونی با حرکت از یک رژیم به رژیم دیگر توسط شیب تابع انتقال که بیانگر سرعت تعدیل است، تعیین می‌شود.

گونزالز و همکاران یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال را به‌صورت زیر تصریح می‌نمایند(گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵: ۳):

(۱)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \ , \quad i = 1, \dots, N \ , t = 1, \dots, T$$

که در آن y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برونزا، μ_i اثرات ثابت مقاطع و u_{it} نیز جزء خطا است که $i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ فرض شده است. تابع انتقال $G(q_{it}; \gamma, c)$ نیز یک تابع پیوسته و کراندار بین صفر و یک است که توسط مقدار متغیر آستانه‌ای تعیین می‌شود و به پیروی از گونزالز و همکاران به‌صورت لاجستیکی زیر تصریح می‌گردد:

(۲)

$$G(q_{it}; \gamma, c) = \left[1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right)\right]^{-1} \ ,$$

1. Regime-Switching
2. Transition Function
3. Threshold Variable
٤. جهت اطلاع بیشتر از ویژگی‌های این مدل‌ها خوانندگان محترم مقاله می‌توانند به حیدری و سعیدپور (۱۳۹۲) مراجعه نمایند.

5. Hansen (1999)
6. Homogenous
7. Chiou et al. (2011)
8. Fok et al. (2004)
9. González et al. (2005)
10. Colletaz and Hurlin (2006)

$$\gamma > 0,\ c_1 \le c_2 \le, \dots, \le c_m$$

$$G(q_{it};\gamma,c) = \begin{cases} 1 & \text{if } q_{it} \ge c, \\ 0 & \text{otherwise}. \end{cases}$$

در این تابع γ پارامتر شیب و بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای می‌باشد که بر اساس مطالعه کولیتاز و هارولین می‌تواند از بین متغیرهای توضیحی، وقفه متغیر وابسته، یا هر متغیر دیگر خارج از مدل که از حیث مبانی تئوریکی در ارتباط با مدل مورد مطالعه بوده و عامل ایجاد رابطه غیرخطی باشد، انتخاب گردد. همین‌طور $c = (c_1, \dots, c_m)'$ یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است (کولیتاز و هارولین، ۲۰۰۶، ۹).

شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال نیز به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۳)

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} \sum_{j=1}^{r} [\beta_j' x_{it}]\, g_j\left(q_{it}^j; \gamma_j, c_j\right) + u_{it}$$

۵. متغیرها، توصیف داده‌ها و تصریح مدل

۱.۵. متغیرها

در این تحقیق از داده‌های تابلویی ۸ کشور عضو گروه (D-8) شامل جمهوری اسلامی ایران، اندونزی، بنگلادش، مصر، مالزی، نیجریه، پاکستان و ترکیه طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۶ استفاده شده است. متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق با توجه به مطالعات تجربی انتخاب شده‌اند که در ادامه به بیان تعاریف آن‌ها پرداخته می‌شود. لازم به ذکر است که داده‌های مورد استفاده از سایت بانک جهانی استخراج شده‌اند.

متغیر تولید ناخالص داخلی بر حسب دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ به عنوان متغیر وابسته مدل انتخاب شده است که در این مطالعه تفاضل مرتبه اول لگاریتم طبیعی این متغیر استفاده شده است.

شاخص دموکراسی در این مطالعه، شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی بانک جهانی (یکی از شش شاخص حکمرانی) است. این شاخص در محدوده بین ۲/۵- تا ۲/۵+ قرار دارد که مقدار بیشتر این شاخص بیانگر سطح دموکراسی بالاتر است. انتظار می‌رود تأثیر این شاخص بر رشد اقتصادی مثبت باشد، چرا که مشارکت عموم در تصمیم‌گیری‌ها و سیاست‌گزاری‌ها و نظارت بر عملکرد دولت زمینه‌های بهبود رشد اقتصادی را فراهم می‌آورند.

برای متغیر مخارج تحصیل از نسبت مخارج تحصیل به درآمد ناخالص ملی استفاده شده است که در این مطالعه تفاضل مرتبه اول این متغیر به‌کار رفته و تغییرات آن مدنظر است. این متغیر که به مفهوم سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی نیز می‌باشد، انتظار می‌رود با ایجاد نیروی کار مولدتر و بالا بردن سطح دانش و مهارت آنان موجب افزایش رشد اقتصادی گردد.

برای متغیر صادرات مواد خام کشاورزی نیز سهم صادرات مواد خام کشاورزی از کل صادرات کالایی استفاده شده است. نحوه تأثیرگذاری این متغیر بر رشد اقتصادی بستگی به نحوه مصرف درآمدهای صادراتی این منابع در زمینه‌های مولد و یا غیرمولد دارد.

برای متغیر مخارج مصرفی دولت سهم مخارج مصرفی نهایی دولت از تولید ناخالص داخلی استفاده شده است که در این مطالعه حالت لگاریتمی این متغیر در نظر گرفته شده است. انتظار می‌رود مخارج جاری و غیرمولد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد.

برای متغیر نرخ تورم نیز درصد سالانه تورم استفاده شده است. تورم بالا به سبب ناپایدار کردن اقتصاد کشورها، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.

برای شاخص باز بودن اقتصاد نیز نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. این شاخص با انتقال دانش و فناوری از کشورهای توسعه یافته به کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. ولی با صادرات مواد خام و واردات کالاهای مصرفی امکان کاهش رشد اقتصادی وجود دارد.

۲.۵. توصیف داده‌ها

به منظور شناخت وضعیت کشورهای (D-8)، در این قسمت برخی آماره‌های توصیفی متغیرهای استفاده شده در این مطالعه بررسی می‌گردد. برخی آماره‌های توصیفی در جدول (۱) ارائه

شده‌اند.

همان‌طور که در جدول شماره (۱) مشاهده می‌شود، بیشترین مقدار تولید ناخالص داخلی در کشورهای گروه (D-8) برابر با ٤/٢٢٧٩٥E+١١ دلار است که مربوط به کشور ترکیه در سال ۲۰۱۱ می‌باشد و کمترین مقدار آن ۳۸۲٤۷۷۱۱٥۳۳ دلار است که مربوط به کشور بنگلادش در سال ۱۹۹٦ می‌باشد. میانگین تولید ناخالص داخلی کشورهای مورد مطالعه نیز ۱/۳٤٥۳۲E+۱۱ دلار است. همچنین بر اساس داده‌های موجود می‌توان گفت که متوسط تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ۱/۱۹۸٥E+۱۱ دلار، ۲/۰٦۰٦E+۱۱ دلار، ٥۹۱۷۰۰۹۹۸۱۲ دلار، ۸۸۸۸۹۸۰۰۸۷۰ دلار، ۳/۱۰۹E +۱۱ دلار، ۱/۱۲۱٤۱E+۱۱ دلار، ۱/۱۷۸۷۸E+۱۱ دلار و ٥۹٥۳۰۲۲۱۷٥۸ دلار است.

جدول (۱): آماره‌های توصیفی از کشورهای (D-8) (۲۰۱۱-۱۹۹٦)

متغیر	y	di	edu	ex	gov	inf	open
میانگین	۱/۳٤٥۳۲ E+۱۱	-۰/٦۸۲	۲/۸۱۱	۲/٤۰۲	۱۰/۰٥۱	۱۲/٦۲۷	٦۷/٦٤٤
میانه	۱/۰٥٤٦٤ E+۱۱	-۰/٦٥٦	۲/٦٤۳	۱/۷۱۰	۱۱/۰٤٦	۸/٥٤۸	٥۰/۰۲۹
ماکزیمم	٤/۲۲۷۹٥ E+۱۱	-۰/۰۲۹	٥/٥۱۱	۸/۱٤۷	۱٤/۷۰۰	۸٥/۷۳۳	۲۲۰/٤۰۷
مینیمم	۳۸۲٤۷۷۱۱٥۳۳	-۱/٦٦۳	۰/٥۷٦	۰/۰۰٥	٤/۳٦٤	۰/٥۸۳	۲۸/۱۲۹

مأخذ: داده‌های آماری استخراج شده از بانک جهانی

بیشترین مقدار شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی به عنوان شاخص دموکراسی برابر با ۰/۰۲۹- می‌باشد که مربوط به کشور ترکیه در سال ۲۰۰٤ است و کمترین مقدار آن نیز برابر با ۱/٦٦۳- بوده و مربوط به کشور نیجریه در سال ۱۹۹٦ است. متوسط سطح این شاخص نیز برابر با ۰/٦۸۲- می‌باشد. همچنین، متوسط شاخص دموکراسی طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ۱/۲۹٤-، ۰/۳۰۲-، ۰/٤۱۹-، ۰/۹۷۹-، ۰/۲۰٤-، ۰/۳۹۳-، ۱/۰۲۰- و ۰/۸٤۸- است.

بیشترین مقدار مخارج تحصیل به‌صورت درصدی از درآمد ناخالص ملی برابر با ٥/٥۱ درصد است که مربوط به کشور مالزی سال ۲۰۰٤ است و کمترین مقدار ۰/٥۷ درصد است که مربوط به کشور اندونزی سال ۱۹۹٦ است. متوسط این نسبت برای کشورهای گروه (D-8) برابر با ۲/۸۱ درصد است. همچنین، متوسط مخارج تحصیل طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ٤/۲۳۹، ۲/۲٤۲، ۱/٦٦۲، ۱/۹٦۸، ۲/٦۹۸، ٤/٤۱۷، ٤/٤۱۱ و ۰/۸٥ درصد است.

بیشترین مقدار صادرات مواد خام کشاورزی به‌صورت درصدی از کل صادرات کالایی برابر با ۸/۱٤۷ درصد است که مربوط به کشور مصر در سال ۲۰۰۲ است و کمترین مقدار ۰/۰۰٥ درصد است که مربوط به کشور نیجریه در سال ۲۰۰۰ می‌باشد. متوسط این نسبت برای کشورهای گروه (D-8) برابر با ۲/٤۰۲ درصد است. همچنین، متوسط صادرات مواد خام کشاورزی طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ۰/٤۷٤، ٥/۱۸٦، ۱/٦۹۰، ۲/۰٤۷، ۰/۸۲۲، ۲/۸۲۱، ٤/۳٤٦ و ۰/۹٤۱ درصد است.

بیشترین مقدار مخارج مصرفی دولت به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی برابر با ۱٤/۷ درصد است که مربوط به کشور ترکیه در سال ۲۰۰۹ است و کمترین مقدار ٤/۳٦٤ درصد است که مربوط به کشور بنگلادش در سال ۱۹۹۷ می باشد. متوسط این نسبت برای کشورهای گروه (D-8) برابر با ۱۰/۰٥۱ درصد است. همچنین، متوسط مخارج مصرفی دولت طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و

نیجریه به ترتیب برابر با ۱۳/۰۸۰، ۷/۸۱۵، ۵/۰۸۳، ۹/۷۹۸، ۱۲/٤۹۸، ۱۱/۷۰۸، ۱۱/٦۳۹ و ۹/٥٤٤ درصد است.

متوسط تورم برای گروه کشورهای مورد مطالعه ۱۲/٦۲۷ درصد است که بیشترین مقدار آن ۸٥/۷۳۳ درصد برای کشور ترکیه در سال ۱۹۹۷ است و کمترین مقدار آن نیز ۰/٥۸۳ درصد برای کشور مالزی در سال ۲۰۰۹ است. همچنین، متوسط تورم طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ۱٦/۷٤٦، ۱۱/۷٥۳، ٦/۱۹۱، ۸/٥۹۹، ۳٥/۳۷۳، ۲/٥٦۰، ۷/۲۱٦ و ۱۲/٥۸۰ درصد است. لازم به ذکر است که کشور ترکیه در فاصله سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۰۲ همواره تورم بالای ٤۰ درصد داشته که نشان از بی‌ثباتی اقتصاد این کشور می‌باشد. کشور مالزی نیز طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ همواره تورم کمتر از ٦ درصد داشته است. لذا می‌توان گفت در بین گروه کشورهای مورد مطالعه کشور مالزی اقتصاد باثباتی دارد.

مقدار شاخص باز بودن اقتصاد در کشورهای گروه (D-8) به طور متوسط ٦۷/٦٤٤ درصد است که بیشترین مقدار آن ۲۲۰/٤۰۷ درصد مربوط به کشور مالزی در سال ۲۰۰۰ است. کمترین مقدار آن نیز ۲۸/۱۲۹ درصد بوده که مربوط به کشور پاکستان در سال ۲۰۰۰ است. همچنین، شاخص باز بودن اقتصاد طی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ در کشورهای ایران، اندونزی، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه به ترتیب برابر با ٤٤/۹۱٦، ٥۹/۹٦۲، ۳۸/۷۸۲، ۳۳/۱۹۲، ٤۸/٤۹٦، ۱۹۳/٥٤۷، ٥۰/۳۳۱ و ٦٦/۲٤٤ درصد است.

۳.٥. تصریح مدل

در این مطالعه به پیروی از چارچوب ارلیک و لوئی[1]، بررسی رابطه بین متغیر نهادی دموکراسی و رشد اقتصادی با استفاده از مدل رشد درون‌زا انجام گرفته است. دو دلیل اساسی در انتخاب این نوع مدل رشد وجود دارد: اول اینکه به‌خاطر پرهیز از آزمون علیت معکوس بین دموکراسی و رشد، تأثیر دموکراسی روی رشد در یک مدل رشد درون‌زا بررسی می‌گردد. امکان اینکه نرخ‌های رشد پایین‌تر منجر به کاهش دموکراسی گردد، خود یک مسئله تجربی میان اقتصاددانان است. همچنین داده‌های موجود دموکراسی برای آزمون علیت این شاخص مناسب نمی‌باشند. دوم اینکه چارچوب ارلیک-لوئی گستره وسیعی از پیامدهای رشد و دموکراسی را در بر می‌گیرد. به پیروی از اورنسل[2] برخی متغیرهای کنترل که در مدل‌سازی رابطه دموکراسی و رشد اقتصادی در مدل‌های رشد درون‌زا می‌توانند مؤثر واقع شوند، در مطالعه حاضر انتخاب شده‌اند که عبارتند از: مخارج تحصیل، مخارج مصرفی دولت، صادرات مواد خام کشاورزی، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد. از آنجایی که در بین کشورهای عضو گروه (D-8)، کشورهای تک محصولی که وابسته به صادرات فعالیت‌های کشاورزی هستند وجود دارد، بنابراین متغیر صادرات مواد خام کشاورزی نیز می‌تواند به عنوان متغیری توضیحی در مدل لحاظ گردد. برای شاخص دموکراسی نیز از شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی مستخرج از سایت بانک جهانی استفاده شده است. این شاخص در محدوده بین ۲/٥- تا ۲/٥+ قرار دارد که مقدار بیشتر این شاخص بیانگر سطح دموکراسی بالاتر است. لازم به توضیح است که این شاخص دموکراسی به‌عنوان یکی از شاخص‌های حکمرانی خوب حاصل تلاش سه تن از محققان بانک جهانی کافمن[3]، کرای[4] و زویدو لوباتون[5] است که یافته‌های مؤسسات مختلف بین‌المللی همچون راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها[6]، بنیاد هریتیج[7] و خانه آزادی پیرامون وضعیت اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشورها را با یکدیگر ادغام کرده و شاخص‌های کلی و جدیدی تحت عنوان شاخص‌های حکمرانی معرفی نموده‌اند.

متغیرهای معرفی شده در قالب یک حالت کلی از مدل PSTR که در معادله (۳) ارائه شده، به صورت زیر تصریح می‌گردد:

(٤)

$$dly_{it} = \mu_i + \alpha_0 di_{it} + \beta_0 edu_{it} + \delta_0 ex_{it} + \theta_0 lgov_{it} + \rho_0 inf_{it} + \varphi_0 open_{it} + [\alpha_1 di_{it} + \beta 1 deduit + \delta 1 exit + \theta 1 lgovit + \rho 1 infit + \varphi 1 openit\, g(q_{it};\gamma,c) + \varepsilon_{it}$$

1. Ehrlich and Lui (1999)

2. Evrensel (2010)
3. Kaufmann
4. Kraay
5. Zoido-Lobaton
6. International Country Risk Group
7. Haritage Foundation

که در آن $i = 1, \dots, N$ و $t = 1, \dots, T$ به ترتیب نشان‌دهنده مقاطع و ابعاد زمانی داده‌های تابلویی می‌باشند. همچنین dly، di، dedu، ex، lgov، inf و open به ترتیب رشد تولید ناخالص داخلی، شاخص دموکراسی، مخارج تحصیل، صادرات مواد خام کشاورزی، مخارج مصرفی دولت، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد هستند.

در یک چنین مدلی، چنانچه شاخص دموکراسی در کشورهای منتخب کمتر از سطح آستانه c باشد، اثر شاخص دموکراسی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با α_0 خواهد بود و چنانچه شاخص دموکراسی در این کشورها برابر و یا بیشتر از سطح آستانه c باشد، اثر شاخص دموکراسی بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه برابر با $\alpha_0+\alpha_1$ خواهد بود (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵: ۳).

لازم به ذکر است با توجه به مبانی نظری و تجربی موجود در زمینه مورد مطالعه، شاخص دموکراسی به عنوان متغیر انتقال انتخاب شده است. همچنان که در مبانی نظری ذکر شده است، ممکن است در سطوحی از دموکراسی، رشد اقتصادی افزایش و در سطوحی دیگر کاهش یابد. در برخی مطالعات تجربی انجام شده نیز از مدل‌های چند جمله‌ای که غالباً توان دوم شاخص دموکراسی را به‌عنوان متغیر توضیحی در مدل لحاظ کرده‌اند، استفاده شده است. لذا در تبیین رفتار غیرخطی محتمل میان دموکراسی و رشد اقتصادی، شاخص دموکراسی نقش بسزایی به عهده دارد.

گونزالز و همکاران پیشنهاد می‌کنند که در عمل لحاظ کردن یک یا دو مقدار آستانه‌ای، m=1 یا m=2، برای مواجهه با تغییرپذیری پارامترها کفایت می‌کند. برای m=1، مدل PSTR بر دو رژیم حدی مرتبط با مقادیر کمتر و بیشتر از متغیر انتقال (q_{it}) در مقایسه با حد آستانه‌ای (c_1) و با یک تابع انتقال یکنواخت از ضرایب α_0 و β_0 تا $\alpha_0 + \alpha_1$ و $\beta_0 + \beta_1$ دلالت می‌کند. برای m=2، تابع انتقال در نقطه $(c_1 + c_2)/2$ به حداقل می‌رسد و مقدار عددی یک را برای مقادیر کمتر و بیشتر متغیر انتقال (q_{it}) لحاظ می‌کند (گونزالز و همکاران، ۲۰۰۵، ۳).

٦. تخمین الگو و یافته‌های تجربی

پیش از اینکه مدل PSTR تخمین زده شود، ویژگی مانایی متغیرها بر مبنای آزمون ریشه واحد تابلویی لوین، لین و چو (LLC, 1992)[1] بررسی شده است. نتایج این آزمون که در جدول شماره (۲) ارائه شده است، نشان می‌دهد که تمامی متغیرها مانا می‌باشند.

در تخمین مدل PSTR از روش حداقل مربعات غیرخطی (NLS)[2] که معادل تخمین‌زن حداکثر راست‌نمایی (ML)[3] است، استفاده می‌شود. اما پیش از تخمین مدل نهایی PSTR لازم است تا آزمون خطی بودن و همچنین آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده برای تعیین بهترین تصریح از مدل PSTR انجام شود. فرضیه صفر آزمون خطی بودن، صفر بودن تابع انتقال است. در آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده نیز فرضیه صفر مبنی بر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال ضروری برای مدل PSTR ، بررسی می‌شود (همان، ۸-۷). در جدول شماره (۳) نتایج آماره‌های LM_W، LM_F و LR مربوط به این آزمون‌ها گزارش شده است. نتایج آزمون خطی بودن در سطح معنی‌داری بالایی بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیرها دلالت می‌کنند. همچنین آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده بر مبنای تمامی آماره‌های محاسبه شده نشان می‌دهند که تنها لحاظ کردن یک تابع انتقال برای تعیین رابطه غیرخطی میان رشد اقتصادی و دموکراسی کفایت می‌کند.

پس از آزمون خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و به پیروی از کولیتاز و هارولین (۲۰۰۶) و جوید[4] (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هر کدام از آن‌ها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز[5] و معیار اطلاعات آکائیک[6] محاسبه شده است.

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Non-Linear Least Squares (NLS)
3. Maximum Likelihood
4. Jude (2010)
5. Schwarz Criterion
6. Akaike Information Criterion

جدول (۲): آزمون ریشه واحد LLC

		متغیرها						
		dly	di	dedu	ex	lgov	inf	open
آزمون LLC	آماره t	-۱٤/٦۱۰	-۳/۳۱٦	-٤/۰۷۰	-۱/۹٤۸	-۲/۱۹٦	-۲/۱٦۳	-۵/۵۳۰
	احتمال	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲	۰/۰۱٤	۰/۰۱۵	۰/۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Eviews)

جدول (۳): آزمون‌های خطی بودن و نبود رابطه غیرخطی باقیمانده

	m=1			m=2		
	LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
$H_0: r = 0 \text{ vs } H_1: r = 1$	۱۵/۵۷۳ (۰/۰۱٦)	۲/٦۳۵ (۰/۰۲۰)	۱٦/٦۸۰ (۰/۰۰۰)	۲٤/٦۳٤ (۰/۰۱۷)	۲/۱۵۳ (۰/۰۲۰)	۲۷/۵۷۲ (۰/۰۰۰)
$H_0: r = 1 \text{ vs } H_1: r = 2$	۳/۹۱۷ (۰/٦۸۸)	۰/۵۲۹ ۰/۷۸۵	۳/۹۸۲ (۰/٦۷۹)	۷/۱۱۹ (۰/۸۵۰)	۰/٤٦۲ (۰/۹۳۱)	۷/۳۳۹ (۰/۸۳٤)

توجه: m بیانگر تعداد مکان‌های آستانه‌ای و r بیانگر تعداد توابع انتقال می‌باشند. مقادیر احتمال مربوط به هر آماره داخل پرانتز گزارش شده است.

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

در جدول شماره (٤) معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR ارائه شده است که بیانگر نتایج متفاوتی می‌باشد. از آنجایی که معیار شوارتز نسبت به سایر معیارها مدل جمع و جوری[1] را ارائه می‌دهد، لذا با استفاده از این معیار، یک مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه انتخاب می‌شود.

جدول (٤): تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک
m=1	۰/۰۸۲	-٦/۷۰۰	-۷/۰۰۳
m=2	۰/۰۷۸	-٦/٦۹۱	-۷/۰۳۵

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

نتایج تخمینی حاصل از مدل PSTR دو رژیمی در جدول شماره (۵) گزارش شده است. پارامتر شیب که بیانگر سرعت انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر است، معادل ۳۸/۷۸۵ برآورد شده و حد آستانه‌ای شاخص دموکراسی نیز مقدار ۰/۹۷۱- است. در واقع زمانی که مقدار شاخص دموکراسی[2] برابر با ۰/۹۷۱- هست، نحوه (جهت و یا شدت) تأثیرگذاری این شاخص بر رشد تولید ناخالص داخلی تغییر می‌یابد. به‌عبارت دیگر، تغییر رژیم اتفاق می‌افتد و این تغییر رژیم با سرعتی معادل ۳۸/۷۸۵ اتفاق می‌افتد. حد آستانه‌ای در حقیقت نقطه عطف و متمایزکننده دو رژیم بیان شده در مدل PSTR می‌باشد که با توجه به مقدار پارامتر شیب برآورد شده و مقادیر متغیر انتقال (شاخص دموکراسی)، ضرایب تخمینی مدل از یک رژیم به رژیم دیگر تغییر می‌یابند. در رژیم اول یعنی قسمت خطی مدل PSTR که در آن مقدار تابع انتقال صفر در نظر گرفته شده است، متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل و مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای صادرات مواد خام کشاورزی، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. در رژیم دوم که بیانگر گذار از سطح کمتر دموکراسی به سطوح بیشتر آن است، متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل، صادرات مواد خام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای مخارج مصرفی دولت و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. البته با گذار به سطوح بیشتر دموکراسی، از شدت تأثیر نرخ تورم کاسته شده، میزان تأثیرگذاری متغیرهای دموکراسی و مخارج تحصیل افزایش داشته و متغیرهای مخارج مصرفی دولت، صادرات موادخام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد بین دو رژیم تغییر علامت داده‌اند. باید توجه داشت این دو رژیم حالت‌های حدی مدل PSTR می‌باشند و در حقیقت با توجه به مشاهدات متغیر انتقال، مقدار ضرایب رگرسیونی بین این دو مقدار حدی در نوسان هستند.

1. Parsimonious

۲. شاخصی که داده‌های آن بین ۲/۵- و ۲/۵+ قرار دارند.

جدول (۵): تخمین مدل PSTR

ضرایب ex		ضرایب dedu		ضرایب di	
δ_0	-۰/۰۱۰۲ (-۵/۱۰۷۸)	β_0	۰/۰۰۴۸ (۲/۱۱۶)	α_0	۰/۰۲۶۵ (۳/۳۵۴۴)
δ_1	۰/۰۱۱۶ (۵/۴۲۹۱)	β_1	۰/۰۰۱۲ (۱/۹۵۷)	α_1	۰/۰۰۱۷ (۱/۹۴۱۸)
ضرایب open		ضرایب inf		ضرایب lgov	
φ_0	-۰/۰۰۱۱ (-۲/۲۳۰۱)	ρ_0	-۰/۰۰۱۰ (-۲/۱۳۸۵)	θ_0	۰/۰۴۶۰ (۲/۱۷۸)
φ_1	۰/۰۰۱۵ (۳/۲۱۱۹)	ρ_1	۰/۰۰۰۸ (۱/۹۸۶۱)	θ_1	-۰/۰۴۹۳ (-۲/۳۷۱۸)

رژیم حدی اول: $G(q_{it};\gamma,c)=0$

$$dly_{it}=\mu_i+0.0265\,di_{it}+0.0048\,dedu_{it}-0.0102\,ex_{it}+0.0460\,lgov_{it}-0.0010\,inf_{it}-0.0011\,open_{it}$$

رژیم حدی دوم: $G(q_{it};\gamma,c)=1$

$$dly_{it}=\mu_i+0.0282\,di_{it}+0.006\,dedu_{it}+0.0014\,ex_{it}-0.0033\,lgov_{it}-0.0002\,inf_{it}+0.0004\,open_{it}$$

$$\gamma=38.785 \qquad c=-0.971$$

توجه: مقادیر داخل پرانتز نشان‌دهنده آماره t است. γ و c نیز به ترتیب بیانگر پارامتر شیب و حد آستانه‌ای می‌باشند.

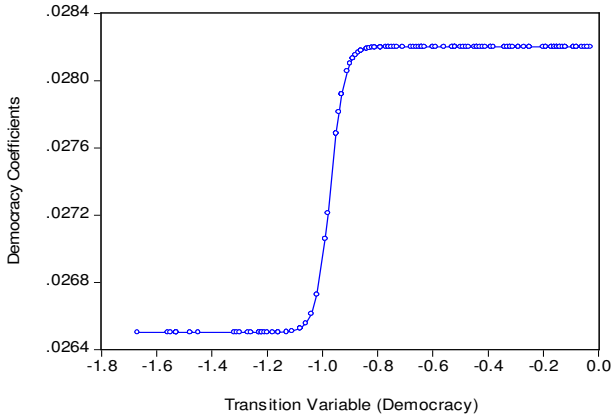
مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار Matlab)

در نهایت به منظور تبیین بهتر نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR و نحوه تأثیرگذاری متغیرها بر رشد تولید ناخالص داخلی، نمایش نموداری این روابط می‌تواند مفید واقع شود. در نمودار شماره (۱) ضرایب تأثیرگذاری شاخص دموکراسی بر رشد تولید ناخالص داخلی با توجه به مقادیر متغیر انتقال رسم شده است. همان‌طور که در این نمودار مشاهده می‌شود، افزایش دموکراسی منجر به افزایش رشد تولید ناخالص داخلی می‌شود که با گذار از حد آستانه‌ای یا ورود به رژیم دوم، شدت اثرگذاری آن افزایش می‌یابد. در این خصوص می‌توان بیان کرد وجود آزادی‌های سیاسی و وجود رسانه‌های متعدد، مستقل و آزاد، در هموارسازی مسیر توسعه نقش عمده‌ای دارند. چرا که تحت چنین شرایطی با بالا رفتن آگاهی مردم، عملکرد حاکمان مورد نقد واقع می‌شود و این باعث بهبود عملکرد دولت‌ها و در نتیجه افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. همچنین دموکراسی از طریق کانال سرمایه‌گذاری زمینه‌های رشد اقتصادی را فراهم می‌آورد. بدین صورت که دموکراسی با ایجاد چارچوبی قانونمند برای حل مسالمت‌آمیز رقابت‌های سیاسی و اقتصادی موجب تقویت ثبات سیاسی کشور می‌گردد. ثبات سیاسی نیز با فراهم کردن امنیت حقوق مالکیت در کشورها، موجب جذب سرمایه‌های داخلی و خارجی شده و این سرمایه‌گذاری‌ها موجب بهبود رشد اقتصادی می‌گردند. نحوه تأثیرگذاری مخارج تحصیل بر رشد تولید ناخالص داخلی در نمودار شماره (۲) نشان می‌دهد که همگام با افزایش دموکراسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم) شدت تأثیرگذاری مخارج تحصیل بر رشد تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. در توضیح این تأثیر می‌توان گفت دموکراسی با تأمین ثبات اجتماعی پایدار و بهبود توزیع درآمد به نفع طبقه متوسط و زحمت‌کش موجب افزایش میزان و کیفیت آموزش و مهارت نیروی انسانی شده و از این طریق موجب ارتقاء رشد اقتصادی می‌گردد. به‌طور کلی آموزش نیروی انسانی از طریق ایجاد نیروی کار مولدتر و بالا بردن سطح دانش و مهارت آنان، فراهم آوردن اشتغال گسترده و فرصت کسب درآمد برای معلمان و کارکنان مدرسه و در نهایت فراهم آوردن نوعی آموزش در جهت بالا بردن سطح سواد خواندن و نوشتن و حساب کردن و مهارت‌های اصلی و در عین حال ترویج طرز تفکر جدید در بین طبقات متعدد جمعیت منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌گردد. در بین گروه کشورهای مورد مطالعه نیز، کشورهای مالزی و ایران به ترتیب بیشترین مخارج آموزشی را در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ دارند که این نشان دهنده در اولویت قرار دادن آموزش در این کشورها می‌باشد. نحوه تأثیرگذاری صادرات مواد خام کشاورزی بر رشد تولید ناخالص داخلی در نمودار شماره (۳) نشان می‌دهد که در رژیم اول، تأثیر منفی و در رژیم دوم

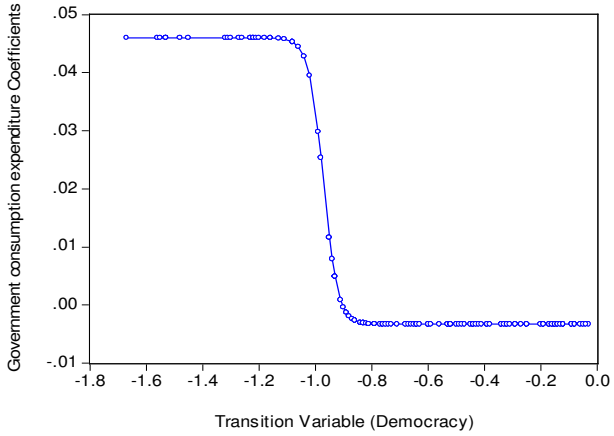
تأثیر مثبت داشته است. در خصوص تأثیر منفی در رژیم اول می‌توان بیان کرد که با توجه به پایین بودن سطح دموکراسی در این رژیم، مردم تقاضای کمتری برای پاسخگویی دولت دارند که فرصتی برای رانت‌خواری دولت به‌وجود آمده و درآمد حاصله از صادرات منابع طبیعی را در راه‌های گسترش رانت استفاده کرده که منجر به اتخاذ سیاست‌های نامناسب و ناکارآمد و در نهایت تضعیف رشد اقتصادی می‌شود. ولی در رژیم دوم که تقاضای مردم برای پاسخگویی دولت بالاست، فرصت رانت‌خواری برای دولت وجود نداشته و درآمد حاصل از صادرات این منابع در راه‌هایی که باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شوند، مصرف می‌گردد. همچنان که نمودار شماره (٤) نشان می‌دهد نحوه تأثیرگذاری مخارج مصرفی دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی بدین صورت است که در رژیم اول تأثیر مثبت و در رژیم دوم تأثیر منفی می‌گذارد. در خصوص تأثیر مثبت در رژیم اول می‌توان اظهار داشت با توجه به اینکه دموکراسی غالباً مانع از شکل‌گیری رانت‌خواری و گسترش فساد می‌شود، چون سطح دموکراسی در این رژیم پایین است سطح فساد افزایش می‌یابد. لذا مقامات فاسد می‌توانند با استفاده از یک مسیر جایگزین، رانت خود را با محدود کردن میزان مخارج مصرفی عمومی افزایش دهند. همچنین با عدم گزارش بودجه‌های عمومی در دسترس برای مصرف یا با هدایت بودجه عمومی به حساب‌های بانکی خصوصی (اغلب مخفی)، فساد به طور بالقوه می‌تواند اندازه دولت را کاهش دهد که منجر به افزایش رشد می‌گردد[1]. البته همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد، قسمت عمده ضرایب منفی می‌باشند. به‌عبارت دیگر، مخارج مصرفی دولت عموماً تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همان‌طور که در قسمت توصیف داده‌ها بیان شد، در بین گروه کشورهای مورد مطالعه متوسط مخارج مصرفی دولت در کشور ایران نسبت به سایر کشورها بالاست. به‌طوری که در کشور ایران مخارج مصرفی به‌طور متوسط حدود ۷۰ درصد مخارج دولت را تشکیل می‌دهد. لذا این متغیر در ایران عامل تعیین‌کننده مهمی در کاهش رشد اقتصادی به شمار می‌رود. نحوه تأثیر در رژیم دوم عکس این حالت است. نحوه تأثیرگذاری نرخ تورم بر رشد تولید ناخالص داخلی در نمودار شماره (٥) نشان می‌دهد که همگام با افزایش سطح دموکراسی (حرکت از رژیم اول به رژیم دوم) شدت تأثیرگذاری نرخ تورم بر رشد تولید ناخالص داخلی کاهش می‌یابد. در این خصوص می‌توان چنین استدلال کرد که در ساختارهای غیردموکراتیک یا ساختارهای با دموکراسی کم، دولت‌ها غالباً نمی‌توانند کسری بودجه خود را از طریق افزایش مالیات تأمین کنند، لذا به چاپ پول و اخذ وام‌های گران متوسل می‌شوند که منجر به تشدید تورم می‌گردد. دموکراسی نیز با ترغیب روحیه همکاری و تعاون موجب تضعیف روندهای تورمی می‌گردد. در نهایت، در نمودار شماره (٦) نحوه تأثیرگذاری شاخص باز بودن اقتصاد بر رشد تولید ناخالص داخلی نشان داده شده که مطابق با نمودار در رژیم اول، تأثیر منفی و در رژیم دوم تأثیر مثبت دارد. در خصوص تأثیر منفی در رژیم اول می‌توان بیان کرد که در ساختارهای غیردموکراتیک یا ساختارهای با دموکراسی کم، دولت‌ها برای استمرار و تداوم قدرت خود، غالباً مجبور به حمایت از خرید شهروندان خود می‌شوند که باعث افزایش مصرف‌گرایی مردم می‌شود. در پاسخ به این افزایش مصرف، دولت‌ها در تجارت بین‌المللی بجای واردات تکنولوژی که باعث افزایش رشد گردد، به واردات گروه کالاهای مصرفی روی می‌آورند که باعث تضعیف رشد می‌گردد. تأثیر مثبت در رژیم دوم نیز مبین آن است که دموکراسی غالباً مشارکت در بازار جهانی و جلب سرمایه و تجارت بین‌المللی را تسهیل کرده موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. همان‌طور که نمودار نشان می‌دهد، قسمت عمده ضرایب مثبت می‌باشند. مطابق با آنچه که در توصیف داده‌ها آمده است، در بین گروه کشورهای مورد مطالعه و در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹٦ کشور مالزی بیشترین حجم تجارت را با سایر کشورها داشته و کشور ایران رتبه ششم را در بین این هشت کشور دارد.

---

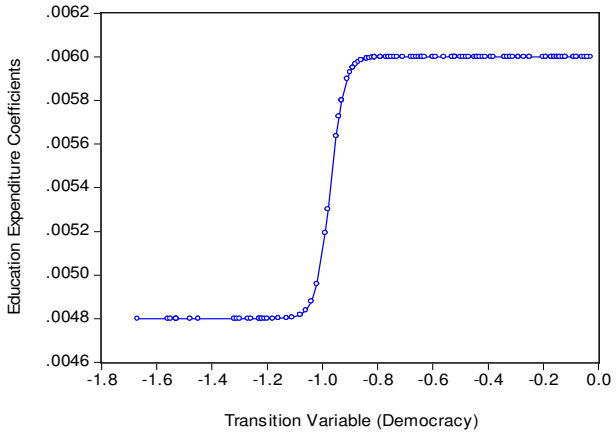
۱. خوانندگانی که علاقه‌مند به موضوع چگونگی تأثیر فساد اداری بر رشد اقتصادی هستند، در صورت تمایل می‌توانند به حیدری و همکاران (۱۳۹۲) مراجعه نمایند.



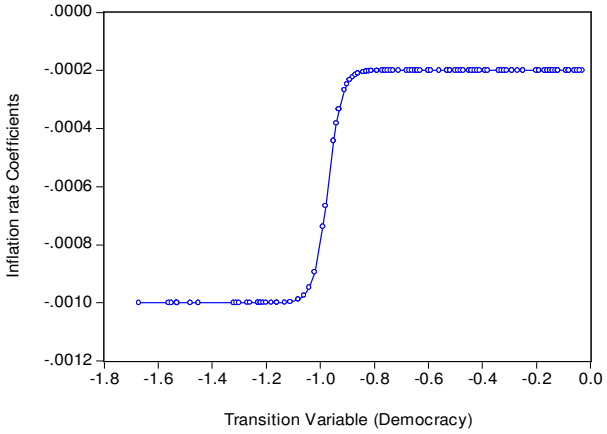
نمودار (۱): ضریب تأثیرگذاری شاخص دموکراسی بر رشد تولید ناخالص داخلی



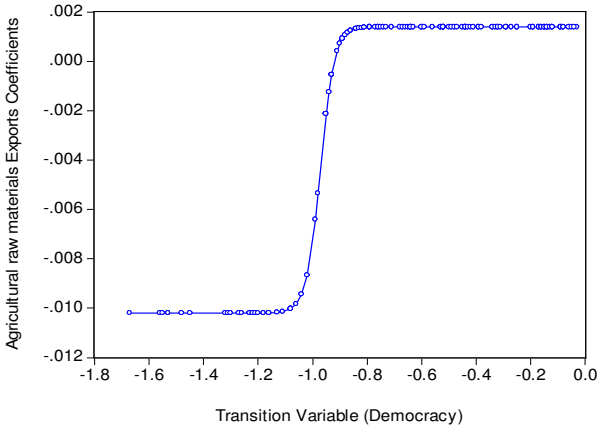
نمودار (٤): ضریب تأثیرگذاری مخارج مصرفی دولت بر رشد تولید ناخالص داخلی



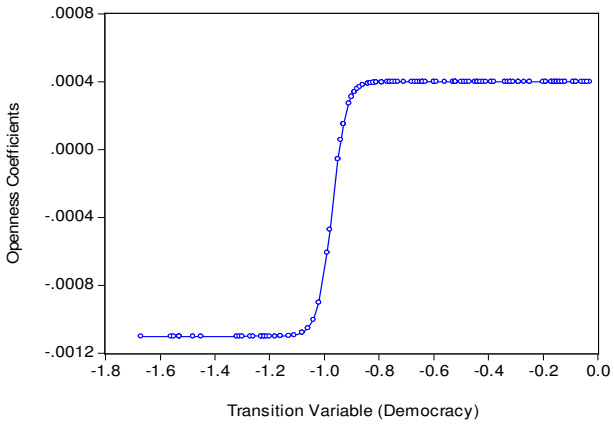
نمودار (۲): ضریب تأثیرگذاری مخارج تحصیل بر رشد تولید ناخالص داخلی



نمودار (۵): ضریب تأثیرگذاری نرخ تورم بر رشد تولید ناخالص داخلی



نمودار (۳): ضریب تأثیرگذاری صادرات مواد خام کشاورزی بر رشد تولید ناخالص داخلی



نمودار (٦): ضریب تأثیرگذاری شاخص باز بودن اقتصاد بر رشد تولید ناخالص داخلی

۷. بحث و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، ساختارهای سیاسی و آثار و تبعات آن‌ها بر عملکرد اقتصاد کشورها توجه بسیاری را به خود جلب کرده است. یکی از این ساختارهای سیاسی، دموکراسی حاکم بر کشورهاست. دموکراسی با ایجاد چارچوبی قانونمند برای حل مسالمت‌آمیز رقابت‌های اقتصادی و سیاسی موجب تقویت ثبات سیاسی کشور شده، امکان توسعه اقتصادی پایدار را تقویت می‌کند. تعهدات دولت نیز در دموکراسی از اعتبار بیشتری برخوردار می‌باشند، چرا که دولت‌های دموکراتیک ذاتاً برای حکومت قانون احترام بیشتری قائل می‌باشند که این امر باعث کاهش هزینه نظارت و اجرای قراردادهای اجتماعی شده و موجب می‌شود سرمایه‌گذاری رونق یافته و رشد اقتصادی حاصل شود. همچنین، دموکراسی با ایجاد فضای باز سیاسی موجب کاهش هزینه تبادل اطلاعات و تسهیل مصالحه، همکاری و تعاون اجتماعی می‌گردد. این امر شرایط مناسب‌تری برای رشد و توسعه اقتصادی فراهم آورده و کاهش هزینه و افزایش کارایی فعالیت‌های اقتصادی را به‌دنبال خواهد داشت. برعکس، نقض آزادی سیاسی عواقبی از جمله بی‌ثباتی سیاسی، قطبی شدن مطالبات گروه‌های سیاسی، گسترش اعتصابات و اغتشاش‌های سیاسی را به‌دنبال داشته که برای رشد و توسعه اقتصادی پایدار مضر می‌باشند. این مسائل باعث شده تا بررسی رابطه میان دموکراسی و رشد اقتصادی در کانون توجه پژوهشگران و اقتصاددانان قرار گیرد. در این خصوص بیشتر مطالعات تجربی به بررسی روابط خطی بین شاخص دموکراسی و رشد اقتصادی پرداخته‌اند که نتایج متناقضی به‌دست آمده است و مطالعات تجربی اندکی نیز که به بررسی روابط غیرخطی بین این دو متغیر پرداخته‌اند، با استفاده از مدل‌های چند جمله‌ای شامل مجذور شاخص دموکراسی، به بررسی این رابطه پرداخته‌اند. اما این مطالعات به دلیل تحمیل یک فرم محدود کننده، قادر به بررسی دیگر اشکال غیرخطی محتمل در رابطه میان متغیرها نیستند. همچنین در مطالعات مبتنی بر داده‌های تابلویی، با توجه به وجود مشکلات ناهمگنی در واحدهای مقطعی و ابعاد زمانی، ارائه پارامترهای مشابه و ثابت برای تمامی کشورها در طول زمان منطقی به نظر نمی‌رسد. بنابراین مطالعه حاضر در راستای مرتفع نمودن مشکلات ذکر شده، با استفاده از مدل رگرسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به بررسی رابطه میان دموکراسی و رشد اقتصادی برای کشورهای عضو گروه (D-8) طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۹۶ پرداخته است. این مدل با استفاده از تابع انتقال می‌تواند رابطه میان متغیرها را به شیوه‌ای پیوسته مدلسازی کند. همچنین مدل PSTR بر مبنای مشاهدات متغیر انتقال، پارامترهای تخمینی متفاوتی را برای کشورها و سال‌های مختلف ارائه می‌نماید.

نتایج به‌دست آمده بر وجود رابطه غیرخطی میان متغیرهای مورد مطالعه دلالت می‌کنند و آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده نیز لحاظ نمودن یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است را برای توضیح رفتار غیرخطی میان متغیرها پیشنهاد کرده است. در مدل PSTR نهایی، پارامتر شیب، ۳۸/۷۸۵ برآورد شده که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. مکان وقوع تغییر رژیم یا حد آستانه‌ای نیز ۰/۹۷۱- برآورد شده است. در رژیم اول متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل و مخارج مصرفی دولت تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای صادرات مواد خام کشاورزی، نرخ تورم و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. در رژیم دوم که بیانگر گذار از سطح کمتر دموکراسی به سطوح بیشتر آن است، متغیرهای دموکراسی، مخارج تحصیل، صادرات مواد خام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد تأثیر مثبت و معنی‌دار و متغیرهای مخارج مصرفی دولت و نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی دارند. البته با گذار به سطوح بیشتر دموکراسی، از شدت تأثیر نرخ تورم کاسته شده، میزان تأثیرگذاری متغیرهای دموکراسی و مخارج تحصیل افزایش داشته و متغیرهای مخارج مصرفی دولت، صادرات موادخام کشاورزی و شاخص باز بودن اقتصاد بین دو رژیم تغییر علامت داده‌اند.

با توجه به اینکه سه گروه نظریات مختلف در مورد تأثیر دموکراسی روی رشد اقتصادی وجود دارد، نتایج مطالعه اخیر حاکی از تأثیر مثبت دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای

عضو گروه (D-8) می‌باشد که با دیدگاه سازگاری دموکراسی هم‌راستاست و شواهدی بر رد دیدگاه‌های ناسازگاری دموکراسی و دیدگاه شک و تردید ارائه می‌دهد.

در مجموع و با توجه به نتایج به‌دست آمده، جهت دستیابی به سطوح بالاتر رشد اقتصادی، لازم است اقداماتی در جهت برقراری ساختار دموکراسی در ساختار سیاسی کشورهای مورد بررسی صورت گیرد. با توجه به اینکه دموکراسی حکومت اکثریت و قانون بر جامعه است، با اقداماتی از قبیل آزاد گذاشتن مطبوعات، مشارکت مردم در امور کشور و دخالت سیاسی در کشورداری یا به‌عبارتی آزادی شهروندان برای اظهار نظر و پاسخگو بودن دولتمردان می‌توان گامی در جهت دموکراتیزه کردن کشورها برداشته و روند رشد و توسعه اقتصادی کشورها از جمله کشور عزیزمان را شتاب بیشتری بخشید.

منابع

آرین‌مهر، شهرام؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و هرتمنی، امیر (۱۳۹۲)، "بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D-8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۲۸-۱۱.

امام‌وردی، قدرت‌اله و شریفی، امید (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه تجارت خارجی و باز بودن اقتصاد بر رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۶-۱۳۵۳)"، *فصلنامه علوم اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۳، ۱۵۶-۱۳۷.

بهبودی، داود؛ اصغرپور، حسین و محمدلو، نویده (۱۳۹۱)، "نقش کیفیت نهادی بر رابطه وفور منابع طبیعی و رشد اقتصادی: مورد اقتصادهای نفتی"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، شماره ۶۲، ۱۱۶-۹۵.

حسینی، سیدمهدی؛ عبدی، علیرضا؛ غیبی، علیرضا و فدایی، ایمان (۱۳۸۷)، "ترکیب اجزای مخارج دولت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی با تأکید بر امور و فصول بودجه عمومی دولت"، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال شانزدهم، شماره ۴۸، ۶۳-۳۷.

حیدری، حسن و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲)، "رابطه بین آلودگی هوا و رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه: کاربردی از مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل"، *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال دهم، شماره ۳۸، ۷۸-۵۰.

حیدری، حسن؛ علی‌نژاد، رقیه؛ محسنی زنوزی، سیدجمال‌الدین و جهانگیرزاده، جواد (۱۳۹۲)، "بررسی رابطه بین فساد اداری و رشد اقتصادی: مشاهداتی از کشورهای گروه D-8"، طرح تحقیقاتی منتشر نشده، دانشگاه ارومیه.

زمانی، هادی (۱۳۸۳)، "دموکراسی و توسعه اقتصادی پایدار: تجربه ایران"، سوئد: انتشارات ارزان.

سحابی، بهرام؛ اعتصامی، منصور و امین‌پور، خالد (۱۳۹۲)، "بررسی اثر حکمرانی خوب و اندازه دولت بر توسعه مالی در کشورهای منتخب"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۱۸-۱۰۵.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲)، "تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

صادقی، مسعود و عمادزاده، مصطفی (۱۳۸۳)، "برآورد سهم سرمایه انسانی در رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۸۰-۱۳۴۵"، *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال پنجم، شماره ۱۷، ۹۸-۷۹.

عیسی‌زاده، سعید و احمدزاده، اکبر (۱۳۸۸)، "بررسی اثر عوامل نهادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نهادهای حاکمیتی (مطالعه موردی بین کشوری برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶)"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال سیزدهم، شماره ۴۰، ۲۸-۱.

کمیجانی، اکبر و سلاطین، پروانه (۱۳۸۹)، "بررسی تأثیر کیفیت حکمرانی بر رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب همسایه (ترکیه و پاکستان)"، *فصلنامه مدیریت (پژوهشگر)*، سال هفتم، شماره ۲۰، ۴۱-۲۷.

مبارک، اصغر و آذرپیوند، زیبا (۱۳۸۸)، "نگاهی به شاخص‌های

حکمرانی خوب از منظر اسلام و تأثیر آن بر رشد اقتصادی"، *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد اسلامی*، سال نهم، شماره ۳۶، ۲۰۸-۱۷۹.

متفکرآزاد، محمدعلی؛ اسدزاده، احمد؛ امینی‌خوزانی، محسن و شیرکش، محمود (۱۳۹۲)، "تحلیل اثرات همزمان آزادی اقتصادی، توسعه انسانی و آزادی سیاسی در کشورهای منتخب اسلامی (۲۰۱۰-۲۰۰۱)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۹۶-۷۹.

ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال پنجم، شماره ۱۵، ۲۴-۱.

Abeyasinghe, R. (2004), "Democracy, Political Stability, and Developing Country Growth: Theory and Evidence", *Honors Projects*, Paper 17.

Acemoglu, D. and Robinson, J. A. (2006), "Economic Origins of Dictatorship and Democracy", Cambridge University Press.

Acemoglu, D. and Verdier, T. (1998), "Property Rights, Corruption and the Allocation of Talent: General Equilibrium Approach", *Economic Journal,* 108, pp. 1381–1403.

Alesina, A. and Perotti, R. (1994), "The Political Economy of Growth: A Critical Survey of Recent Literature", *The World Bank Economic Review*, 8, pp. 351–371.

Behbudi, D., Asgharpur, H. and Mohammadlou, N. (2012), "The Role of Institutional Quality on the Relationship Between Natural Resource Abundance and Economic Growth: The Cace of Oil Economies", *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 20 (62), pp. 95-116.

Buchanan, J. M. and Wagner, R. E. (1977), "Democracy in Deficit: The Political Legacy of Lord Keynes", New York: Academic Press.

Cheung, S. (1998), "The Curse of Democracy as an Instrument of Reform in Collapsed Communist Economies", *Contemporary Economic Policy*, 41, pp. 247–249.

Chiou, J. S. and Shan Wu, P. and Yi Huang, B. (2011), "How Derivative Trading Among Banks Impacts SME Lending", *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, 1 (4). pp. 1-11.

Colletaz, G. and Hurlin, C. (2006), "Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach", *Working Paper*, LEO, University of Orleans.

Comeau, L. (2003), "Democracy and Growth: A Relationship Revisited", *Eastern Economic Journal,* 29, pp. 1–21.

Ehrlich, I. and Lui, F. T. (1999), "Bureaucratic Corruption and Endogenous Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 107, pp. 270–293.

Emamverdi, G. and Sharifi, O. (2010), "Investigation The Relationship Between Foreign Trade and Openness on Economic Growth of Iran (1974-2007)", *Quarterly Journal of Economic Sciences*, 5 (13), pp. 137-156.

Evrensel, A. (2010), "Corruption, Growth, and Growth Volatility", *International Review of Economics and Finance*, 19, pp. 501–514.

Fok, D., Van Dijk, D. and Franses, P. (2004), "A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors", *Working Paper*, University of Rotterdam.

Gonzalez, A., Terasvirta, T. and Van Dijk, D. (2005), "Panel Smooth Transition Regression Models", *SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 604.

Haan, J. D. and Sturm, J. E. (2003), "Does More Democracy Lead to Greater Economic Freedom? New Evidence for Developing Countries", *European Journal of Political Economy,* 19, pp. 547–563.

Hansen, B. E. (1999), "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference", *Journal of Econometrics*, 39, pp. 345-368.

Heidari, H. and Saeidpour, L. (2013), "Air Pollution and Economic Growth Nexus in Middle East Countries: An Application of Panel Smooth Transition Regression Model", *Quarterly Energy Economics Review,* 10 (38), pp. 50-78.

Heidari, H., Alinezhad, R., Mohseni Zonouzi, S.J. and Jahangirzadeh, J. (2013), "An Investigation

of Corruption and Economic Growth Nexus: Some Evidence from D-8 Countries", *Working Paper*, Urmia University, Department of Economics and Management.

Helliwell, J. F. (1992), "Empirical Linkages Between Democracy And Economic Growth", *NBER Working Paper Series*, No. 4066.

Hosseini, S. M., Abdi, A., Gheibi, A. and Fadaei, I. (2008), "The Components of Government Spending and its Impact on Economic Growth with Focus on General Government Budget", *Quarterly Journal of Economic Research and Policies,* 16 (48), pp. 37-63.

Isazadeh, S. and Ahmadzadeh, A. (2009), "The Effect of Institutional Factors on Economic Growth with a Focus on Government Institutions (Cross-country Study for The Period 1996-2005)", *Iranian Economic Research Journal*, 13 (40), pp. 1-28.

Jude, E. (2010), "Financial Development and Growth: A Panel Smooth Regression Approach", *Journal of Economic Development*, 35, pp. 15-33.

Komijani, A. and Salatin, P. (2010), "The Effect of Governance Quality on Economic Growth in Iran and Neighoboring Countries (Turkey and Pakistan)", *Management Journal (Researcher*), 7 (20), pp. 27-41.

Kruzman, C., Werum, R. and Burkhart, R. E. (2002), "Democracy's Effect on Economic Growth: A Pooled Time-Series Analysis, 1950-1980", *Studies in Comparative International Development*, 37 (1), pp. 3–33.

Levin, A., Lin. and Chu. (1992), "Unit Root Test in Panel Data: New Results", *Discussion Paper*, pp. 56-93.

Libman, A. (2009), "Democracy, Size of Bureaucracy, and Economic Growth: Evidence from Russian Regions", *Center for Doctoral Studies in Economics*, University of annheim, D-68131, Mannheim, Germany.

Mauro, P. (1995), "Corruption and Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 110, pp. 681–712.

McGuire, M. and Olson, M. (1996), "The Economics of Autocracy and Majority Rule: The Invisible Hand and the Use of Force", *Journal of Economic Literature*, 12 (4), pp. 72–96.

Mobarak, A. and Azarpeyvand, Z. (2009), "Take the Indicators of Good Governance from the Perspective of Islam and its Impact on Economic Growth", *Islamic Economics Journal*, 9 (36), pp. 179-208.

Nadiri, M. and Mohammadi, T. (2011), "The Effect of Institutional Structures on Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data", *Economic modeling Journal*, 5 (15), pp. 1-24.

North, D. (1993), "The Paradox of the West", Washington University St. Louis, Missouri.

Olson, M. (1993), "Dictatorship, Democracy and Development", *American Political Science Review*, 87, pp. 567–576.

Polterovich, V. and Popov, V. (2007), "Democratization, Quality of Institutions and Economic Growth", *Tiger Working Paper Series*, No. 102.

Przeworski, A. and Limongi, F. (1993), "Political Regimes and Economic Growth", *Journal of Economic Perspectives*, 7 (3), pp. 51–69.

Qureshi, M. G. and Ahmed, E. (2012), "The Inter-linkages between Democracy and Per Capita GDP Growth: A Cross Country Analysis", PIDE Working Papers, No. 85.

Rodrik, D. (1997), "Democracy and Economic Performance", Harvard University. (Unpublished Paper).

Sadeghi, M. and Emadzadeh, M. (2004), "Estimating the Human Capital Share in Iran's Economic Growth (1965-2000)", *Iranian Economic Research,* 5 (17), pp. 79- 98.

Sharma, S. D. (2007), "Democracy, Good Governance, and Economic Development", *Taiwan Journal of Democracy*, 3 (1), pp. 29-62.

Siegal, J., Weinstein, M. and Halperin, M. (2004), "Why Democracies Excel", *Foreign Affairs*, 83 (5), pp. 57–71.

Zamani, H. (2004), "Democracy & Sustained Economic Development, Case of Iran", Sweden Arzan Publications.

اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران (بر اساس شاخص ترکیبی)

The Impact of Economic Growth, Trade and Financial Development on the Environmental Quality in Iran (on the Basis of Complex Index)

محمدرضا لطفعلی‌پور [*]، محمدعلی فلاحی [**]،
هادی اسماعیل‌پورمقدم [***]

Mohammad Reza Lotfalipour [*],
Mohammadali Falahi [**],
Hadi Esmaeilpour Moghaddam[***]

دریافت: ۱۳۹۲/۱۰/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۲/۲۰

Received: 10/Jan/2014 Accepted: 11/Mar/2014

چکیده:

در دهه‌های اخیر تغییرات زیست محیطی نامطلوبی همانند گرم شدن کره زمین و افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای نگرانی‌های زیادی را در سرتاسر جهان فراهم آورده است. به منظور دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، مشکلات زیست محیطی ناشی از فعالیت‌های اقتصادی تبدیل به یک موضوع بحث برانگیز شده است. هدف از انجام تحقیق حاضر، بررسی تأثیر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران می‌باشد. بدین منظور از داده‌های آماری دوره ۱۳۹۰-۱۳٤۹ استفاده شده است. همچنین با استفاده از مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل برآورد شده و مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است.

نتایج نشان می‌دهد توسعه مالی و رشد اقتصادی سبب افزایش تخریب محیط زیست می‌گردند. به‌علاوه افزایش درجه باز بودن تجاری در ایران سبب کاهش تخریب محیط زیست می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد که در هر دوره ۵۱ درصد از عدم تعادل تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. آزمون‌های ثبات ساختاری CUSUM و CUSUMQ نیز نشان‌دهنده باثبات بودن ضرایب تخمین در طول دوره مورد مطالعه هستند.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، توسعه مالی، انتشار آلاینده‌های محیط زیست، مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL).

طبقه بندی JEL: G00، O10، Q53.

Abstract:

Undesirable environmental changes such as global warming and greenhouse gases emissions rising have created much concerns worldwide during recent decades. Environmental problems emerged from economic activities have become a controversial problem due to achieve higher economic growth rate. The aim of this research is to investigate the effects of economic growth, trade and financial development on environmental quality in Iran. To this end, the statistical data during the period of 1970-2011 has been used. Also by using the Auto Regression Model Distributed Lag (ARDL) short-term and long-term relationships between the variables of model were estimated and analyzed.

The results show that financial development and economic growth increase the degradation of the environment. In addition, the rise in trade openness reduces the degradation of the environment. Error correction coefficient (ECM) shows that in each period 51 percent of imbalance will be compensated and it closes to its long run process. CUSUM and CUSUMSQ tests show that the estimated coefficients are stable over the period.

Keywords: Economic Growth, Financial Development, Environmental Emissions, Auto Regression Model Distributed Lag (ARDL).

JEL: G00, O10, Q53.

* استاد دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

Email: Lotfalipour@um.ac.ir

** استاد دانشگاه فردوسی مشهد

Email: Falahi@um.ac.ir

*** کارشناس ارشد دانشگاه فردوسی مشهد

Email: Hadies1369@gmail.com

* Professor of Ferdowsi University, Mashhad, Iran (Corresponding Authour).

** Professor of Ferdowsi University, Mashhad, Iran.

*** M.A in Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran.

۱- مقدمه

امروزه مسئله رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های جوامع مختلف بشری است. کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه خواهان رسیدن به رشد اقتصادی مطلوب برای گذار از شرایط موجود هستند. این موضوع اغلب به ایجاد زیان‌های زیست محیطی مانند استفاده فزاینده از منابع طبیعی و انتشار حجم بیشتری از آلاینده‌ها می‌انجامد. همچنین از لحاظ توسعه پایدار این نگرانی وجود دارد که گسترش رشد اقتصادی جهان مشکلاتی برای محیط زیست پیش آورد. این موضوع باعث شده توجه اقتصاددانان به این مسئله معطوف شود. آلودگی هوا به عنوان یکی از ابعاد آلودگی‌های زیست محیطی به صورت باران اسیدی و یا گرم شدن کره زمین نمایان می‌شود. لذا در سال‌های اخیر جهان شاهد تغییرات زیست محیطی بزرگ و نامطلوبی همانند افزایش میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای شده است. بر اساس پیمان کیوتو[1] (۱۹۹۷) کشورهای جهان برای حفظ محیط زیست، به عنوان یک کالای عمومی مشترک، اقدامات اجرایی مناسب انجام داده‌اند و مجازات‌هایی برای کشورهای بزرگ آلاینده جهان در نظر گرفته شده است.

در ایران به واسطه وجود ذخایر عظیم سوخت‌های فسیلی به صرفه‌جویی در مصرف انرژی توجه جدی نشده است. تغییر آب و هوا ناشی از افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای به عنوان یکی از عوامل مهم در تغییر وضعیت آب و هوایی جهان مطرح است که یک تغییر کوچک در وضعیت آب و هوایی در بسیاری موارد می‌تواند منشأ تغییرات بزرگ در شدت و میزان وقوع رخدادهای شدید اقلیمی و بلایای طبیعی و آسیب‌های اقتصاد شود. از این‌رو توجه به این امر به ویژه به علت بروز آثار زیست محیطی ناهنجار در مراحل مختلف تولید، تبدیل و مصرف انرژی اجتناب ناپذیر است. الگوی توسعه در بخش انرژی هنگامی پذیرفتنی است که کم‌ترین تخریب زیست محیطی را به دنبال داشته باشد.

گازهای آلاینده و گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بخش انرژی آثار زیست محیطی غیرقابل انکاری در سطح منطقه‌ای و جهانی دارد. گازهای آلاینده سبب بارش باران‌های اسیدی، بروز مخاطرات بهداشتی و سلامتی برای انسان و سایر موجودات، بروز پدیده تغییر آب و هوا و گرمایش جهانی می‌شوند. لذا این مطالعه به بررسی اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۹ می‌پردازد. شاخص کیفیت محیط زیست عبارت است از ترکیبی از آلاینده‌های مختلف که با روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی[2] به دست می‌آید.

تفاوت این کار با سایر مطالعات صورت گرفته در این زمینه این است که تاکنون مطالعه‌ای در ایران به بررسی اثر توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست نپرداخته است. در این مقاله تمام شاخص‌های توسعه مالی در نظر گرفته شده است و به عنوان شاخصی کلی با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی اثر آن بر کیفیت محیط زیست بررسی گردیده است. در مطالعات پیشین شاخص کیفیت محیط زیست تنها انتشار دی‌اکسیدکربن در نظر گرفته شده است اما در این مقاله اثر تمام آلاینده‌های زیست محیطی در ایران با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی به عنوان شاخصی برای کیفیت محیط زیست مطرح گردیده و اثر رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست بررسی شده است.

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

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در این قسمت اثرات رشد اقتصادی، تجارت و توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۲-۱-۱- تأثیر رشد اقتصادی بر کیفیت محیط زیست

رابطه بین رشد اقتصادی و تخریب محیط زیست از یک منحنی U معکوس پیروی می‌کند. این رابطه U معکوس به منحنی زیست محیطی کوزنتس مربوط است. بر این اساس در مراحل

1. Kyoto Protocol (1997)

2. Principal Component Analysis

اولیه فرآیند صنعتی شدن با توجه به اولویت بالای تولید و اشتغال نسبت به محیط زیست پاک و نبود تکنولوژی پایین، استفاده از منابع طبیعی و انرژی برای رسیدن به رشد اقتصادی بالا افزایش می‌یابد و موجب گسترش انتشار آلودگی می‌شود. در این مرحله با توجه به درآمد سرانه پایین، بنگاه‌های اقتصادی نمی‌توانند هزینه‌های کاهش آلودگی را تأمین کنند و در نتیجه رشد اقتصادی موجب تخریب محیط زیست می‌شود (سلدن و سانگ[1]، ۱۹۹٤: ۱٤۷، کل و همکاران[2]، ۱۹۹۷: ٤۰۳ و لیب[3]، ۲۰۰٤: ٤۸۳).

اما در مراحل بعدی فرایند صنعتی شدن پس از رسیدن به سطح مشخصی از درآمد سرانه، افزایش درآمد سرانه موجب بهبود کیفیت محیط زیست خواهد شد به طوری‌که در چنین وضعیتی با توجه به اهمیت بالای محیط زیست، تکنولوژی پاک و قوانین و مقررات زیست محیطی مناسب شاخص‌های آلودگی محیط زیست کاهش می‌یابند و در نتیجه رشد اقتصادی موجب بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود (گروسمن و کروگر[4]، ۱۹۹۱: ٦، شافیک[5]، ۱۹۹٤: ۷۵۷، آلدی[6]، ۲۰۰۵: ۵۱، سانگ و همکاران[7]، ۲۰۰۸: ۳۸۲ و ایوتا و همکاران[8]، ۲۰۰۹: ٤۰۵۷).

۲-۱-۲- تأثیر توسعه مالی بر کیفیت محیط زیست

توسعه مالی فرآیندی است که طی آن کمیت، کیفیت و کارایی خدمات واسطه‌گرهای مالی بهبود می‌یابد (ابونوری و تیموری، ۱۳۹۲: ۳۰). توسعه مالی از طریق کانال‌های مختلف می‌تواند بر کیفیت محیط زیست مؤثر باشد: (۱)؛ توسعه مالی از طریق تأمین سرمایه لازم برای فعالیت‌های صنعتی و کارخانه‌ای ممکن است منجر به آلودگی‌های زیست محیطی گردد (سادرسکی[9]، ۲۰۱۰: ۲۵۲۹). (۲)؛ واسطه‌های مالی ممکن است به تکنولوژی‌های جدید دوستدار محیط زیست دسترسی پیدا کنند که می‌تواند بهبود محیط زیست را به همراه داشته باشد (تامازیان و همکاران[10]، ۲۰۰۹: ۲٤۷ و ۲٤۸). (۳)؛ توسعه مالی ممکن است منابع مالی بیشتری را با هزینه‌های مالی کمتر از جمله برای پروژه‌های محیط زیست فراهم کند (تامازیان و همکاران، ۲۰۰۹: ۲٤۸ و تامازیان و رائو[11]، ۲۰۱۰: ۱۳۸).

بازارهای سرمایه به خوبی توسعه یافته و بانکی قوی می‌توانند پیشرفت تکنولوژی و بهره‌وری را ترویج کنند. سرمایه تکنولوژی‌هایی که به مبالغ زیادی از سرمایه‌گذاری نیاز دارند می‌تواند به آسانی در سیستم‌های مالی توسعه یافته تأمین شود (تامازیان و همکاران، ۲۰۰۹: ۲٤۸). بازارهای مالی با اشتراک گذاری ریسک برای سرمایه‌گذاران، پیاده سازی چنین تکنولوژی‌هایی را از نظر اقتصادی فراهم می‌کنند.

توسعه بیشتر بخش مالی می‌تواند سرمایه‌گذاری بیشتر با هزینه‌های پایین را تسهیل کند که شامل سرمایه‌گذاری در پروژه‌های زیست محیطی نیز می‌شود. توانایی افزایش چنین سرمایه‌گذاری‌هایی در حفاظت از محیط زیست که کار بخش عمومی است می‌تواند به ویژه برای دولت‌ها در سطوح محلی، ایالتی و ملی مهم باشد (تامازیان و رائو، ۲۰۱۰: ۱۳۸). با توسعه مالی، شرکت‌ها به تکنولوژی‌های پیشرفته و پاک دسترسی پیدا می‌کنند که باعث انتشار کمتر CO_2 و افزایش تولید داخلی می‌گردد و مقررات مالی و سرمایه‌گذاری به نفع کیفیت محیط زیست ترویج می‌شود (یوکسیانگ و چن[12]، ۲۰۱۰: ۳). همچنین سیستم مالی با عملکرد بهتر باعث آزادشدن محدودیت‌های تأمین مالی خارجی که مانع از توسعه صنعتی و شرکتی می‌شود می‌گردد و از این طریق رشد اقتصادی را موجب می‌شود (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲٦، منصف و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۵ و شهبازی و سعیدپور، ۱۳۹۲: ۲۲). در نتیجه تأمین مالی برای فعالیت‌های بزرگ صنعتی می‌تواند باعث افزایش آلودگی‌های زیست محیطی شود (لوین[13]، ۲۰۰۵: ۸۷۲).

1. Selden and Song (1994)
2. Cole et al. (1997)
3. Lieb (2004)
4. Grossman and Krueger (1991)
5. Shafik (1994)
6. Aldy (2005)
7. Song et al. (2008)
8. Iwata et al. (2009)
9. Sadorsky (2010)
10. Tamazian et al. (2009)
11. Tamazian and Rao (2010)
12. Yuxiang and Chen (2010)
13. Levine (2005)

۲-۱-۳- تأثیر تجارت بر کیفیت محیط زیست

اثر تجارت روی وضعیت محیط زیست به سه اثر مقیاس، اثر ترکیب و اثر فن‌آوری تقسیم می‌شود. اثر مقیاس بیانگر تغییر در اندازه فعالیت‌های اقتصادی، اثر ترکیب بیانگر تغییر در ترکیب یا سبد کالاهای تولیدی و اثر فن آوری بیانگر تغییر در فن‌آوری تولید به‌ویژه تغییر در جهت فن آوری پاک است. اثر مقیاس به افزایش و اثر فن آوری به کاهش تخریب محیط زیست منجر می‌شود. با توجه به مزیت نسبی در یک کشور، اگر کشوری در کالاهای آلاینده (پاک) مزیت داشته و در تولید آن کالا تخصص پیدا کند در آن صورت اثر ترکیب به دلیل تغییر ترکیب کالاهای تولیدی کشور به سمت کالاهای آلاینده (پاک) اثر منفی (مثبت) بر محیط زیست خواهد داشت. بنابراین در پی آزادسازی تجاری اگر اثر فن‌آوری بر اثر مقیاس و اثر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع آلاینده) غالب شود و یا اگر اثر فن‌آوری همراه با اثر ترکیب (در حالت کشوری با مزیت نسبی در صنایع پاک) بر اثر مقیاس غالب شود در آن صورت تجارت موجب بهبود کیفیت محیط زیست می‌شود (گروسمن و کروگر، ۱۹۹۱: ۵-۳).

۲-۲- مطالعات تجربی

۲-۲-۱- مطالعات خارجی

مطالعات زیادی در مورد رابطه بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست صورت گرفته است. تعدادی از محققان نقش عواملی از قبیل مصرف انرژی (آنگ[1]، ۲۰۰۷ و علم و همکاران[2]، ۲۰۰۷)، تجارت خارجی (هالیسیوقلو[3]، ۲۰۰۹)، رشد رشد مصرف برق و رشد جمعیت (تول و همکاران[4]، ۲۰۰۶)، نیروی انسانی و سرمایه (سویتاس و همکاران[5]، ۲۰۰۷) را بر محیط زیست مورد بررسی قرار داده‌اند که در این مطالعات نتایج حاکی از این بود که این عوامل رابطه‌ای معکوس بر کیفیت محیط زیست دارند. همچنین عامل توسعه مالی به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر محیط زیست مورد توجه محققان قرار گرفته است.

تامازیان و همکاران (۲۰۰۹) اثر توسعه مالی را در کشورهای BRIC[6] با استفاده از رویکرد مدل سازی شکل کاهش یافته استاندارد طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۲ بررسی کردند. نتایج نشان داد که درجات بیشتری از توسعه مالی و اقتصادی آلودگی زیست محیطی را کاهش می‌دهند و آزادسازی مالی و باز بودن مالی فاکتورهای اساسی برای کاهش انتشار CO_2 هستند. همچنین اتخاذ سیاست‌هایی که به آزادسازی و باز بودن مالی برای جذب سطوح بیشتری از R&D مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی معطوف می‌شوند ممکن است آلودگی زیست محیطی را در این کشورها کاهش دهند.

تامازیان و رائو (۲۰۱۰) در مطالعه خود توسعه مالی و نهادی را روی انتشار گاز CO_2 در ۲۴ کشور در حال گذار طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۳ با استفاده از روش GMM بررسی کردند. نتایج وجود منحنی زیست محیطی را تأیید نمود. همچنین اهمیت کیفیت نهادی و توسعه مالی نیز بر عملکرد محیط زیست تأیید شد. براساس نتایج، توسعه مالی اثر مثبتی را در حفاظت از محیط زیست در کشورهای در حال گذار دارد. نتایج همچنین مشخص کرد که آزادسازی مالی اگر در یک چارچوب قوی سازمانی انجام نشده باشد ممکن است بر کیفیت محیط زیست مضر باشد. باز بودن تجاری نیز در این کشورها باعث افزایش آلودگی محیط زیست شده است.

پائو و تسای[7] (۲۰۱۱) به بررسی رابطه بلندمدت و علیت پویا بین انتشار دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولید ناخالص داخلی با استفاده از آزمون هم انباشتگی پانلی و آزمون علیت گرنجری برای کشورهای برزیل، روسیه، هند و چین پرداختند. نتایج بیانگر این مطلب است که در تعادل بلندمدت انتشار دی‌اکسیدکربن نسبت به مصرف انرژی باکشش و نسبت به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بی‌کشش است و در بلندمدت تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شوند و متغیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بی‌معنا است. همچنین نتایج به دست آمده فرضیه EKC را در کشورهای مورد تحقیق تأیید

1. Ang (2007)
2. Alam et al. (2007)
3. Halicioglu (2009)
4. Tol et al. (2006)
5. Soytas et al. (2007)
6. Brazil, Russian Federation, India, and China
7. Pao and Tsai (2011)

می نماید.

ژنگ[1] (۲۰۱۱) در مطالعه خود به بررسی اثر توسعه مالی بر انتشار گاز CO_2 در چین طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۹٤ پرداخت و از تکنیک‌هایی مانند بردار هم‌جمعی یوهانسن، آزمون علیت گرنجری و تجزیه واریانس استفاده کرد. نتایج نشان داد که توسعه مالی چین در افزایش تولید گازهای گلخانه‌ای به عنوان یک محرک مهم عمل می‌کند. همچنین اندازه و مقیاس واسطه‌های مالی از دیگر شاخص‌های توسعه مالی اهمیت بیشتری دارد. اما اثر کارآیی واسطه‌های مالی به مراتب ضعیف‌تر است و اندازه و مقیاس بازار سهام چین اثر نسبتاً بزرگ‌تری روی انتشار کربن دارد و FDI به علت سهم کوچک آن از GDP کمترین تأثیر روی انتشار کربن دارد.

جلیل و فریدون[2] (۲۰۱۱) به بررسی اثر رشد، مصرف انرژی و توسعه مالی روی انتشار گاز CO_2 در چین در دو دوره ۲۰۰٦-۱۹۵۳ و ۲۰۰٦-۱۹۷۸ با استفاده از الگوی ARDL پرداختند. در مطالعه آن‌ها سهم بدهی‌های نقدی از GDP، سهم دارایی‌های بانک‌های تجاری از کل دارایی‌های سیستم بانکی و سهم دارایی‌ها و بدهی‌های خارجی از GDP به عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شدند. نتایج نشان داد که توسعه مالی منجر به کاهش آلودگی محیط زیست در چین شده است و رشد اقتصادی و مصرف انرژی موجب افزایش تخریب محیط زیست شده است. همچنین نتایج وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس را در چین تأیید کرد.

شاهباز و همکاران[3] (۲۰۱۳a) به بررسی اثر توسعه مالی با رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر انتشار CO_2 در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۱ در مالزی پرداختند. نتایج نشان داد توسعه مالی در مالزی سبب کاهش و مصرف انرژی و رشد اقتصادی موجب افزایش انتشار CO_2 شده است.

شاهباز و همکاران[4] (۲۰۱۳b) در مطالعه‌ای دیگر به بررسی بررسی اثر رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی و بازبودن تجارت بر انتشار CO_2 در دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۵ در اندونزی پرداختند. در مطالعه آن‌ها سرانه اعتبار حقیقی داخلی به بخش خصوصی به عنوان معیار توسعه مالی در نظر گرفته شد. نتایج نشان داد که رشد اقتصادی و مصرف انرژی در اندونزی باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شود در حالی‌که توسعه مالی و تجارت سبب کاهش آن می‌شوند. همچنین رابطه U برعکس بین توسعه مالی و انتشار CO_2 نیز تأیید شد.

ازتورک و اکروسی[5] (۲۰۱۳) به بررسی اثر توسعه مالی، تجارت، رشد اقتصادی و مصرف انرژی بر انتشار CO_2 در دوره ۲۰۰۷-۱۹٦۰ در ترکیه با استفاده از هم‌جمعی پرداختند. نتایج نشان داد در بلندمدت تجارت، رشد اقتصادی و مصرف انرژی باعث افزایش انتشار CO_2 می‌شوند و متغیر توسعه مالی بی‌معنا است. همچنین فرضیه EKC در ترکیه تأیید شد.

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

در ایران نیز محققان زیادی عوامل مؤثر بر کیفیت محیط زیست را بررسی کرده‌اند. تعدادی از مطالعات به بررسی رابطه بین کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی (پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸٦؛ پورکاظمی و ابراهیمی، ۱۳۸۷؛ سلیمی‌فر و دهنوی، ۱۳۸۸؛ غزالی و زیبایی، ۱۳۸۸ و مولایی و همکاران، ۱۳۸۹)، مصرف انرژی (بهبودی و برقی‌گلعذانی، ۱۳۸۷؛ لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۸۹)، باز بودن تجاری (برقی‌اسکویی، ۱۳۸۷؛ بهبودی و همکاران، ۱۳۸۹؛ عاقلی و همکاران، ۱۳۸۹ و لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۱)، عوامل نیروی کار و سرمایه (شرزه‌ای و حقانی، ۱۳۸۸) و سهم ارزش افزوده بخش صنعت از GDP (نصراللهی و غفاری‌گولک، ۱۳۸۸ و واثقی و اسماعیلی، ۱۳۸۸) پرداخته‌اند که نتایج مطالعات نشان داد رشد اقتصادی، مصرف انرژی، عوامل نیروی کار و سرمایه و سهم ارزش افزوده بخش صنعت از GDP رابطه‌ای مثبت با تخریب محیط زیست دارند و متغیر باز بودن تجاری با توجه به مدل انتخابی رابطه‌ای معکوس یا مستقیم بر کیفیت محیط زیست دارد.

همچنین صادقی و فشاری (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با استفاده از روش هم‌جمعی جوهانسون جوسلیوس در دوره ۱۳۸٦-۱۳۵۰

1. Zhang (2011)
2. Jalil and Feridun (2011)
3. Shahbaz et al (2013a)
4. Shahbaz et al. (2013b)
5. Ozturk and Acaravci (2013)

با در نظرگرفتن شاخص‌های انتشار دی‌اکسیدکربن و زمین‌های قابل کشت برای کیفیت محیط زیست به این نتیجه رسیدند که علاوه بر وجود تعادل بلندمدت بین صادرات و شاخص‌های کیفیت محیط زیست، متغیرهای صادرات و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر منفی و معناداری بر شاخص‌های کیفیت محیط زیست دارند.

صادقی و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه علی بین انتشار دی‌اکسیدکربن و متغیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرانه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در قالب فرضیه زیست محیطی کوزنتس در ایران در سال‌های ۱۳۸۷-۱۳۵۹ پرداختند. نتایج نشان داد که فرضیه U شکل در ایران صادق است و تمام متغیرها رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند. همچنین نتایج وجود رابطه علی دو طرفه بین متغیرهای انتشار دی‌اکسیدکربن و سرانه مصرف انرژی و روابط علی یک طرفه از سوی تولید ناخالص داخلی به سمت سرانه مصرف انرژی را تأیید کرد.

برقی‌اسکوئی و همکاران (۱۳۹۱) تأثیر متغیرهایی از قبیل مصرف انرژی، تولیدات کارخانه‌ای، درجه باز بودن اقتصاد، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی را بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن برای سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۰ در کشورهای گروه D-8 با استفاده از داده‌های تلفیقی و روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد کردند. نتایج نشان داد که در روش اثرات ثابت تمام متغیرهای مورد بررسی به جز سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند.

فطرس و معبودی (۱۳۸۹) با استفاده از رویکرد اقتصادسنجی یاماماتو وجود و جهت علیت را بین مصرف انرژی، شهرنشینی، رشد اقتصادی و انتشار دی‌اکسیدکربن برای ایران در دوره ۱۳۸۵-۱۳۵۰ بررسی کردند. نتایج حاکی از رابطه‌ای علی از مصرف انرژی، شهرنشینی و تولید ناخالص داخلی به نشر دی‌اکسیدکربن است. نتایج تخمین ارتباط بین نشر دی‌اکسیدکربن، مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و تولید ناخالص داخلی نشان داد که فرضیه U شکل در مورد آلودگی زیست محیطی و تولید ناخالص داخلی در ایران صادق است و تمام متغیرها رابطه‌ای مثبت و معنادار با انتشار گاز دی‌اکسیدکربن دارند.

۳- روش تحقیق

در این مقاله از روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی که توسط پسران و شین[1] (۱۹۹۹) ارائه شده، استفاده شده است. بیشتر مطالعات اخیر اشاره دارند که روش ARDL برای بررسی رابطه هم‌جمعی و بلندمدت بین متغیرها بر دیگر روش‌هایی مانند انگل-گرنجر برتری دارد. این روش صرف نظر از این که متغیرهای موجود در مدل I(0) یا I(1) باشند، قابل کاربرد است و همچنین در نمونه‌های کوچک کارآیی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. مدل خود توضیح با وقفه‌های توزیعی به صورت زیر است:

$$\varphi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (۱)$$

که در آن داریم:

$$\varphi(L,P)Y_t = 1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \cdots - \varphi_p L^p \qquad (۲)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \qquad (۳)$$

$$i = 1,2,\ldots,k$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. L عملگر وقفه و w_t برداری از متغیرهای قطعی شامل متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است. P تعداد وقفه‌های به‌کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل می‌باشد.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از معیارهای آکائیک، شوارتز-بیزین، حنان-کوئین و یا ضریب تعیین تعدیل شده تعیین کرد. در این مطالعه معیار شوارتز-بیزین باتوجه به حجم کم داده‌ها و صرفه‌جویی در تعیین وقفه استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\varphi}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\varphi}_1-\hat{\varphi}_2-\cdots-\hat{\varphi}_p} \qquad (٤)$$

$$i = 1,2,\ldots,k$$

روش ARDL شامل دو مرحله برای تخمین روابط بلندمدت

1. Pesaran and Shin (1999)

است. مرحله اول در مدل پویای ARDL وجود رابطه بلندمدت بررسی می‌شود و مرحله دوم تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت صورت می‌گیرد و تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول رابطه بلندمدت تأیید شود.

پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 \geq 0 \qquad (٥)$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^{p} \varphi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود رابطه بلندمدت است. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \widehat{\varphi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\widehat{\varphi}_i}} \qquad (٦)$$

در صورتی که آماره t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] بزرگ‌تر باشد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌جمعی رد و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۹۸).

در مرحله دوم چنانچه وجود هم‌جمعی تأیید شود، روابط بلندمدت برآورد می‌شود.

٤- تجزیه و تحلیل داده‌ها

٤-١- داده‌ها

برای بررسی روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی می‌توان از الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده کرد. مدل استفاده شده در این مقاله به صورت زیر است:

$$LEN = \alpha_0 + \alpha_1 LFD_t + \alpha_2 LGDP_t + \alpha_3 LEC_t + \alpha_4 LOP_t + \epsilon_t \qquad (٧)$$

در تشکیل مدل تحقیق از ٥ متغیر شاخص کیفیت محیط زیست (LEN)، شاخص توسعه مالی (LFD)، تولید ناخالص داخلی (LGDP)، مصرف انرژی (LEC) و باز بودن تجاری (LOP) استفاده شده است. تمام متغیرهای به‌کار رفته بر حسب لگاریتم طبیعی می‌باشند. تحقیق حاضر تلاش می‌کند با استفاده از روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی که مبتنی بر یافتن ترکیبات خطی از متغیرهای اولیه بر اساس ساختمان ماتریس واریانس- کوواریانس است با استفاده از شاخص‌های زیر، شاخص کلی برای توسعه مالی را استخراج کرده و همه ابعاد توسعه مالی مورد توجه قرار گیرد.

١. شاخص ژرفای توسعه مالی: نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری

٢. شاخص بنیانی توسعه مالی: نسبت دارایی‌های داخلی بانک‌های تجاری به کل دارایی‌های بانک‌ها و بانک مرکزی

٣. شاخص کارآیی توسعه مالی: نسبت بدهی بخش خصوصی به سیستم بانکی به تولید ناخالص داخلی

٤. شاخص ابزاری توسعه مالی: نسبت اسکناس و مسکوک در دست مردم به حجم پول

٥. شاخص ساختاری توسعه مالی: نسبت مطالبات سیستم بانکی از بخش خصوصی به کل اعتبارات سیستم بانکی

همچنین شاخص تجارت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی است و شاخص کیفیت محیط زیست در این مطالعه شاخص ترکیبی آلاینده‌های اکسیدهای گوگرد SO_2 و SO_3، اکسیدهای نیتروژن NO_X، مونوکسیدکربن CO، ذرات معلق SPM و دی‌اکسیدکربن CO_2 با روش تجزیه مؤلفه‌های اصلی می‌باشد. شاخص‌های تجارت و توسعه مالی در این مطالعه به صورت حقیقی استفاده شده‌اند. از آنجا که شاخص ضمنی قیمت ملاکی برای اندازه‌گیری سطح عمومی کلیه قیمت‌ها است و برای تحلیل‌های اقتصادی استفاده می‌شود (نوفرستی، ١٣٦٦: ٤٥٢) لذا در این مطالعه از شاخص ضمنی قیمت به منظور حقیقی کردن دو شاخص تجارت و توسعه مالی استفاده شده است.

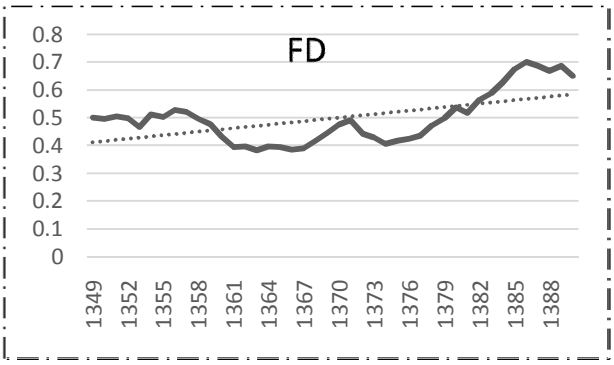
داده‌های مربوط به آلاینده‌های SO_2، SO_3، NO_X، CO و SPM از ترازنامه انرژی وزارت نیرو، معاونت امور برق و انرژی و CO_2 از مرکز تحلیل اطلاعات کربن، داده‌های تولید ناخالص داخلی از آنکتاد، داده‌های مصرف انرژی از ترازنامه انرژی و داده‌های مربوط به شاخص توسعه مالی و تجارت از گزارشات اقتصادی و ترازنامه‌های بانک مرکزی به‌دست آمده است. دوره زمانی مورد بررسی در این تحقیق، سال‌های

1. Banerjee, Dolado and Mester

۱۳۹۰-۱۳٤۹ می‌باشد و برای برآورد از نرم‌افزار Microfit4 استفاده شده است.

٤-۱-۱- روند توسعه مالی در ایران

نمودار (۱) روند توسعه مالی در ایران را نشان می‌دهد.

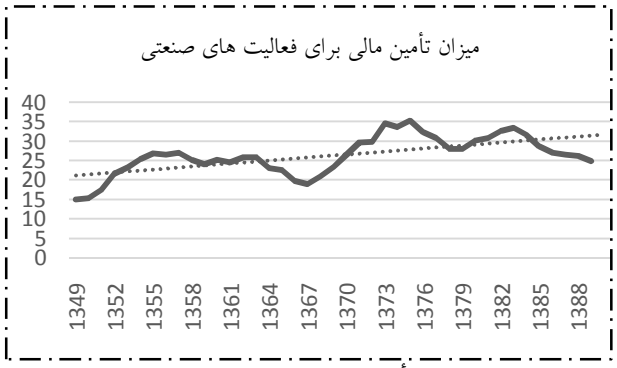


نمودار (۱): میزان توسعه مالی و روند آن در ایران در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳٤۹

مأخذ: گزارشات اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی

همان‌طور که در نمودار فوق مشاهده می‌شود توسعه مالی در سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳٦۷ به سبب جنگ تحمیلی کاهش یافته و سپس افزایش یافته است. به طور کلی توسعه مالی در ایران روند افزایشی داشته است.

اما میزان تأمین مالی برای فعالیت‌های صنعتی در طول سال‌های مورد مطالعه افزایش یافته است. همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود میزان تأمین مالی برای بخش صنعتی کشور نسبت به سایر بخش‌ها و فعالیت‌ها روند افزایشی داشته است و نشان از توجه بیشتر این بخش نسبت به سایر بخش‌ها در توسعه مالی است.

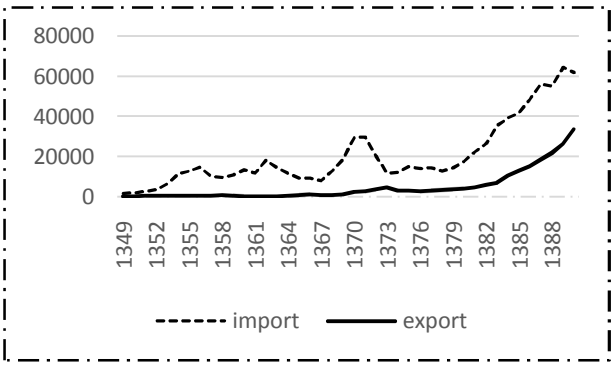


نمودار (۲): میزان تأمین مالی فعالیت‌های صنعتی نسبت به سایر فعالیت‌ها

مأخذ: گزارشات اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی

٤-۱-۲- روند تجارت در ایران

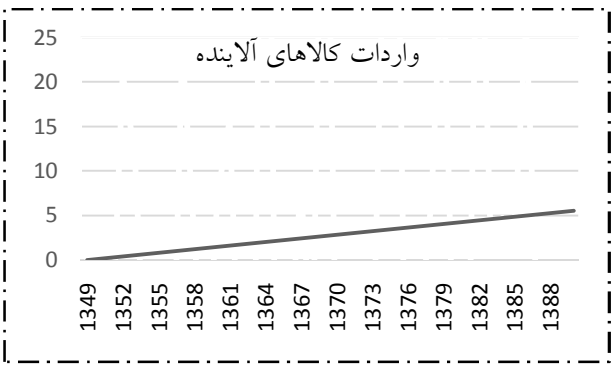
نمودار (۳) میزان صادرات و واردات را در ایران نشان می‌دهد. میزان صادرات و واردات در طول سال‌های مورد مطالعه در ایران روند افزایشی داشته است.



نمودار (۳): میزان صادرات و واردات در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳٤۹

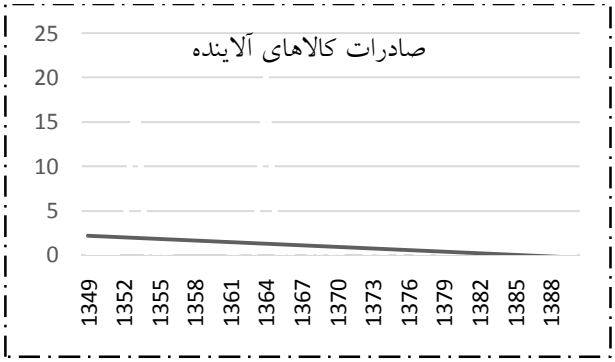
مأخذ: گزارشات اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی

صنایعی مانند سیمان، شیشه، سرامیک، آهن، فولاد، کاغذ و خمیر کاغذ، پالایشگاه و ... طیف گسترده‌ای از اثرات زیست‌محیطی را اعمال می‌کنند و مقدار زیادی اکسیدهای کربن، سولفور و نیتروژن را در هوا منتشر می‌کنند. میزان رشد صادرات کالاهای آلاینده در طول سال‌های ۱۳۹۰-۱۳٤۹ کاهش یافته است و روند کاهشی داشته است در حالی‌که روند رشد واردات کالاهای آلاینده نسبت به کل کالاهای وارداتی افزایش یافته است. بنابراین میزان تولید محصولات آلاینده در طی سال‌های مورد مطالعه در کشور روند کاهشی داشته است.



نمودار (٤): روند واردات کالاهای آلاینده در طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳٤۹

مأخذ: گزارشات اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی



نمودار (۵): روند صادرات کالاهای آلاینده در طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۴۹

مأخذ: گزارشات اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی

٤-۲- نتایج مدل

قبل از پرداختن به آزمون، مانایی همه متغیرها بررسی می‌شود تا اطمینان حاصل شود که هیچ یک از متغیرها I(2) نباشند. در صورت وجود متغیرهای I(2) در مدل، آماره‌های F قابل اعتماد نیستند.

برای اطمینان از پایایی و ناپایایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در الگو از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. جدول (۱) و (۲) به ترتیب نشان دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح بدون روند و با روند برای متغیرهای مورد نظر می‌باشد. معمولاً معیار SBC در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند، از این‌رو در این تحقیق تعداد وقفه‌های بهینه بر اساس معیار SBC انتخاب شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون‌های ریشه واحد در سطح با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی

متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
LEN	۲	-۰.۲۹	ناپایا
LFD	۰	-۰.۸۳	ناپایا
LGDP	۳	-۱.۰۹	ناپایا
LOP	۱	-۰.۵۷	ناپایا
LEC	۳	-۱.۰٦	ناپایا

مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت بدون روند ۲.۹٦- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جداول (۱) و (۲) برای متغیرهای LFD، LOP و LGDP قدر مطلق آماره دیکی‌فولر تعمیم یافته در هر دو حالت از مقادیر بحرانی کوچک‌تر می‌باشد، بنابراین متغیرهای مورد نظر در سطح ناپایا بوده و فرض وجود ریشه واحد در متغیرهای مزبور رد نمی‌شود. اما متغیرهای LEN و LEC در سطح پایا می‌باشند. برای تشخیص درجه پایایی متغیرهای مورد نظر، آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شده است. نتایج آزمون نشان می‌دهد که متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری بدون روند پایا شده‌اند.

جدول (۲): نتایج آزمون‌های ریشه واحد در سطح با عرض از مبدأ و روند زمانی

متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
LEN	۱	-٤.۵۵	پایا
LFD	۱	-۲.۰۸	ناپایا
LGDP	۵	-۲.۵۰	ناپایا
LOP	۱	-۲.۰۵	ناپایا
LEC	۲	-٤.۹۹	پایا

مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت با روند ۳.۵٦-است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج آزمون‌های ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی

متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
DLFD	۰	-٤.۰۰	پایا
DLGDP	۲	-۵.۸۲	پایا
LOP	۰	-۳.٤٦	پایا

مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت بدون روند ۲.۹٦- است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٤): نتایج آزمون‌های ریشه واحد روی تفاضل مرتبه اول متغیرها با عرض از مبدأ و روند زمانی

متغیرها	وقفه بهینه	آماره ADF	نتیجه آزمون
DLFD	۰	-۳.۷۸	پایا
DLGDP	۳	-٦.٦۹	پایا
LOP	۰	-۳.٤۱	ناپایا

مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در حالت با روند ۳.۵۷-است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد مدل ARDL، مبتنی بر سه بخش رابطه پویا، بلندمدت و کوتاه مدت می‌باشد. معادله زیر به عنوان رابطه پویای بین متغیرها تصریح و برآورد می‌شود:

$$LEN = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \alpha_{1j} LEN_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \alpha_{2j} LFD_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \alpha_{3j} LGDP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \alpha_{4j} LEC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \alpha_{5j} LOP_{t-j} + U_t \quad (۸)$$

به منظور برآورد رابطه فوق با توجه به این که داده‌ها سالانه است حداکثر وقفه، ۲ لحاظ و با استفاده از معیار شوارتز-بیزین رابطه پویای بین متغیرها انتخاب شد. وقفه بهینه هرکدام از متغیرها مشخص و مدل به صورت ARDL(1,1,1,0,0) برآورد شد.

به منظور بررسی رابطه بلندمدت متغیرها، مقدار آماره محاسباتی بنرجی، دولادو و مستر به صورت زیر محاسبه شده است:

$$t = \frac{0.49-1}{0.13} = -3.92 \quad (۹)$$

مقدار آماره جدول بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان ۹۰ درصد برای مدل با عرض از مبدأ برابر ۳.٦٤- می‌باشد. بنابراین وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تأیید می‌شود.

پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، نتیجه برآورد در جدول (۵) ارائه می‌گردد:

جدول (۵): نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش بحرانی
LFD	۰.۷٤	۰.۲۸	۲.٦٥	*۰.۰۱۲
LGDP	۰.۳۷	۰.۲۱	۱.۷۸	**۰.۰۸۵
LOP	-۰.۳۱	۰.۱۰	-۳.۲۱	*۰.۰۰۳
LEC	۰.۹۸	۰.۳۹	۲.٤۹	*۰.۰۱۸

* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجا که نتایج حاصل از آزمون کلاسیک نشان‌دهنده عدم وجود همبستگی پیاپی بین اجزاء اخلال، معادله صحیح تصریح شده، اجزاء اخلال دارای توزیع نرمال و واریانس همسان هستند، لذا نتایج حاصل از رابطه بلندمدت قابل اعتماد می‌باشد. همان‌طور که دیده می‌شود کشش بلندمدت انتشار آلاینده‌های محیط زیست نسبت به توسعه مالی، رشد اقتصادی و مصرف انرژی معنی‌دار و مثبت و نسبت به آزادی تجاری منفی – می‌باشد.

برآورد الگوی تصحیح خطا برای بررسی تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه مدت به سمت تعادل بلندمدت در جدول (٦) ارائه می‌شود:

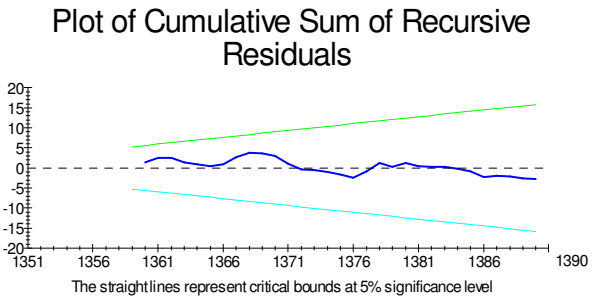
جدول (٦): نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	ارزش بحرانی
DLFD	۰.۲۱	۰.۱۱	۱.۹۳	**۰.۰٦۲
DLGDP	۰.۸۰	۰.۱۵	۵.۳۸	*۰.۰۰
DLOP	-۰.۱٦	۰.۰٤	-۳.۷۸	*۰.۰۰۱
DLEC	۰.۵۰	۰.۱٦	۳.۰۳	*۰.۰۰۵
ECM(-1)	-۰.۵۱	۰.۱۳	-٤.۰۱	۰.۰۰

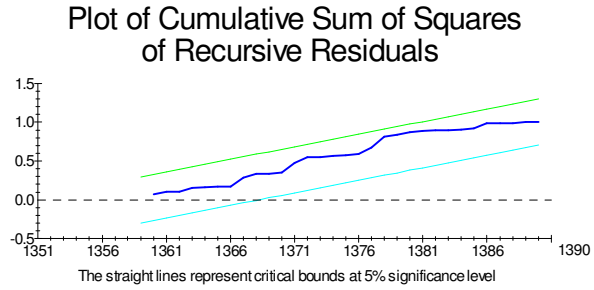
* معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۵ درصد

** معنی‌داری در سطح اطمینان ۹۰ درصد

مأخذ: یافته‌های تحقیق



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



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

ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، ۰.۵۱- به‌دست آمده است. که به معنی تعدیل ۵۱ درصدی در هر دوره تا برقراری تعادل بلندمدت است. نتایج آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ برای بررسی ضرایب برآورد شده و آزمون پایداری ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت در طول زمان در شکل‌های ۱ و ۲ آورده شده است. از آنجا که در هر دو آزمون آماره‌ها در داخل فواصل اطمینان ۹۵ درصد قرار دارند فرض

صفر مبنی بر ثبات ضرایب پذیرفته شده و در سطح معنی‌داری ۵ درصد نتایج به‌دست آمده قابل اتکا و معتبر هستند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

مسئله رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های جوامع مختلف بشری است. روند توسعه در ایران مانند سایر کشورهای در حال توسعه مستلزم بهره‌گیری از محیط زیست و در عین حال تخریب آن است. واسطه‌های مالی از طریق توسعه مالی ممکن است باعث افزایش نوآوری‌های تکنولوژیکی شوند و منابع مالی را برای شناسایی بهترین تکنولوژی‌های تولیدی و سرمایه گذاری در پروژه‌های مربوط به محیط زیست پاک بسیج کنند و از طرف دیگر ممکن است توسعه مالی باعث افزایش تأمین مالی برای انجام فعالیت‌های صنعتی گردد که مخرب محیط زیست می‌باشد.

با توجه به متفاوت بودن درجه پایایی متغیرها از آزمون هم‌گرایی بلندمدت در الگوی ARDL استفاده شده است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که ضریب توسعه مالی (۰.۷٤) مثبت و در سطح احتمال ۰.۰۵ معنی‌دار می‌باشد و بیانگر این است که علاوه بر رشد اقتصادی، توسعه مالی نیز بر کیفیت محیط زیست در ایران مؤثر بوده و منجر به افزایش آلودگی‌های زیست محیطی شده است. از آن‌جایی که بر اساس نمودار (۲) در سال‌های مورد مطالعه روند تأمین سرمایه برای فعالیت‌های صنعتی نسبت به سایر فعالیت‌ها افزایش یافته است و صنایع کشور در حفاظت از محیط زیست ناکارا عمل کرده‌اند، توسعه مالی موجب تخریب محیط زیست شده است. در واقع می‌توان گفت این سرمایه تنها در افزایش حجم و اندازه فعالیت‌های صنعتی مؤثر بوده است و موجب پیشرفت تکنولوژی در صنایع نشده است.

مثبت بودن ضریب مصرف انرژی (۰.۹۸) و تولید ناخالص داخلی (۰.۳۷) نشان دهنده این مطلب است که هرچه میزان مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی افزایش یابد، منجر به افزایش تخریب محیط زیست می‌شود. بر اساس نتایج این مطالعه مصرف انرژی تأثیر قابل توجهی در تخریب محیط زیست دارد که این امر می‌تواند به دلیل استفاده ناکارا از منابع انرژی و استفاده از تکنولوژی‌های آلاینده باشد. کشش بلندمدت برای متغیر درجه باز بودن تجاری نشان می‌دهد که یک درصد رشد در این متغیر با فرض ثابت بودن سایر شرایط سبب خواهد شد میزان انتشار آلاینده‌ها به میزان ۰.۳ درصد کاهش یابد. همچنین نتایج بیانگر این است که افزایش درجه باز بودن تجاری منجر به بهبود کیفیت محیط زیست در کشور گردیده است. این امر می‌تواند به این علت باشد که کالاهایی که در فرایند تولید مقادیر زیادی از آلاینده‌ها را تولید می‌کنند از دیگر کشورها مانند چین وارد می‌شوند. در نتیجه در کشور صادر کننده آلودگی افزایش می‌یابد و در ایران به عنوان کشور وارد کننده به دلیل کاهش تولید کالاهای آلاینده آلودگی کاهش می‌یابد. همچنین می‌توان کم شدن صادرات کالاهای آلاینده در ایران را که نشان دهنده کم شدن تولید و در نتیجه کاهش آلودگی در ایران است علت این امر بیان نمود. همچنین کاهش روند نسبت صادرات محصولات سنگین آلاینده نظیر سیمان، شیشه، سرامیک، آهن و فولاد که در فرایند تولید مقادیر زیادی آلاینده تولید می‌کنند، در نمودار (۵) و افزایش روند نسبت واردات در نمودار (٤) تأیید کننده نتایج مدل می‌باشد.

در طول زمان طرح‌های مختلفی برای بهبود کیفیت محیط زیست و کاهش آلودگی هوا در ایران به خصوص در کلان شهرها اجرا شده است. وجود ساختار نهادی قوی جهت سیاست‌ها و برنامه‌های متعدد، اجرای موفق این طرح‌ها را به دنبال خواهد داشت. بنابراین تلاش برای افزایش مشارکت شهروندان، سیاست‌گزاران، جامعه دانشگاهی، صاحبان صنایع و نمایندگان سازمان‌های مردم نهاد جهت افزایش همکاری و هم‌فکری از طریق برگزاری کارگاه‌های تخصصی و همایش (برای آموزش و مشارکت) ضروری است. این امر جهت آگاهی جمعیت و مشارکت فعال افراد، برای پذیرش سیاست‌های کنترل آلودگی لازم و ضروری است. همچنین با توجه به این که رشد اقتصادی باعث ایجاد آلودگی می‌شود و از طرفی کاهش رشد منطقی نمی‌باشد، بنابراین سیاست‌های کاهش آلاینده‌ها باید ضمن تشویق رشد و توسعه اقتصادی، هزینه‌های اولیه و کارایی سرمایه‌گذاری را در نظر بگیرد. همچنین با توجه به این که توسعه مالی تنها در افزایش حجم و

اندازه فعالیت‌های صنعتی مؤثر بوده است و موجب پیشرفت تکنولوژی در صنایع نشده است، باید مقیاس دقیق آلاینده‌های ایجاد شده توسط بخش‌ها و صنایع مختلف تعیین شود تا بتوان به نتیجه‌گیری صحیح در این زمینه دست یافت.

منابع

ابونوری، عباسعلی و تیموری، منیژه (۱۳۹۲)، "بررسی اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی: مقایسه‌ای بین کشورهای OECD و UMI"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۱، ٤۰-۲۹.

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷)، "آثار آزادسازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی‌اکسیدکربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲، ۲۲-۱.

برقی‌اسکویی، محمدمهدی؛ فلاحی، فیروز و ژنده‌خطیبی، صونا (۱۳۹۱)، "تأثیر تولیدات کارخانه‌ای و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر انتشار گاز CO2 در کشورهای عضو گروه D8"، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ٤، ۱۰۹-۹۳.

بهبودی، داوود و برقی‌گلعذانی، اسماعیل (۱۳۸۷)، "اثرات زیست محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۵، ۵۳-۳۵.

بهبودی، داوود؛ فلاحی، فیروز و برقی‌گلعذانی، اسماعیل (۱۳۸۹)، "عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن در ایران (۱۳۸۳-۱۳٤٦)"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰ ، ۱۷-۱.

پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸٦)، "بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۷، ۱٦۰-۱٤۱.

پورکاظمی، محمدحسین و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۸۷)، "بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی در خاورمیانه"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۳٤، ۷۱-۵۷.

جابری خسروشاهی، نسیم؛ محمدوند ناهیدی، محمدرضا و نوروزی، داود (۱۳۹۱)، "تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ٦، ۲۰۸-۱۷۳.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و همت‌زاده، منیره (۱۳۹۱)، "بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه یافته و در حال توسعه)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۹، ٤۰-۲۵.

سلیمی‌فر، مصطفی و دهنوی، جلال (۱۳۸۸)، "مقایسه منحنی زیست محیطی کوزنتس در کشورهای عضو OECD و کشورهای در حال توسعه : تحلیل مبتنی بر داده‌های پانل"، *دانش و توسعه*، شماره ۲۹، ۲۰۰-۱۸۱.

شرزه‌ای، غلامعلی و حقانی، مجید (۱۳۸۸)، "بررسی رابطه علی میان انتشار کربن و درآمد داخلی با تأکید بر نقش مصرف انرژی"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ٦۸، ۹۰-۷۵.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲)، "تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

صادقی، سیدکمال و فشاری، مجید (۱۳۸۹)، "برآورد رابطه بلندمدت بین صادرات و شاخص‌های کیفیت محیط زیست؛ مطالعه موردی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ٤٤، ۸۳-٦۷.

صادقی، سیدکمال؛ متفکرآزاد، محمدعلی؛ پورعبادالهان کویچ، محسن و شهابزاده خیاوی، اتابک (۱۳۹۱)، "بررسی رابطه علی بین انتشار دی‌اکسیدکربن، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرانه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در ایران"، *فصلنامه اقتصاد محیط زیست و انرژی*، شماره ٤، ۱۱٦-۱۰۱.

عاقلی، لطفعلی؛ ولائی‌یامچی، میکائیل و جنگ‌آور، حسن

(۱۳۸۹)، "مطالعه اثر باز بودن اقتصاد بر تخریب زیست محیطی در ایران"، *فصلنامه راهبرد*، شماره ۱۹، ۲۱۶-۱۹۷.

غزالی، سمانه و زیبایی، منصور (۱۳۸۸)، "بررسی و تحلیل رابطه بین آلودگی محیطی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تلفیقی: مطالعه موردی آلاینده مونوکسیدکربن"، *اقتصاد و توسعه کشاورزی*، شماره ۲، ۱۳۳-۱۲۸.

فطرس، محمدحسن و معبودی، رضا (۱۳۸۹)، "رابطه علی مصرف انرژی، جمعیت شهرنشین و آلودگی محیط زیست در ایران ۱۳۸۵-۱۳۵۰"، *مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۲۷، ۱۷-۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و آشنا، ملیحه (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه انتشار دی‌اکسیدکربن با رشد اقتصادی انرژی و تجارت در ایران"، *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۴، ۱۷۳-۱۵۱.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ فلاحی، محمدعلی و بستام، مرتضی (۱۳۹۱)، "بررسی مسائل زیست محیطی و پیش‌بینی انتشار دی‌اکسیدکربن در اقتصاد ایران"، *فصلنامه مطالعه اقتصادی کاربردی ایران*، شماره ۳، ۱۰۹-۸۱.

منصف، عبدالعلی؛ ترکی، لیلا و علوی، سیدجابر (۱۳۹۲)، "تحلیل اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D-8: علیت گرنجر پانلی با رویکرد بوت استرپ (۲۰۱۰-۱۹۹۰)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، شماره ۱۰، ۹۲-۷۳.

مولایی، مرتضی؛ کاوسی‌کلاشمی، محمد و رفیعی، حامد (۱۳۸۹)، "بررسی رابطه هم‌جمعی درآمد سرانه و انتشار سرانه دی‌اکسیدکربن و وجود منحنی کوزنتس زیست محیطی دی‌اکسیدکربن در ایران"، *علوم محیطی*، سال ۸، شماره ۱، ۲۱۶-۲۰۵.

نصراللهی، زهرا و غفاری‌گولک، مرضیه (۱۳۸۸)، "توسعه اقتصادی و آلودگی محیط زیست در کشورهای عضو پیمان کیوتو و کشورهای آسیای جنوب غربی (با تأکید بر منحنی زیست محیطی کوزنتس)"، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، شماره ۳۵، ۱۲۵-۱۰۵.

نوفرستی، محمد (۱۳۶۶)، "آمار در اقتصاد و بازرگانی"، *مرکز نشر منابع درسی دانشگاه شهید بهشتی*، تهران، جلد اول.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸)، "ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی"، *مؤسسه خدمات فرهنگ رسا*، تهران، چاپ اول.

واثقی، الهه و اسماعیلی، عبدالکریم (۱۳۸۸)، "بررسی عوامل تعیین کننده انتشار گاز CO2 در ایران (کاربرد نظریه زیست محیطی کوزنتس)"، *محیط شناسی*، شماره ۵۲، ۱۱۰-۹۹.

Abounouri, A. and Teimoury, M. (2013), "Investigation of the Effect of Financial Development on Economic Growth: A Comparative Study in OECD and UMI Countries", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 11, pp. 29-40.

Agheli, L.A., Velaei Yamchi, M., and Jangavar, H. (2010), "Effects of Economic Openness on Environmental Degradation in Iran", *Journal of Rahbord*, 19,pp. 197-216.

Alam, S., Fatima, A., and Butt, M. S. (2007), "Sustainable Development in Pakistan in the Context of Energy Consumption Demand and Environmental Degradation", *Journal of Asian Economics,* 18 (5), pp. 825-837.

Aldy, J. E. (2005), "An Environmental Kuznets Curve Analysis of U.S. State level Carbon Dioxide Emission", *Journal of Environment & Development*, 14, pp. 48-72.

Ang, J. B. (2007), "CO2 Emissions, Energy Consumption, and Output in France", *Journal of Energy Policy*, 35 (10), pp. 4772-4778.

Barghi Askooei, B. (2008), "Effects of Trade Liberalization on Greenhouse Gases Emissions (Carbon Dioxide) in the Environmental Kuznets Curve", *Journal of Economic Research*, 82, pp. 1-22.

Barghi Askooei, M., Fallahi, F. and Zhendekhatibi, S. (2012), "Effect of FDI and Manufacturing on the CO2 Emissions in D-8

Countries", *Journal of Economic Modelling*, 4, pp.93-109.

Behboodi, D. and Barghigolazani, E. (2008), "Environmental Impact of Energy Consumption And economic Growth in Iran", *Journal of Quantitative Economic*, 5 (4),pp. 35-53.

Behboodi, D. Fallahi, F., and Barghigolazani, E. (2010), "Social and Economic Factors to Affect per Capita Carbon Dioxide Emissions in Iran", *Journal of Economic Research*, 90, pp. 1-17.

Cole, M. A., Rayner, A. J. and Bates, J. M. (1997), "The Environmental Kuznets Curve: An Empirical Analysis", *Journal of Environment and Development Economics*, 2 (4), pp. 401-416.

Fotros, M. H. and Maboodi, R. (2010), "Causal Relationship Between Energy Consumption and Urban Population and Environmental Pollution in Iran 1971-2006", *Journal of Energy Economics Studies*, 27,pp. 1-17.

Grossman, G. and Krueger, A. B. (1991), "Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement", *Combridge, National Bureau of Economic Research Working Paper*.

Ghazali, S. and Zibaei, M. (2009), "Analysis of the Relationship Between Environmental Pollution and Economic Growth Using Panel Data: A Case Study of Carbon Monoxide Emissions", *Journal of Economics and Agricultural Development*, 2, pp. 128-133.

Halicioglu, F. (2009), "An Econometric Study of CO2 Emissions, Energy Consumption, Income and Foreign Trade in Turkey", *Journal of Energy Policy*, 37 (3), pp. 1156-1164.

Iwata, H., Okada, K. and Samreth, S. (2009), "Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO2 in France: The Role of Nuclear Energy", *Journal of Energy Policy*, 38 (8), pp. 4057-4063.

Jalil, A. and Feridun, M. (2011), "The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis", *Journal of Energy Economics*, 33 (2), pp. 284-291.

Lieb, C. M. (2004), "The Enviromental Kuznets Curve and Flow Versus Stock Pollution: The Neglect of Future Damages", *Journal of Enviromental and Resource Economics*, 29, pp. 483-506.

Levine, R. (2005), "Finance and Growth: Theory and Evidence", In A. Philippe & N. D. Steven (Eds.) , *Handbook of Economic Growth* Vol. 1, Part A, pp. 865-934.

Lotfalipour, M. R., Fallahi, M.A. and Ashena, M. (2010), "Investigate the Relationship Between Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth, Energy and Trade in Iran", *Journal of Economic Researchs*, 94,pp. 151-173.

Lotfalipour, M. R., Fallahi, M. A. and Bastam, M. (2012), "Examining Environmental Issues and Forecast Carbon Dioxide Emissions in Iran", *Journal of Applied Economics Studies in Iran*, 3, pp. 81-109.

Monsef, A. A., Torki, L. and Alavi, S. J. (2013), "Investigation of the Effects of Financial Development on Economic Growth in D-8 Countries Group: A Bootstrap Panel Granger Causality Analysis", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 10, pp. 73-92.

Mowlayi, M., Kavosi Kalashmi, M. and Rafiei, H. (2010), "Examining the Relationship Between Carbon Dioxide Emission and per Capita Income and Existing Environmental Kuznets Curve in Iran", *Journal of Environmental*, 8 (1), pp. 205-216.

Nasrollahi, Z. and Ghaffari Goolak, M. (2009), "Economic Development and Environmental Pollution in Pyoto Pact Countries and the Countries of Southeast Asia (with Emphasis on the Environmental Kuznets Curve)", *Journal of Economic Science*, 35, pp. 105-125.

Nowferesti, M. (1986), "Statistics in Business and Economics", Tehran, Publications of Beheshti University.

Nowferesti, M. (1999), "Unit Root and Cointegration in Econometrics", Tehran, Institute of Rasa Cultural Services.

Ozturk, I. and Acaravci, A. (2013), "The Long-Run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey", *Journal of Energy Economics*, 36, pp. 262-267.

Pao, H. T. and Tsai, C. M. (2011),

"Multivariate Granger Causality Between CO2 Emissions, Energy Consumption, FDI (Foreign Direct Investment) and GDP (Gross Domestic Product): Evidence from a Panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) Countries", *Journal of Energy*, 36 (1), pp. 685-693.

Pazhooyan, J. and Moradhasel, N. (2007), "The Effect of Economic Growth on Air Pollution", *Journal of Economic Research*, 94(7), pp. 141-160.

Pesaran, M. H., Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis", Cambridge, Cambridge University Press.

Pourkazemi, M. H., and Ebrahimi, I. (2008), "Evaluation of Environmental Kuznets Curve in Middle East", *Journal of Economic Research*, 34, pp. 57-71.

Sadeghi, S. and Feshari, M. (2010), "The Estimation Long-Run Relationship Between Exports and Indicators of Environmental Quality: Case Study of Iran", *Journal of Economic Research of Iran*, 44, pp. 67-83.

Sadeghi, S. M., Motafakker Azad, M. A., Pourebadelahan Kovich, M., and Shahbazzade Kheyavi, A. (2012), "Examining the Causal Relationship between Carbon Dioxide Emissions, Foreign Direct Investment, GDP and Per Capita Energy Consumption in Iran", *Journal of Environmental and Energy Economics*, 4, pp. 101-116.

Sadorsky, P. (2010), "The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies", *Journal of Energy Policy*, 38 (5), pp. 2528-2535.

Salimifar, M. and Dehnavi, J. (2009), "Comparing the Environmental Kuznets Curve in OECD Countries and Developing Countries: An Analysis based on Panel Data", *Journal of Knowledge and Development*, 29 (16), pp. 181-200.

Sameti, M., Ranjbar, H. and Hematzadeh, M. (2012), "A Comparative Survey of Financial Development Effect on Economic Growth at Asymmetric Information Situation (Case Study of Selected Developed and Developing Countries)", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 9, pp. 25-40.

Selden, T. M. and Song, D. (1994), "Environmental Quality and Development: Is There a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 27 (2), pp. 147-162.

Shafik, N. (1994), "Economic Development and Environmental Quality: An Econometric Analysis", *Journal of Oxford Economic Papers*, 46, pp. 757-773.

Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K. and Leitao, N.C. (2013b), "Economic Growth, Energy Consumption, Financial Development, International Trade and CO2 Emissions in Indonesia", *Journal of Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, pp. 109-121.

Shahbaz, M., Solarin, S. A., Mahmood, H. and Arouri, M. (2013a), "Does Financial Development Reduce CO2 Emissions in Malaysian Economy? A Time Series Analysis", *Journal of Economic Modelling*, 3, pp. 145-152.

Shahbazi, K. and Saeidpour, L. (2013), "Threshold Effects of Financial Development on Economic Growth in D-8 Countries", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 12, pp. 21-38.

Sharzaei, G. A. and Haghani, M. (2009), "Evaluation of Causal Relationship between Carbon Emissions and Internal Revenue, with Emphasis on the Role of Energy", *Journal of Economic Research*, 68, pp. 75-90.

Song, T., Zheng, T. and Tong, L. (2008), "An Empirical Test of the Environmental Kuznets Curve in China: A Panel Cointegration Approach", *Journal of Economic Review*, 19 (3), pp. 381-392.

Soytas, U., Sari, R. and Ewing, B. T. (2007), "Energy Consumption, Income, and Carbon Emissions in the United States", *Journal of Ecological Economics*, 62 (3), pp. 482-489.

Tamazian, A. and Bhaskara Rao, B. (2010), "Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies", *Journal of Energy Economics*, 32 (1), pp. 137-145.

Tamazian, A., Chousa, J. P. and Vadlamannati, K.C. (2009), "Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries", *Journal of Energy Policy*, 37 (1), pp. 246-253.

Tol, S. J. W., Pacala, R. and Socolow, S. R. (2006), "Understanding Long Term Energy Use and Carbon Dioxide Emissionsin in the USA", *Journal of Humborg University*, 52, pp. 240-248.

Vaseghi, E. and Esmaeili, A. K. (2009), "Evaluation of Determining Factors of CO2 Emissions in Iran (Application of Environmental Kuznets Theory)", *Journal of Ecology*, 52, pp. 99-110.

Yuxiang, K. and Chen, Z. (2010), "Financial Development and Environmental Performance: Evidence from China", *Journal of Environment and Development Economics*, 16, pp. 1-19.

Zhang, Y. J. (2011), "The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: An Empirical Analysis in China", *Journal of Energy Policy*, 39, pp. 2197-2203.

بررسی ارتباط بین شاخص‌های توسعه مالی بخش بانکی و غیربانکی در ایران

Survey on Relationship between Financial Development Indices of Banking and Non-Banking Sectors in Iran

شهاب‌الدین شمس *، محسن علیزاده ثانی **،
حمید جعفری ***

دریافت: ۱۳۹۲/۲/۲۹ پذیرش:۱۳۹۲/۸/۳۰

چکیده:

امروزه تهیه شاخص‌های مختلف اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و ... به یکی از مهم‌ترین فعالیت‌های پژوهشگران و محققان اقتصادی تبدیل شده است. همین موضوع درمورد مباحث بخش بانکی و غیربانکی نیز مطرح است. در این پژوهش سعی شده است تا با معرفی و بررسی شاخص‌های بخش بانکی و غیربانکی و ارتباط بین آن‌ها، روند حرکت اقتصاد ایران را از منظر توسعه مالی تحلیل کرده و بتوان راهکارهایی را برای مشکلات موجود معرفی کرد. نتایج بررسی‌ها نشان می‌دهد که در بخش غیربانکی کلیه متغیرهای مستقل به طور مستقیم با متغیر نامشهود بخش غیربانکی رابطه معنادار دارند یعنی همه روابط مستقیم آن‌ها برقرار است. همچنین در بخش بانکی متغیر ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی، کارایی شبکه بانکی، سهم بخش غیردولتی در بانکداری، سهم بخش غیردولتی از تسهیلات بانکی و نسبت دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به دارایی سیستم بانکی به طور مستقیم و حاشیه سود بانکی و درجه تمرکز بانک‌ها به طور غیرمستقیم با متغیر نامشهود بخش بانکی رابطه معنادار دارند یعنی همه روابط مستقیم و غیرمستقیم آن‌ها برقرار است و همبستگی کانونی بین بخش بانکی و غیربانکی برابر ۰/۸۹ بوده است.

کلمات کلیدی: شاخص‌های توسعه مالی، شاخص بخش بانکی، شاخص بخش غیربانکی.
طبقه‌بندی JEL: G21، G18، E22.

* استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)
Email: shams@umz.ac.ir
** استادیار و عضو هیئت علمی دانشگاه مازندران
Email: m.alizadehsani@yahoo.com
*** کارشناس ارشد مدیریت اجرایی
Email: hamidhesabdar97@yahoo.com

Shahabeddin Shams,*
*Mohsen Alizadeh Sani**, Hamid Jafari****

Received: 19/May/2013 Accepted: 21/Nov/2013

Abstract:

Today, providing different economic, social and political indicators has become one of the most important researchers' activities. This issue has also risen in banking and non-banking sectors. This paper aims to analyze Iran's economic trend from financial development perspective by introducing and studying the banking and non-banking indicators and their relationship and also attempts to present possible solutions to the existing problems. The results show that in the non - banking sector, all the independent variables have meaningful relations to non-banking sector latent variable directly. It means that all the relations are established directly. Moreover, in the banking sector, value-added services variable in monetary and financial institutions, the banking network efficiency, private sectors' share in banking, private sector's share from banking facilities, the ratio of banks and monetary institutions' assets to the assets of banking system have meaningful relation with banking sector latent variable directly. In addition, banking profit margins and banks' focus degree have meaningful relation to banking sector latent variable indirectly. It implies all direct and indirect relations are established and the canonical correlation equals to 0.89.

Keywords: Financial Development indices, Index of Banking Sector, Index of Non- Banking Sector.
JEL: G21, G18, E22.

* Assistant Professor of Mazandaran University, Mazandaran, Iran. (Corresponding Authour).
** Assistant Professor of Mazandaran University, Mazandaran, Iran.
*** M.A. in MBA, Mazandaran University, Mazandaran, Iran.

۱- مقدمه

توسعه مالی به وضعیتی اطلاق می‌شود که در آن ارائه خدمات مالی توسط موسسات مالی افزایش یافته و همه افراد جامعه از یک انتخاب وسیعی از خدمات بهره‌مند می‌شوند (صمدی، ۱۳۸۸: ۱۱). به عبارتی توسعه مالی را می‌توان به مفهوم یکپارچگی بازارهای مالی پراکنده تعبیر کرد. منظور از بازارهای مالی پراکنده بازارهایی هستند که در آن‌ها بنگاه‌ها و خانوارها بسیار ایزوله هستند، به طوری که آن‌ها با قیمت‌های مؤثر متفاوتی برای خدمات مالی روبه‌رو هستند. یکپارچگی این بازارها یکی از پیش شرط‌های رشد و توسعه اقتصادی کشورها می‌باشد، به طوری‌که کشورهایی که بخش مالی آن‌ها از عمق کمتری برخوردار است، لاجرم منابع مالی در آن‌ها به صورت کارآ بین نیازها تخصیص داده نخواهد شد، یا در مواقعی با مشکل در دسترس نبودن ابزارهای تأمین مالی مناسب مواجه خواهند شد که در این صورت منابع کافی جمع آوری نمی‌شود (اخباری، ۱۳۸۵: ۱۵۹). پژوهش‌های علمی نشان می‌دهند که بازارهای مالی می‌توانند نقش مهمی در رشد اقتصادی بازی کنند. سیستم کارای مالی، سرمایه را از پس‌انداز کنندگان به وام گیرندگان انتقال می‌دهد و منابع را به سمت پروژه‌های سرمایه‌گذاری مولد و سودده هدایت می‌کند (کوریچلی و رولند، ۲۰۰۸: ۱۵۸). این پژوهش در ادامه به ادبیات و مبنای تئوریکی پرداخته، پس از طرح فرضیه و متغیرهای تحقیق به تجزیه و تحلیل یافته‌ها می‌پردازد.

۲- پیشینه و ادبیات نظری

یکی از عواملی که در جهت دستیابی به هدف رشد پر شتاب و مستمر اقتصادی می‌تواند نقش اساسی ایفا کند، توسعه بخش مالی کشور است. بخش مالی از بازارهای گوناگونی شامل بازار پول و سرمایه تشکیل شده و اهمیت توسعه بخش مالی کشور از آنجا نشأت می‌گیرد که بخش مالی کارآمد، نقشی اساسی در تجهیز منابع مالی برای سرمایه‌گذاری و بهینه سازی ساز و کار تخصیص منابع ایفا می‌کند. نظام مالی ایران یک نظام مالی بسته است، به این معنا که ارائه دهندگان خارجی خدمات مالی امکان حضور در ایران و ارائه خدمات مالی به ایرانیان در شرایط برابر با ارائه دهندگان داخلی خدمات مالی را ندارند. گشودن بازارهای مالی داخلی به روی خارجیان پس از آزادسازی مالی موفقیت آمیز، نه تنها به جذب عناصر اقتصاد جهانی در داخل می‌انجامد، بلکه زمینه حضور ارائه دهندگان داخلی خدمات مالی را در بازارهای بین‌المللی تجارت خدمات مالی فراهم کرده و گامی به سوی توسعه صادرات نیز می‌باشد. از این‌رو به دلیل تحولات عمیق و پیوسته در بازارهای مالی نیازمند شاخص‌هایی هستیم که درک مناسبی از این تحولات را فراهم سازند. به طوری که برای مثال شاخص‌های سنتی تعمیق مالی نظیر شاخص‌هایی که با استفاده از حجم پول و اعتبارات شکل گرفته‌اند، ممکن است که نتوانند توسعه مالی یک کشور را به طور دقیق مورد ارزیابی قرار دهند. تعمیق مالی در فرهنگ نامه مفاهیم پولی و بانکی به حالتی گفته می‌شود که سرعت افزایش دارایی‌های مالی بیش از سرعت افزایش دارایی‌های غیرمالی باشد. برای نمونه، کشوری ممکن است دارای نسبت نقدینگی به GDP بالا باشد، اما از نظر توسعه سیستم مالی چندان توسعه یافته نباشد (لینچ، ۱۹۹۶: ۳۲). در اکثر نظام‌های اقتصادی، بانک‌ها مرکز سیستم مالی و پرداخت‌ها بوده و نقش مهمی در فرآیند تجهیز پس‌انداز، شناسایی فرصت‌های سرمایه‌گذاری و متنوع سازی ریسک ایفا می‌کنند. از این‌رو اندازه، ساختار و کارآیی بخش بانکی به عنوان یک بعد مستقل توسعه مالی مورد توجه است. سوددهی بانک‌ها، اعتبارات پرداختی و دسترسی آسان بخش خصوصی به اعتبارات بانکی از این بعد مورد بررسی قرار می‌گیرد. بر پایه مطالعات انجام شده، فعالیت بانک‌ها در فضای رقابتی شامل مداخله کمتر دولت، تمرکز کمتر بازار پولی و امکان بیشتر ورود بانک‌های خارجی، کارآیی و رشد بیشتری خواهد داشت. همچنین آزادسازی مالی، با تحقق توسعه مالی و تعمیق مالی موجبات آمادگی بازارهای مالی داخلی را برای رقابت با بازارهای مالی خارجی در صورت گشایش متقابل بازارهای مالی داخلی و خارجی به روی یکدیگر، فراهم می‌آورد. آزادسازی مالی، تمامی اجزای نظام مالی (اعم از بازارهای مالی، نهادهای مالی و سیاست‌های پولی، مالی و ارزی) را در برمی‌گیرد (دادگر و نظری، ۱۳۸۷: ٤٦). نظام مالی کنونی ایران نیز از این قاعده

مستثنی نبوده و در بخش‌های بانکی، غیربانکی و سیاست‌های پولی دارای نوسانات زیادی می‌باشد. به خصوص بخش بانکی کشور که یک نظام مالی محدود شده و با کنترل بیش از حد همراه است.

نتایج پژوهش تهرانی و همکاران (۱۳۸۸) نشان می‌دهد که توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کوتاه مدت و بلندمدت، اثر مثبت و معنی‌داری دارد. کشش‌های کوتاه مدت و بلندمدت تولید واقعی نسبت به توسعه مالی بسیار کم است و حساسیت بسیار کم تولید واقعی نسبت به تغییرات کوتاه مدت و بلندمدت توسعه مالی را نشان می‌دهد، ولی کشش بلندمدت آن بیشتر از کشش کوتاه مدت آن است. گویال و همکاران (۲۰۰٤)، در پژوهش خود نشان دادند چند شاخص جدید توسعه مالی فراگیر شامل توسعه بخش پولی و سیاست‌های پولی، بخش بانکی، مقررات و نظارت، باز بودن مالی و کیفیت نهادی باعث تنوع قابل توجهی در درجه‌ای از توسعه مالی در سراسر کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا است. نتایج تحقیق چاین و اتو (۲۰۰٦) نشان می‌دهد که بازبودن تجارت پیش نیازی برای حساب آزادسازی سرمایه است در صورتی‌که توسعه بخش بانکی پیش شرطی برای توسعه بازارِ سهام به شمار می‌رود. نتیجه تحقیق خان و همکاران (۲۰۰٦) حاکی از این است که یک رابطه غیرخطی بین دو متغیر تورم و رشد مشاهده شده است. در حقیقت یک سطح آستانه‌ای از تورم وجود دارد که هرگاه نرخ تورم بالاتر از این سطح باشد بر توسعه نظام مالی تأثیر منفی گذاشته و در صورتی‌که زیر این سطح باشد تأثیر مثبت خواهد گذاشت. نتایج تحقیق آنگ و مک‌کیبین (۲۰۰۷) نشان می‌دهد که آزادسازی مالی از طریق حذف سرکوب سیاسی تأثیر مستقیمی در برآورد توسعه بخش مالی دارد و اینکه بین عمق مالی و توسعه اقتصادی رابطه مثبت مشاهده شده است. نتیجه مطالعه کوریچلی و رولند (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که ارزش افزوده حقیقی، با افزایش توسعه مالی کاهش می‌یابد. فدریسی و کاپویولی (۲۰۰۸) در پژوهش خود به بررسی توسعه مالی و رشد پرداخته‌اند. آن‌ها برای اندازه‌گیری توسعه مالی از نسبت بدهی‌ها (تسهیلات اعطایی نظام بانکی به بخش غیردولتی) به تولید ناخالص داخلی و همین‌طور نسبت ارزش کل بازاری سهام مبادله شده به تولید ناخالص داخلی و در نهایت نسبت ارزش بازاری اوراق قرضه به تولید ناخالص داخلی استفاده نمودند. نتایج تحقیق نشان دهنده این مطلب بود که کشورهایی که از توسعه مالی بالاتر برخوردار بودند دارای رشد زیادی در اقتصاد هستند. نتایج تحقیق حسن و همکاران (۲۰۰۹) نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی، محیط قانونی، آگاهی از حقوق مالکیت و کثرت‌گرایی سیاسی با رشد ارتباط قوی دارد. نتایج برآورد داگلاس و همکاران (۲۰۱۱) بیان داشتند که بخش بانکی نقشی حیاتی در تسهیل فعالیت‌های مالی دارند، هرچند بازار سرمایه هم نقش مهمی در تأمین مالی از طریق افزایش سرمایه‌ها و تأمین نقدشوندگی در بازار ارز داشته است.

۲-۱- چارچوب نظری

شکل (۱): چارچوب نظری تحقیق

بر این اساس، پژوهش حاضر قصد دارد با توجه به چند وجهی بودن و گسترده بودن مفهوم توسعه مالی که علاوه بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بخش مالی غیربانکی، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی و ... را در بر می‌گیرد، و همین‌طور به دلیل کیفی بودن مؤلفه‌های توضیح دهنده توسعه مالی و نیز محدود بودن اطلاعات در ابعاد مقررات و نظارت بانکی، باز بودن حساب سرمایه و محیط نهادی تنها به بررسی شاخص‌های توسعه مالی بخش بانکی، بخش غیربانکی و ارتباط میان این دو متغیر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۹ بپردازد.

۲-۲- تعریف متغیرها

۲-۲-۱- بخش بانکی

در کنار متغیر بخش بانکی، متغیرهای کارایی شبکه بانکی، سهم بخش غیردولتی در بانکداری، سهم بخش غیردولتی از تسهیلات بانکی، نسبت دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به شبکه بانکی، ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی، درجه تمرکز بانک‌ها و حاشیه سود بانکی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرند. با توجه به ادبیات موضوع مورد نظر و با در نظر گرفتن اصل صرفه‌جویی در مدل و نیز با توجه به همبستگی بالا میان اجزاء ریسک کشوری نمی‌توان آن‌ها را در کنار یکدیگر به عنوان متغیر توضیحی در مدل آورد.

با توجه به چارچوب نظری پژوهش حاضر:

$$Bank_{it} = \beta_0 + \beta_1 Eobn_{it} + \beta_2 Ngb_{it} + \beta_3 Ngbf_{it} + \beta_4 Abibn_{it} + \beta_5 Vamfi_{it} + \beta_6 FB_{it} + \beta_7 Bpm_{it} + U_{it}$$

Eobn:کارآیی شبکه بانکی: یکی از شاخص های کارآیی شبکه بانکی، نسبت تسهیلات اعطا شده به سپرده‌ها می‌باشد. این نسبت نشان دهنده توانایی سیستم مالی در استفاده از سپرده ها برای اعطای تسهیلات است.

Ngb: سهم بخش غیردولتی در صنعت بانکداری کشور: به منظور شاخص سازی میزان حضور بانک‌های غیردولتی در صنعت بانکی کشور، می‌توان از سهم سپرده‌ها و اعتبارات تخصیص یافته توسط این بانک‌ها از متغیرهای متناظر در شبکه بانکی استفاده نمود.

Ngbf: سهم بخش غیردولتی از تسهیلات بانکی: سهم اعتبارات تخصیص یافته به بخش غیردولتی از کل اعتبارات، یکی از شاخص‌هایی است که در بسیاری از مطالعات برای اندازه‌گیری توسعه مالی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

Abibn: نسبت دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به دارایی سیستم بانکی: این مؤلفه نشان دهنده اهمیت نسبی مؤسسات مالی سپرده پذیر می‌باشد.

Vamfi: ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی: ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی ترکیبی از ارزش افزوده بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی، ارزش افزوده خدمات بیمه‌ای و همچنین ارزش افزوده واسطه‌گری مالی (بورس اوراق بهادار) است.

FB: درجه تمرکز بانک‌ها: درجه تمرکز در این بخش متناظر با سهم سپرده‌های سه بانک اول که بیشترین سهم سپرده‌ها را در شبکه بانکی دارا می‌باشند از کل سپرده‌های بخش غیردولتی در شبکه بانکی می‌باشد.

Bpm:حاشیه سود بانکی: از تفاوت نرخ موزون سود علی‌الحساب سپرده‌های مدت‌دار و نرخ موزون سود تسهیلات در بانک‌های دولتی برای محاسبه حاشیه سود بانکی استفاده شده است. (دادگر و نظری، ۱۳۸۷: ۲۱ و گزارش‌های اقتصادی و ترازنامه بانک مرکزی، ۱۳۸٦).

۲-۲-۲ بخش غیربانکی

با توجه به چارچوب نظری پژوهش حاضر:

$$Bank_{it} = \beta_0 + \beta_1 CMV\ GDP_{it} + \beta_2 TV\ GDP_{it} + \beta_3 Vstcacm_{it} + \beta_4 Ip\ GDP_{it} + \beta_5 Svasvfimf_{it} + U_{it}$$

Cmv GDP: نسبت ارزش جاری بازار سهام به تولید ناخالص داخلی: نسبت ارزش جاری بازار سهام به تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص اندازه بازار سهام به کار می‌رود.

Tv GDP: نسبت ارزش معاملات به تولید ناخالص داخلی: نسبت ارزش سهام مبادله شده به تولید ناخالص داخلی، توانایی خرید و فروش آسان اوراق بهادار را نشان می دهد و

بیان دیگری از عمق بازار مالی مبتنی بر اوراق بهادار در کشور می‌باشد. هر قدر این نسبت بزرگتر باشد، به همان نسبت مبادله اوراق بهادار آسان‌تر انجام می‌گیرد.

Vstcacm: نسبت ارزش سهام مبادله شده به متوسط ارزش جاری بازار: این نسبت که اصطلاحاً نسبت فعالیت نامیده می‌شود، سطح مبادله اوراق بهادار را در مقابل اندازه بازار اوراق بهادار اندازه‌گیری می‌کند.

Ip GDP: نسبت حق بیمه به تولید ناخالص داخلی: نسبت حق بیمه دریافتی شرکت‌های بیمه به تولید ناخالص داخلی که اصطلاحاً ضریب نفوذ بیمه نامیده می‌شود، یکی از شاخص‌های توسعه بازار بیمه است.

Svasvfi: سهم ارزش افزوده خدمات مؤسسات مالی از ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی: ارزش افزوده خدمات مؤسسات مالی شامل ارزش افزوده ایجاد شده توسط شرکت‌های بیمه و ارزش افزوده ایجاد شده خدمات واسطه‌گری مالی (بورس اوراق بهادار) است.

۳- روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این پژوهش از روش‌های مختلف آمار توصیفی و استنباطی برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها استفاده شده است. در آمار توصیفی، پژوهشگر در واقع با جمع‌آوری و خلاصه کردن اطلاعات کمی حاصل از نمونه‌ها، مشخصات نمونه مورد مطالعه را توصیف می‌نماید. در آمار استنباطی، پژوهشگر از مطالعه و بررسی یک یا چند نمونه و با استفاده از روش‌ها و مدل‌های آماری، از شاخص‌های نمونه و یا از ویژگی‌های نمونه به ترتیب پارامترها و ویژگی‌های کل جامعه آماری را استنباط می‌نماید. به‌عبارت دیگر، با استفاده از آمار استنباطی، نتایج نمونه به کل جامعه آماری تعمیم داده می‌شود و پژوهش بدون آن فاقد اعتبار علمی است (میرزایی اهرنجانی، ۱۳۷۱: ۹). داده‌های مورد نظر در این مقاله ازطریق بانک جهانی و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی سری زمانی ۱۱ ساله که خود به ٤ دوره سه ماهه تقسیم می‌شد به‌دست آمده است. در این پژوهش با استفاده از روش‌های مختلف آمار استنباطی داده‌های مربوط مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است که نتایج به شرح زیر است.

۳-۱- آزمون معادلات ساختاری با استفاده از تحلیل عاملی:

نتایج حاصل از تحلیل عاملی، تنها تعداد عامل‌ها را نشان می‌دهد. معنای این عامل‌ها از بارهای عاملی استنتاج می‌شود. بارهای عاملی مقادیری هستند که در تحلیل عاملی محاسبه می‌شوند. در تمام تفسیرهایی که بر اساس بارهای عاملی از عامل‌ها صورت می‌گیرد باید در مقابل یک معیار بیرونی رواسازی شود. بارهای عاملی نشان‌دهنده میزان همبستگی متغیرها با عامل‌هاست. چنانچه این همبستگی بیشتر از ۰/٦ باشد به عنوان بار عاملی بالا (بدون توجه به علامت منفی یا مثبت) و چنانچه بیشتر از ۰/۳ باشد به عنوان بارهای عاملی نسبتاً بالا در نظر گرفته می‌شوند. بارهای کمتر از ۰/۳ را می‌توان نادیده گرفت.

۳-۲- همبستگی کانونی

به‌طور معمول برای یافتن همبستگی بین یک متغیر (Y) با چند دسته متغیر دیگر $(x_1,x_2,\ldots)$ از متغیر چندگانه استفاده می‌شود. اما همبستگی کانونی به دنبال یافتن همبستگی بین یک گروه از متغیرها $(y_1,y_2,\ldots)$ با گروهی دیگر از متغیرها $(x_1,x_2,..)$ می‌باشد.

روش یافتن همبستگی کانونی نیز بدین صورت است که ترکیب‌های خطی مختلف (متغیرهای کانونی) از هرگروه از متغیرها پیدا کرده سپس همبستگی بین این ترکیبات به‌دست می‌آید. به ازای هر ترکیب خطی یک همبستگی کانونی استخراج می‌گردد که به ترتیب بزرگ‌ترین آن‌ها را اولین همبستگی کانونی نامیده و همچنین تعداد این همبستگی‌ها (و ترکیبات خطی) برابر حداقل ابعاد هر یک از گروه‌ها خواهد بود. به‌عبارتی اگر P دسته Y و Q دسته X وجود داشته باشد تعداد همبستگی‌های کانونی $\min(p,q)$ می‌باشد. از این‌رو در ادامه با استفاده از تکنیک تحلیل مؤلفه‌های اصلی حداقل و مقدار P و Q را به‌دست آورده و همبستگی مورد نظر محاسبه شده است.

۳-۲-۱- روش یافتن همبستگی‌های کانونی

همبستگی‌های کانونی در واقع مجذور مقادیر ویژه ماتریس R2 هستند. ماتریس R2 از ماتریس واریانس-کواریانس و یا ماتریس همبستگی داده‌ها به‌دست می‌آید.

۱) ماتریس داده‌ها را از روی هم قرار دادن ماتریس y و x به‌دست می‌آوریم.

$$D = [Y \mid X]$$

۲) ماتریس واریانس کواریانس را به‌دست آورده و به‌صورت زیر افراز می‌کنیم:

$$S = \begin{pmatrix} S_{yy} & S_{yx} \\ S_{xy} & S_{xx} \end{pmatrix}$$

۳) ماتریس R2 را به‌دست آورده

$$R^2 = S_{yy}^{-1} S_{yx} S_{xx}^{-1} S_{xy}$$

٤) مجذور هر یک از مقادیر ویژه ماتریس R2، همبستگی‌های کانونی‌اند.

راه دیگر به‌دست آوردن همبستگی‌ها استفاده از ماتریس همبستگی R است.

$$R = \begin{pmatrix} R_{yy} & R_{yx} \\ R_{xy} & R_{xx} \end{pmatrix}, \quad R^2 = R_{yy}^{-1} R_{yx} R_{xx}^{-1} R_{xy}$$

لذا مجدداً کافی است مجذور مقادیر ویژه ماتریس R2 را به‌دست آورده، بدیهی است که مقادیر به‌دست آمده باید برابر با مقادیر به‌دست آمده از ماتریس S باشد.

۳-۳- تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA)

تحلیل مؤلفه‌های اصلی یکی از انواع روش‌های تحلیل داده‌های چند متغیره است که هدف اصلی آن تقلیل بعد مسئله مورد مطالعه است. یکی از کاربردهای مهم تحلیل مؤلفه‌های اصلی، در رگرسیون است. با استفاده از تحلیل مؤلفه‌های اصلی می‌توان تعداد زیادی متغیر توضیحی (متغیر مستقل) همبسته را با تعداد محدودی متغیر توضیحی جدید که مؤلفه‌های اصلی نامیده می‌شوند و ناهمبسته‌اند، جایگزین نمود. به این ترتیب نه تنها بعد مسئله تقلیل می‌یابد بلکه مسئله همخطی چندگانه پیش نمی‌آید.

٤- یافته‌ها

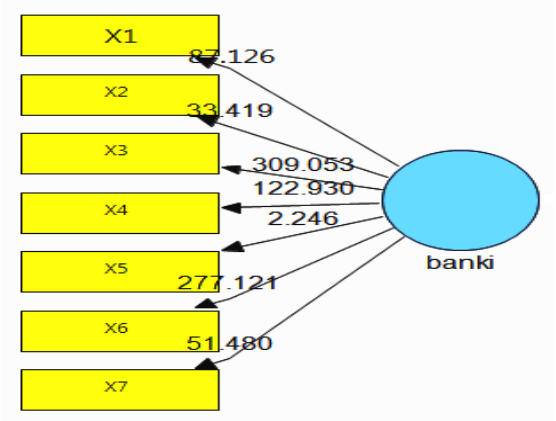
٤-۱- مدل رگرسیون تحلیل مسیر (معادلات ساختاری) تبیین‌کننده عناصر بخش بانکی

فرضیه‌های پژوهشی:

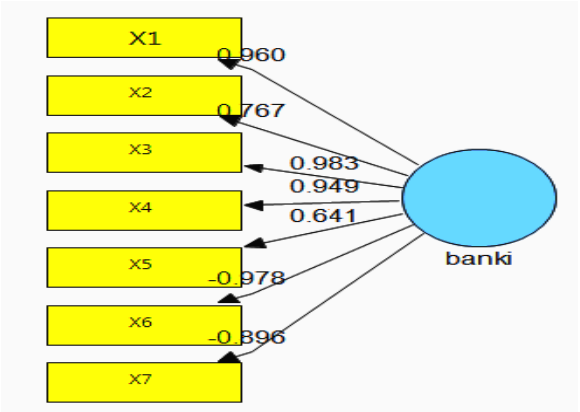
فرضیه صفر: کلیت مدل عناصر بخش بانکی مورد تأیید است.

فرضیه یک: کلیت مدل عناصر بخش بانکی مورد تأیید نیست.

آزمون انجام شده:



نمودار (۲) مقادیر T-Values مدل اندازه‌گیری عناصر بخش بانکی



نمودار (۳) بارهای عاملی در مدل اندازه‌گیری عناصر بخش بانکی

همان‌طور که ملاحظه می‌کنید کلیه بارهای عاملی بزرگتر از ۰.٦ می‌باشد، بنابراین می‌توان ادعا نمود که بخش بانکی از اعتبار لازم برخوردار است.

در جدول ۱ بارهای عاملی مربوط به متغیرهای بخش بانکی را ملاحظه نمایید. با توجه به نمودار T-Value متغیرهای مشهود X1، X2، X3، X4، X5 به طور مستقیم و متغیرهای (X6) و (X7) به طور غیرمستقیم با متغیر نامشهود بخش بانکی رابطه معنادار دارند. یعنی همه روابط مستقیم و غیرمستقیم آن‌ها برقرار است.

جدول (۱): بارهای عاملی مربوط به متغیرهای بخش بانکی

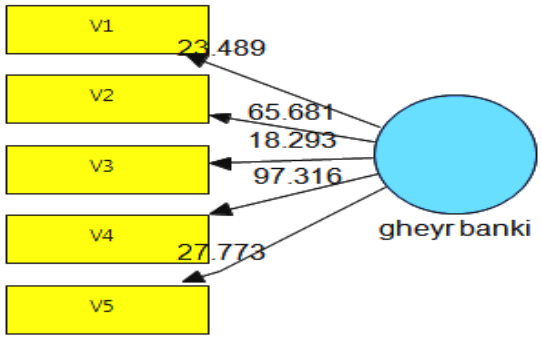
	نشانگر	بار عاملی	ارزش T
کارایی شبکه بانکی	X1	0.96	88.12
سهم بخش غیردولتی در بانکداری	X2	0.76	33.42
سهم بخش غیردولتی از تسهیلات بانکی	X3	0.98	309
نسبت دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به دارایی سیستم بانکی	X4	0.95	122.9
ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی	X5	0.65	2.24
درجه تمرکز بانک‌ها	X6	-0.98	277.12
حاشیه سود بانکی	X7	-0.89	51.48

٤-٢- مدل رگرسیون تحلیل مسیر (معادلات ساختاری) تبیین‌کننده عناصر بخش غیربانکی

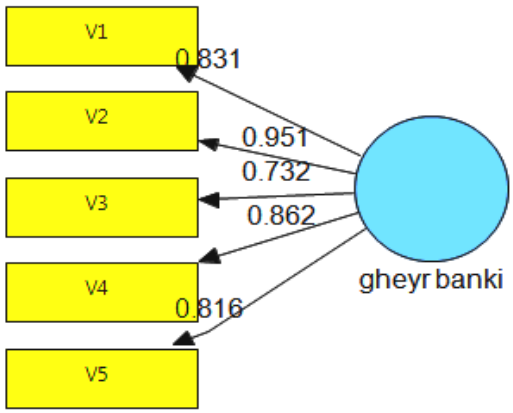
فرضیه‌های پژوهشی:

فرضیه صفر: کلیت مدل عناصر بخش غیربانکی مورد تأیید است. فرضیه یک: کلیت مدل عناصر بخش غیربانکی مورد تأیید نیست.

آزمون انجام شده:



نمودار (٤): مقادیر T-Values مدل اندازه‌گیری عناصر بخش غیربانکی



نمودار (٥): بارهای عاملی در مدل اندازه‌گیری عناصر بخش بانکی

همان‌طور که ملاحظه می‌کنید کلیه بارهای عاملی بزرگتر از ۰.٦ می‌باشد، بنابراین می‌توان ادعا نمود که عناصر بخش غیربانکی از اعتبار لازم برخوردار است. در جدول ۲ بارهای عاملی مربوط به متغیرهای بخش غیربانکی را ملاحظه نمایید.

جدول (۲): بارهای عاملی مربوط به متغیرهای بخش غیربانکی

	نشانگر	بار عاملی
نسبت ارزش جاری بازار سهام به تولید ناخالص داخلی	V1	0.83
نسبت ارزش معاملات به تولید ناخالص داخلی	V2	0.95
نسبت ارزش سهام مبادله شده به متوسط ارزش جاری بازار	V3	0.73
نسبت حق بیمه به تولید ناخالص داخلی	V4	0.86
سهم ارزش افزوده خدمات مؤسسات مالی از ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی	V5	0.81

با توجه به نمودار T- Value متغیرهای مشهود V1 ،V2 ،V3 ،V4 ،V5 به‌طور مستقیم با متغیر نامشهود بخش غیربانکی رابطه معنادار دارند.

٤-٣- تحلیل مؤلفه‌های اصلی

فرض کنید $\underline{X} = (X_1, X_2, ..., X_P)^T$ یک بردار تصادفی با ماتریس کواریانس معین نامنفی $\sum$ و $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq ... \geq \lambda_P \geq 0$ مقادیر ویژه $\sum$ باشد. همچنین $a_1, a_2, ..., a_P$ بردارهای ویژه یکامتعامد به ترتیب متناظر با $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_P$ باشند. متغیرهای $Y_1, Y_2, ..., Y_P$ تعریف شده در زیر را مؤلفه‌های اصلی گویند.

$$Y_1 = a_{11}X_1 + a_{21}X_2 + ... + a_{P1}X_P$$
$$Y_2 = a_{12}X_1 + a_{22}X_2 + ... + a_{P2}X_P$$
$$..$$
$$..$$
$$Y_P = a_{1P}X_1 + a_{2P}X_2 + ... + a_{PP}X_P$$

$\underline{Y} = (Y_1, Y_2, ..., Y_P)^T$، بردار Y_i را مؤلفه اصلی iام گویند. بردار مؤلفه‌های اصلی نام دارد.

از این‌رو در پژوهش حاضر ۳ مؤلفه اصلی در بخش بانکی وجود داشته و همچنین ۲ مؤلفه اصلی در بخش غیربانکی و با توجه به min(p,q) ، ۲ مؤلفه اصلی مد نظر بوده و این مقادیر

ویژه برابر ۰/۷۸ و ۰/۱۱ به‌دست آمده است که نشان می‌دهد اولین همبستگی کانونی بین بخش بانکی و غیربانکی برابر ۰/۸۹ بوده است.

٤-٤-آزمون معناداری

در مورد آزمون معناداری برای همبستگی‌های کانونی نیز می‌توان از آزمون‌های موجود با آماره χ^2 استفاده کرد.

بر ای آزمون برابری ضریب همبستگی با صفر از آزمون کای دو به شرح زیر استفاده می‌شود. ابتدا

$$\Lambda_1 = \prod_{i=1}^{5} \left(1 - r_i^2\right) = 0/19$$

اگر $\Lambda_1 \leq \Lambda_\alpha$ باشد فرض صفر رد می‌شود. بدین معنی که همبستگی وجود دارد. Λ_α مقدار بحرانی ویلکز در سطح معنی α است. با توجه به اینکه مقدار بحرانی به‌دست آمده از جدول در سطح معنی ۵ درصد، ۰/٤۷۳ بوده است؛ بنابراین فرضیه عدم وجود ارتباط معنادار بین بخش بانکی و غیربانکی رد می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

به طورکلی می‌توان اظهار داشت که توسعه مالی یکی از کلیدهای بالقوه دستیابی به رشد بلندمدت اقتصادی است. توسعه مالی درصورتی می‌تواند منجر به رشد اقتصادی شود که بتواند زمینه مناسب جهت تخصیص بهینه منابع را فراهم ساخته و سبب افزایش کارایی سرمایه شود. رشد غیر تورمی بلندمدت اقتصادی، افزایش تولید و اشتغال، نیازمند تجهیز منابع مالی و تخصیص بهینه آن‌ها در اقتصاد ملی است و این مهم با کمک بازارهای مالی سازمان یافته و متشکل و کارآمد که در آن تنوع ابزارهای مالی، ایجاد فضای رقابتی و شفافیت اطلاعات وجود دارد میسر خواهد بود؛ زیرا کارآمدی بازار مالی مستلزم روان سازی معاملات و افزایش نقدینگی و فراهم نمودن شرایط مدیریت ریسک است و این مهم می‌بایست در تدوین سیاست‌های کلان اقتصادی که توسعه مالی را هدف دارد مورد توجه سیاست‌گذاران قرارگیرد. در این رابطه کمیجانی (۱۳۸۷) در پژوهش خود با عنوان توسعه نهادهای مالی در ایران نشان می‌دهد که افزایش سهم بانک‌های غیردولتی در صنعت بانک‌داری، افزایش سهم بخش خصوصی از اعتبارات بانک‌ها، کاهش تمرکز در بخش بانکی و افزایش نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های بخش غیردولتی از جمله عوامل بهبود نسبی توسعه مالی کشور می‌باشد. دادگر و نظری (۱۳۸۷) نیز در پژوهش خود به بررسی و ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران پرداخته‌اند و نتایج تحقیقات آنان نشان می‌دهد که هرگاه به استانداردهای مالی و اقتصادی توجه شده، بهبودی نسبی در توسعه مالی مشاهده می‌شود. افزایش سهم بانک‌های غیردولتی در صنعت بانکداری، افزایش سهم بخش خصوصی از اعتبارات بانک‌ها، کاهش تمرکز در بخش بانکی و افزایش نسبت تسهیلات اعطایی به سپرده‌های بخش غیردولتی را از جمله عوامل بهبود نسبی توسعه مالی در کشور می‌توان ذکر کرد. کرین، گویال، مشفیق و ساب کارشناسان صندوق بین‌المللی پول (۲۰۰۳) در پژوهش خود به ارزیابی توسعه بخش مالی در بیست کشور خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA) پرداخته‌اند و بر اساس داده‌های جمع‌آوری شده برروی طیف گسترده‌ای از شاخص‌های بخش مالی، از جمله نظرسنجی از اقتصاددانان کشورها در صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۰۰ و ۲۰۰۲، به بررسی توسعه مالی در این کشورها پرداختند. و همچنین نشان دادند چند شاخص جدید توسعه مالی فراگیر شامل توسعه بخش پولی و سیاست‌های پولی، بخش بانکی، مقررات و نظارت، باز بودن مالی و کیفیت نهادی باعث تنوع قابل توجهی در درجه‌ای از توسعه مالی در سراسر کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا است. چاین و اتو (۲۰۰٦) در پژوهش خود تحت عنوان چه چیزی برای توسعه مالی مهم است؟ به بررسی کنترل سرمایه، نهادها و فعل و انفعالات در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۸۰ در ۱۰۸ کشور پرداخته‌اند. آن‌ها برای اندازه‌گیری توسعه مالی از نسبت سرمایه سازی بازار سهام به تولید ناخالص داخلی و نسبت کل ارزش سهام مبادله شده به تولید ناخالص داخلی و در نهایت از نسبت کل گردش مالی بازار سهام به تولید ناخالص داخلی استفاده کردند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که بازبودن تجارت پیش‌نیازی برای حساب آزادسازی سرمایه است در صورتی‌که توسعه بخش بانکی پیش شرطی برای توسعه بازار سهام به شمار

می‌رود. ترو (۲۰۰۸) در پژوهش خود تحت عنوان کارایی، عمق و رشد: کاربرد مقداری مالی و تئوری رشد در بریتانیا برای دوره زمانی ۱۹۱۳-۱۸۵۰ برای اندازه‌گیری توسعه مالی از نسبت کل دارایی‌های مؤسسات مالی به تولید ناخالص داخلی استفاده کرد. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که با استفاده از مدل رشد درونزا رابطه بین کارایی و رشد همیشه وجود دارد اما بین کارایی، عمق و رشد ممکن است همیشه رابطه وجود نداشته باشد. حسن و همکاران (۲۰۰۹) در پژوهش خود تحت عنوان توسعه نهادی، عمق مالی و رشد اقتصادی در چین برای دوره زمانی ۲۰۰۲-۱۹۸٦ برای اندازه‌گیری توسعه مالی از نسبت کل وام‌های بانکی به تولید ناخالص داخلی و نسبت بدهی مؤسسات غیرمالی به تولید ناخالص داخلی استفاده نمودند. مهم‌ترین توسعه نهادی برای یک اقتصاد قانونمند بودن اقتصاد بازار، ایجاد حقوق مالکیت امن، رشد بخش خصوصی و آزادسازی نهادهای سیاسی است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که توسعه بازارهای مالی، محیط قانونی، آگاهی ازحقوق مالکیت و کثرت گرایی سیاسی با رشد ارتباط قوی دارد.

در حالی که پژوهش حاضر با توجه به چند وجهی بودن و گسترده بودن مفهوم توسعه مالی که علاوه بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بخش مالی غیربانکی، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، بازبودن بخش مالی و محیط نهادی و ... را در بر می‌گیرد، به بررسی شاخص‌های توسعه مالی بخش بانکی، بخش غیربانکی و ارتباط میان این دو متغیر در ایران طی سال‌های ۱۳۷۹ الی ۱۳۸۹ پرداخته است و نتایج نشان می‌دهد: که در بخش غیربانکی کلیه متغیرهای مستقل به طور مستقیم با متغیر نامشهود بخش غیربانکی رابطه معنادار دارند یعنی همه روابط مستقیم آن‌ها برقراراست. و همچنین در بخش بانکی متغیر ارزش افزوده خدمات مؤسسات پولی و مالی، کارایی شبکه بانکی، سهم بخش غیردولتی در بانک‌داری، سهم بخش غیردولتی از تسهیلات بانکی و نسبت دارایی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به دارایی سیستم بانکی به طور مستقیم و حاشیه سود بانکی و درجه تمرکز بانک‌ها به طور غیرمستقیم با متغیر نامشهود بخش بانکی رابطه معنادار دارند یعنی همه روابط مستقیم و غیرمستقیم آن‌ها برقرار است و همبستگی کانونی بین بخش بانکی و غیربانکی برابر ۰/۸۹ بوده است.

پیشنهاداتی که در این رابطه می‌توان مطرح کرد:

یکی از عواملی که باعث گسترش توسعه مالی در اقتصاد ایران می‌شود، خصوصی سازی نظام بانکی و بیمه‌ای است. بانک‌داری بر مبنای مالکیت و مدیریت دولتی همانند سایر فعالیت‌های اقتصادی دولتی از کارایی و بهره‌وری پایینی برخوردار است. لذا پیشنهاد می‌گردد زمینه خصوصی سازی بانک‌های دولتی فراهم شود. دیگر آنکه رشد اقتصادی بالا می‌تواند نقش اساسی در توسعه بخش مالی داشته باشد، لذا به‌کارگیری سیاست‌هایی که منجر به رشد اقتصادی بالاتر و البته باثبات‌تر می‌شود، از الزامات توسعه بخش مالی در ایران است. سوم آنکه به منظور افزایش توسعه بخش مالی، باید سیاست‌های اقتصاد کلان احتیاط آمیزی را به‌کار برد که این سیاست‌ها شامل هدف‌گذاری کسری بودجه و تورم اندک و اصلاحات ساختاری می‌شود که سبب کاهش مداخلهٔ دولت در تخصیص اعتبارات و تقویت کیفیت نهادها می‌گردد. استفاده از این معیارها، سبب توسعهٔ مالی و تشویق سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی خواهد بود. استقلال بانک مرکزی و اجازه به خارجیان در ورود به بازار اوراق بهادار ایران برای انجام معاملات در زمره سیاست‌های مرتبط می‌باشد. سازگار سازی استراتژی‌های قضایی و سیاسی با توسعه اقتصادی و یا ایجاد بسترهای نهادی لازم از دیگر اقداماتی است که می‌تواند کارآیی شاخص‌های مالی در ایران را افزایش دهد.

منابع

اخباری، محمد (۱۳۸۵)، "مروری بر وضعیت ژرفای (عمق) مالی ایران"، *فصلنامه روند*، شماره ٤، ۱۹۸- ۱۵۵.

بازرگان، عباس (۱۳۷۷)، "روش‌های تحقیق در علوم رفتاری"، تهران: انتشارات آگاه.

تهرانی، رضا؛ محمدی، محسن و رحیمی، امیرمحمد (۱۳۸۸)، "نظام سنجش اعتبار و جایگاه آن در بهبود نظام تأمین مالی"، *مجموعه مقالات کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تأمین مالی در ایران*.

جابری خسروشاهی، نسیم؛ محمدوند ناهیدی، محمد رضا و نوروزی، داود (۱۳۹۱)، "تأثیر توسعه مالی بر نابرابری درآمد در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ٦، ۲۰۸-۱۷۳.

دادگر، یدالله و نظری، روح‌الله (۱۳۸۷)، "ارزیابی شاخص‌های توسعه مالی در ایران"، *مقاله ارائه شده در اولین کنفرانس بین‌المللی توسعه نظام تامین مالی در ایران*.

سحابی، بهرام؛ اعتصامی، منصور و امین‌پور، خالد (۱۳۹۲)، "بررسی اثر حکمرانی خوب و اندازه دولت بر توسعه مالی در کشورهای منتخب"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۱۸-۱۰۵.

سیدنورانی، سید محمدرضا؛ امیری، حسین و محمدیان، عادل (۱۳۹۱)، "رابطه علیت بین سرمایه بانک و سود آوری؛ با تأکید بر جنبه نظارتی ساختار سرمایه"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ٦، ٤٤-۱۱.

شهبازی، کیومرث و سعیدپور، لسیان (۱۳۹۲)، "تأثیر آستانه‌ای توسعه مالی بر رشد اقتصادی در کشورهای D-8"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۳۸-۲۱.

صاحب‌هنر، حامد؛ چشمی، علی و فلاحی، محمدعلی (۱۳۹۲)، "بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصاد ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ٥٦-٤۱.

کمیجانی، اکبر (۱۳۸۷)، "توسعه نهادهای مالی در ایران"، *مقاله ارائه شده در نوزدهمین همایش بانکداری اسلامی*.

میرزایی اهرنجانی، حسن (۱۳۷۱)، "پژوهش‌های کاربردی"، *دانش مدیریت*، شماره ۱۷، ۱۱-۵.

Ang, J. B. and Mckibbin, W. J. (2007), "Financial Liberalization, Financial Sector Development and Growth: Evidence from Malaysia", *Journal of Development Economics*, 84, pp. 215-233.

Chinn, M. D. and Ito, H. (2006), "What matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions", *Journal of Development Economics*, 81, pp. 163-192.

Coricelli, F. and Roland, I. (2008), ""Finance and Growth: When Does Credit Really Matter", *CEPR Discussion Papers 6885*, C.E.P.R. Discussion Papers.

Dadgar, Y. and Nazari, R. (2008), "Evaluation of Indicators of Financial Development in Iran", *Paper Presented at the International Conferrence on Finance System Development in Iran*.

Douglas, H. B. and Jongwanich, J. (2011), "Cross-Border Mergers and Acquisitions and Financial Development: Evidence from Emerging Asia", *Asian Development Bank Economics Working Paper Series*, No. 249.

Federici, D. and Caprioli, F. (2008), "Financial Development and Growth: An Empirical Analysis", *Economic Modeling*, 10, pp. 12-23.

Goyal, R., Mobarak, M. A., Creane, S. and Sab, R. (2004), "Financial Sector Development in the Middle East and North Africa", *IMF Working Papers*, No. 04-201.

Hassan, I., Wachtel, P. and Zhou, M. (2009), "Institutional Development, Financial Deepening and Economic Growth: Evidence from China", *Journal of Banking and Finance*, 33, pp. 157-170.

Hooman, H. (2002), "Statistical Inference in Social Sciences", Tehran: Parsa Publishing Co.

Khan, M. S., Senhadji, A. and Smith, B. (2006), "Inflation and Financial Depth", *Macroeconomic Dynamics*, 10, pp. 165-182.

Lynch, D. (1996), "Measuring Financial Sector Development: A Study of Selected Asia-Pacific Countries", *The Developing Economies*, 34 (1), pp. 1–27.

Mirzaiee Ahranjani, H. (1992), "Applied Research", *Knowledge of Management*, 17, pp. 5-11.

Trew, A. (2008), "Efficiency, Depth and Growth: Quantitative Implications of Finance and Growth Theory", *Journal of Macroeconomics*, 30, pp. 1550-1568.

بررسی اثر شاخص دانش بنیانی اقتصاد بر رابطه درک فساد مالی و رشد

(رهیافت داده‌های تابلویی پویا)

The Effect of Knowledge-Based Economy Index on the Relationship between Fiscal Corruption Perception and Economic Growth (Dynamic Panel Data Approach)

Sohrab Delangizan, Mohammad Sharif Karimi **, Zeinab Khalvandi ****

سهراب دل‌انگیزان*، محمد شریف کریمی**، زینب خالوندی***

Received: 11/Nov/2013 Accepted: 9/Apr/2014

دریافت: ۱۳۹۲/۸/۲۶ پذیرش: ۱۳۹۳/۱/۲۰

Abstract:

Financial corruption affects on economy's health via different channels which the most important channel is distortions in the allocation of resources. On the other hand, the level of knowledge-based economy also can affect on behaviour of factors of production. An important question is whether the level of knowledge-based economy can affect the relationship between corruption and economic growth? This study investigates the effect of financial corruption on economic growth for 138 countries over the period 2000 - 2011 by using the consolidated corruption perception indicator, the level of knowledge based economy indicator and economic growth and a dynamic panel model which called Generalized method of moments (GMM). The results of classification of countries show that, in the groups with high knowledge-based economy indicator, control of financial corruption has positive impact on economic growth but in the groups with moderate knowledge-based economy indicator, control of corruption, has negative impact on economic growth. Also, the results show that in the first group of countries, stability of corruption control policies has a positive impact on economic growth but in the second group of countries, it has a negative effect.

Keywords: Corruption, Economic Growth, Knowledge-Based Economy, Dynamic Panel Data, GMM.
JEL: D80, O40, D73.

چکیده:

فساد مالی سلامت اقتصادی را، از کانال‌های متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌دهد. مهم‌ترین آن‌ها از ناحیهٔ انحراف در تخصیص منابع است. از سویی سطح دانش‌بنیانی اقتصاد می‌تواند رفتار عوامل تولید را تحت تأثیر قرار دهد. سؤال این است که آیا سطح دانش‌بنیانی یک اقتصاد می‌تواند رابطهٔ فساد و رشد را تحت تأثیر قرار دهد؟ مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های تلفیقی شاخص درک فساد مالی، شاخص نشان‌دهندهٔ سطح دانش‌بنیانی اقتصاد و نرخ رشد اقتصادی، تأثیر فساد مالی بر رشد اقتصادی را در قالب یک مدل پانل دیتای پویا به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، در نمونهٔ ۱۳۸تایی از کشورهای جهان و در دورهٔ زمانی ۲۰۱۱- ۲۰۰۰ بررسی نموده است. نتایج در رابطه با دسته‌بندی کشورها نشان می‌دهد که در گروه‌های با اقتصاد دانش‌بنیان بالا، کنترل فساد مالی آثار مثبتی را بر رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد اما در گروه‌های با اقتصاد دانش‌بنیان متوسط، کنترل فساد مالی باعث ایجاد محدودیت‌هایی شده و باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین نتایج توسط متغیر پایداری در سیاست‌های کنترل فساد نیز قابل مشاهده است طوری‌که در گروه‌های اول، پایداری در سیاست‌های کنترل فساد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته اما در گروه‌های دوم این پایداری به زیان رشد اقتصادی بوده و باعث کاهش آن شده است.

کلمات کلیدی: فساد اداری، رشد اقتصادی، اقتصاد دانش بنیان، پانل دیتای پویا، GMM.
طبقه‌بندی JEL: D80، O40، D73.

* Assistant Professor of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran, (Corresponding Author).
** Assistant Professor of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.
*** M.A. in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه (نویسنده مسئول)
Email: delangizan@razi.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
Email: sharifkarimi@yahoo.com
*** کارشناس ارشد علوم اقتصادی، گروه اقتصاد دانشگاه رازی کرمانشاه
Email: zeinab_khalvandi@yahoo.com

۱. مقدمه

اخیراً رابطهٔ منفی بین توسعه و سطح فساد، مورد توجه جدّی سازمانی‌هایی نظیر بانک جهانی و صندوق بین‌المللی پول قرار گرفته است. در رابطه با تعریف فساد می‌توان عنوان داشت: فساد شامل اقدامات نفع‌طلبانهٔ سیاست‌مداران، تجّار، و مستخدمان دولتی است که به طریق ناشایست و غیرقانونی و با سوءاستفاده از مقام/ شغل صورت می‌گیرد. به گزارش سازمان شفافیت بین‌المللی[1] (۱۹۹۷) فساد اداری دارای دو بعد است:

۱. در بعد اول، مقام دولتی در ارائهٔ خدمات یا عقد قراردادها، منافع شخصی کسب می‌کند.

۲. در بعد دوم، برای دریافت خدماتی که ارائه آن قانونی نیست، رشوه‌ای پرداخت می‌شود.

در هر دو بعد، فساد در تمامی سطوح بخش دولتی یا خصوصی اتفاق می‌افتد و دامنهٔ آن می‌تواند از فساد سطح بالا (تأثیرگذاری بر خط مشی ملی/ بین‌المللی) تا انواع مختلف سطح پایین گسترش داشته باشد. تعریف کارکردی فساد مالی از نظر بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول و مراجع دیگر سوءاستفاده از قدرت دولتی برای کسب منافع شخصی است (رهبر و همکاران، ۱۳۸۱: ۳۵).

از نیمه دوم قرن بیستم تئوری‌های مختلفی در ادبیات اقتصاد رشد برای تبیین تفاوت‌های موجود در رشد شکل گرفت. در این تئوری‌ها از انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی، رشد و ارتقای بهره‌وری و سرمایه‌گذاری در تحقیق و توسعه به عنوان عوامل اصلی نام برده می‌شود. اما این تئوری‌ها در تبیین تفاوت کشورها در رشد ناتوان بودند. از جمله متغیرهای دیگری که در چند دههٔ اخیر به عنوان یکی دیگر از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی عنوان شده است، فساد مالی و اقتصادی است. مطالعات بسیاری در رابطه با فساد مالی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی صورت گرفته که برخی به تأثیر منفی آن و تعدادی نیز بر تأثیر مثبت آن صحه گذاشته‌اند. به نظر می‌رسد که فساد مالی تأثیرات متفاوتی بر رشد اقتصادی کشورها می‌گذارد؛ بنابراین در این زمینهٔ تحقیقاتی هنوز پرسش‌هایی مطرح است که این پژوهش سعی در پاسخ به آن‌ها دارد.

کشورهای مختلف جهان در تلاش هستند تا وضعیت دانش در اقتصاد خود را ارزیابی کنند و با شناسایی نقاط ضعف و قوت خود در این زمینه و تقویت نقاط قوت و بهبود نقاط ضعف با سرعت بیشتری به سمت رشد و توسعه اقتصادی گام بردارند؛ بنابراین با توجه به این موضوع، بانک جهانی برای کمک به این کشورها در زمینه شناسایی نقاط قوت و ضعف خود طی برنامه دانش برای توسعه، چارچوب اقتصاد دانشی را بر مبانی چهار محور تحصیلات و آموزش، سیستم نوآوری، زیرساختارهای اطلاعاتی و رژیم نهادی و محرک اقتصادی مساعد تعریف کرده و بیان کرده است که سرمایه‌گذاری مداوم در این محورها منجر به حضور دانش و استفاده مؤثر آن در تولید اقتصادی می‌شود. این مسئله در نهایت منجر به افزایش نرخ رشد بهره‌وری کل عوامل تولید و در پی آن رشد و توسعه اقتصادی پایدار می‌شود. لازم به ذکر است که بانک جهانی در برنامه دانش برای توسعه، مدلی را تحت عنوان متدولوژی ارزیابی دانش برای شناسایی نقاط قوت و ضعف کشورها در راستای حرکت به سمت اقتصاد دانشی طراحی کرده است که هر ساله آن را به روز می‌کند. براساس گزارش سال ۲۰۰۹ این متدولوژی در برگیرنده ۱۰۹ متغیر ساختاری و کیفی برای ۱۴۹ کشور است که بیشتر از نیمی از کشورها، عضو سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی هستند. طی چند دههٔ اخیر کشورها به لحاظ سطح اقتصاد دانشی و در حوزهٔ اقتصاد دانش بنیان به‌طور چشمگیری متفاوت شده‌اند به‌طوری که برخی کشورها سعی کرده‌اند تا با بهبود شرایط، رتبه خود را ارتقا دهند، مانند عربستان سعودی که ارتقای ۲۶+ را از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ تجربه کرده است اما برخی کشورها در این راستا موفق نبوده‌اند که به عنوان مثال می‌توان بولیویا را با ۲۹- نام برد. بدین منظور در این مطالعه سعی شده است تا از دیدگاه دیگری به مسئلهٔ فساد مالی و رشد اقتصادی پرداخته شود.

این مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش نخست مبانی نظری مرتبط با موضوع تحقیق ارائه خواهد شد و به پشتوانه این ادبیات نظری محقق استنتاج خود را به اجمال بیان خواهد کرد. پس از آنکه در بخش دوم مروری بر مطالعات تجربی انجام گرفت، در بخش سوم اقدام به پی‌ریزی مدلی

1. Trancparency International (1997)

خواهیم کرد که استنتاج تئوریک ما را با توجه به نمونه مورد بررسی آزمون نماید. تجزیه و تحلیل نتایج مدل و پیشنهادات به ترتیب در بخش چهارم و پنجم ارائه خواهد گردید.

۲. مبانی نظری

تولیدات انسان‌ها حداقل دو گروه تولیدات بازاری و غیربازاری را در بر می‌گیرد. تولیدات بازاری آن دسته از کالاها و خدماتی هستند که در بازار برای آن‌ها پرداخت‌های پولی وجود دارد، ولی برای تولیدات غیربازاری پرداختی صورت نمی‌گیرد و نیز برای رد و بدل کردن و یا فروش تولیدات غیربازاری، بازار خاصی وجود ندارد. لذا قیمت آن‌ها به صورت بازاری شکل نمی‌گیرد، این موضوع باعث می‌شود تا بسیاری از این نوع محصولات سیستم اداری انسانی به موجب ماهیت سیستم اداری که تولید مقررات است، تولید شود ولی چون در یک بازار خاص مورد ارزش‌گذاری و تقاضاسنجی قرار نمی‌گیرند، مفید یا زیان بخش بودن آن‌ها مشخص نمی‌گردد. این باعث می‌شود که به جای استفاده از فرآیند کارای بازار در تشخیص خوب یا بد بودن هر رویه اداری، از روش آزمون و خطا برای تشخیص استفاده شود. این فرایند طولانی و پرهزینه است. فساد اداری پاسخی به این موضوع است؛ عموماً کسانی که رشوه می‌پردازند به نوعی دارند قوانین را دور می‌زنند. در این حوزه می‌توان نتایج نظری زیر را ارائه نمود:

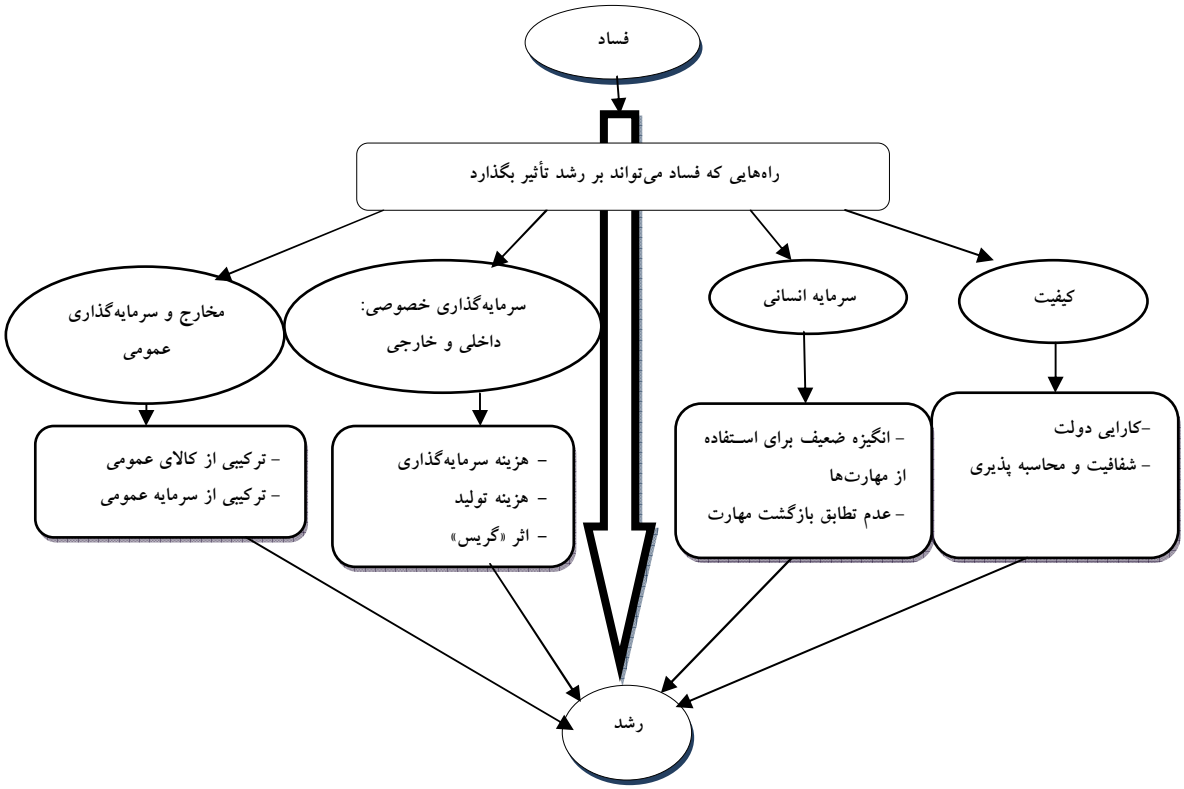
۱. فساد از رابطهٔ مخفی بین گروه‌های خاص از مردم و دولتی‌ها خبر می‌دهد که کمتر آن آشکار و بیشتر آن مخفی است. لذا اطلاعات از وجود زمینه رانتی یا فساد محدود و مخفی است. این موضوع باعث عدم تقارن اطلاعات بین جامعه و گروه فساد شده است. وجود این عدم تقارن باعث ایجاد رانت و فرصت بهره‌برداری خواهد شد.

۲. وجود فساد از یک سو باعث می‌شود که بخش‌هایی از جامعه به عنوان مجریان قانون برای همه مردم قوانین را سخت‌گیرانه‌تر نمایند و برای گروه‌هایی که بخواهند پرداخت رشوه داشته باشند این سخت‌گیری را کمی کاهش دهند یا کنار بگذارند. در چنین شرایطی، رشوه‌دهندگان با پرداخت مبلغی (هزینه گشایش) باعث ایجاد گشایش در کار خود می‌شوند و از منافع آن بهره می‌برند، در این شرایط اولاً همیشه منافع گشایش بزرگ‌تر از هزینه‌های گشایش است و ثانیاً فعالیت‌های اقتصادی انجام خواهند شد و تعلل در تصمیم‌گیری کاهش می‌یابد و ثالثاً جامعه از مرجع و سرریز این گشایش نفسی می‌کشد. در این نوع جوامع وجود اولیه قوانین سخت‌گیرانه و مقررات دست و پاگیر دولتی باعث کاهش تولید ناخالص ملی و تأخیر در تصمیم‌گیری شده است و لذا GNP به این علت کم است و از سوی دیگر وجود امکان پرداخت رشوه باعث بهبود شرایط فعالیت و بالا رفتن GNP می‌شود.

۳. در کشورهایی که فضای کسب و کار آن‌ها روان و مقررات دست و پاگیر ندارند، وجود اطلاعات یا مجوزهای خاص برای تجارت (مثل مجوز تجارت اسلحه، محصولات استراتژیک، اتمی و یا مناقصه‌های بزرگ دولتی) است که فسادآور است. در این جوامع فساد به معنی پرداختن وجهی (هزینه اطلاع‌یابی) به منظور اخذ اطلاع از موضوع در زمان مناسب به منظور بهره‌برداری صحیح از فرصت به‌دست آمده (منافع اطلاع‌یابی) است. در این شرایط چون رقابت کامل برقرار است، اگر همه پیمانکاران از این موضوع مطلع باشند با هم رقابت می‌کنند و سطح علمی و عملی جامعه را با رقابت و نوآوری و ایجاد مزیت رقابتی بالا می‌برند و منافع اجتماعی را به حداکثر خواهند رسانید. ولی اگر رانت اطلاعاتی باشد این رقابت شکل نمی‌گیرد و هزینه‌های ناشی از شکل‌گیری انحصاری به وجود می‌آید. در این شرایط وجود رشوه باعث کاهش رقابت و افزایش هزینه‌های ملی و GNP خواهد شد.

٤. در جامعهٔ شماره ۳، نااطمینانی به تصمیمات و سرمایه‌گذاری در اثر رشوه افزایش و لذا تصمیمات با تأخیر انجام شده و GNP را کاهش خواهد داد.

لذا می‌توان گفت اثرات رشوه در کشورهای متفاوت بستگی به مقررات فضای کسب و کار در حوزه دولت دارد. چون در جهان کشورهای متفاوتی در این بخش‌ها با مقررات متفاوتی وجود دارند، انتظار می‌رود که اثرات رشوه و فساد اداری روی رشد اقتصادی کشورهای مختلف، متفاوت باشد.



شکل (۱): مدل مفهومی تحقیق

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۲-۱- رابطه فساد- رشد: مکانیزم‌های علّی

مکانیزم‌های علّی و کانال‌های انتقال در رابطهٔ فساد-رشد که توسط شکل بالا نمایش داده شده است:

I. یکی از کانال‌هایی که فساد می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد، سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی و خارجی است. اثر سرمایه‌گذاری القایی (تشویقی) فساد بر رشد ممکن است به عنوان یکی از نتایج زیر اتفاق بیفتد:

۱) افزایش هزینهٔ سرمایه‌گذاری (بنابراین سرمایه‌گذاری کمتر)

۲) اجازهٔ سرمایه‌گذاری سریع‌تر (بنابراین سرمایه‌گذاری بیشتر)

۳) افزایش غیرمستقیم هزینهٔ تولید

٤) عدم اطمینان بیشتر دربارهٔ بازگشت بازدهٔ سرمایه‌گذاری

II. همچنین فساد ممکن است از طریق مخارج سرمایه‌گذاری عمومی بر رشد تأثیر بگذارد. این اثر ممکن است ناشی از انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری عمومی ناسازگار یا تورش‌دار در تخصیص سرمایه (وجوه) عمومی به طرف پروژه‌های بزرگ و سرمایه‌بر باشد. در این نمونه از انتخاب‌های ناسازگار، ممکن است پروژه‌های با بازگشت سیاسی بالاتر به هزینهٔ پروژه‌های با بازگشت اجتماعی و اقتصادی بالاتر انتخاب شوند (که این نتیجه‌ای از ناکارآمدی و اثر رشد پایین‌تر (یا شاید منفی) است). در این نمونه از تخصیص منابع تورش‌دار، فساد ممکن است به سطح‌های بالای غیرقابل تحمل از مالیه (دارایی) سرمایه‌گذاری عمومی هدایت شود که باعث افزایش هزینه‌ها در اثر قرض گرفتن عمومی می‌شود (که این نتیجه‌ای از افزایش تغییرپذیری و نرخ رشد کمتر در بلند مدت است). فساد ترکیب مخارج دولت را توسط سیاست‌مداران فاسد به سمت فرصت‌های سودآورتر برای تأمین اهداف شخصی تغییر می‌دهد. در این زمینه می‌توان به پروژه‌های فیل سفید[1] که از لحاظ اقتصادی چندان سودمند نیستند اما برای شخصیت‌های سیاسی قدرتمند دارای منفعت زیادی می‌باشند اشاره کرد. فساد به صورت رشوه در تدارکات کالاها و خدمات توسط دولت ظاهر می‌شود. این معضل با ساختار بازار ارتباط دارد و در بازارهای کمتر رقابتی گسترده‌تر می‌باشد (مائورو[2]، ۱۹۹۸: ۲٦۹).

1. White Elephant
2. Mauro (1998)

III. کانال سومی که فساد می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد، سرمایه‌گذاری خصوصی در سرمایهٔ انسانی است که توسط وضعیت سال‌های آموزش یا وضعیت آموزشی اندازه‌گیری می‌شود. بنابراین فساد ممکن است رشد را از طریق انگیزه برای سرمایه‌گذاری در سرمایهٔ انسانی کاهش دهد. فساد به اشکالی چون رانت‌جویی، برای رشد اقتصادی به شدت زیان‌بار است زیرا انگیزه نخبگان جامعه را برای ابداع و نوآوری کاهش داده و با هدایت آن‌ها به سوی فعالیت‌های رانت جویانه و توزیعی، جامعه را از ظرفیت‌های خود محروم می‌کند.

IV. گری بکر[1] برندهٔ جایزهٔ نوبل اقتصاد، دولت را ریشهٔ فساد می‌داند و معتقد است که تنها با حذف دولت می‌توان فساد را ریشه‌کن کرد، اما با نگاهی به وضعیت کشورهای کانادا، دانمارک، فنلاند، سوئد، هلند با شفافیت بالا ملاحظه می‌شود که دولت از اندازهٔ بزرگتری برخوردار است (تانزی[2]، ۱۹۹۸: ۵۶۲). لذا نحوهٔ عملکرد و چگونگی فعالیت‌های دولتی است که بسیار حائز اهمیت است نه صرفاً حضور دولت.

در خصوص ارتباط میان فساد مالی و رشد اقتصادی هرگز نمی‌توان با قطعیت حکم واحدی صادر کرد. زیرا در کیفیت این ارتباط عوامل متعددی دخیل هستند که گاه به‌عنوان منشأ ایجاد فساد مالی و گاه به عنوان نتیجه فساد مالی مطرح شده‌اند.

۲-۲- چارچوب اقتصاد دانشی

یک اقتصاد با خلق و کاربرد مداوم دانش در مرکز فرآیند توسعه اقتصادی، تبدیل به اقتصاد دانشی می‌شود. به عبارت دیگر اقتصاد دانشی، اقتصادی است که دانش را به عنوان موتور کلیدی رشد اقتصاد به کار می‌گیرد. علاوه بر این، اقتصاد دانشی به اقتصادی گفته می‌شود که در آن به منظور توسعه اقتصادی، دانش خلق، اکتساب و انتشار می‌یابد.

طرح مناسب برای تبدیل شدن به یک اقتصاد دانشی موفق، عموماً در برگیرنده عناصری از قبیل سرمایه‌گذاری بلندمدت در آموزش، دارا بودن محیط اقتصادی مساعد برای مبادلات بازار و... است. این عناصر که با هم چارچوب اقتصاد دانشی را شکل می‌دهند به وسیله بانک جهانی محورهای اقتصاد دانشی نامگذاری شده‌اند که جزئیات آن‌ها در ادامه تشریح شده است.

۲-۲-۱- محورهای اقتصاد دانشی

۲-۲-۱-۱- نیروی کار تحصیل‌کرده و دارای مهارت:

افراد با تحصیلات بالا و ماهر برای خلق، اکتساب، انتشار و استفاده کارآمد دانش که باعث افزایش بهره‌وری کل عوامل و در نتیجه رشد اقتصادی می‌شود، ضرورت دارند. از یک طرف تحصیلات ابتدایی برای افزایش ظرفیت یادگیری افراد و استفاده از اطلاعات لازم است. از طرف دیگر، تحصیلات فنی در سطح دبیرستان و نیز تحصیلات بالاتر در حوزه مهندسی و علوم برای نوآوری فن‌آورانه لازم و ضروری هستند. لازم به ذکر است که خلق دانش جدید و انطباق آن با یک محیط ویژه اقتصادی، به طور کلی به سطوح بالای آموزش و تحقیقات وابسته است. از این رو چنین آموزش‌هایی به منظور پایش روندهای فن‌آورانه، ارزیابی آنچه که به بنگاه یا اقتصاد مربوط است و مونتاژ فن‌آوری‌های جدید لازم است. به علاوه هر چه سطح تحصیلات افراد یک جامعه بالا باشد گرایش آن‌ها به پیشرفت در زمینه فن‌آوری افزایش خواهد یافت. این مسئله خود باعث ایجاد حساسیت تقاضای داخلی برای کالاهای پیشرفته و با کیفیت بالا می‌شود که به نوبه خود، بنگاه‌های داخلی را تشویق به نوآوری و طراحی کالاهای پیشرفته‌تر، چه از نظر فنی و چه از نظر فرآیندهای تولیدی می‌کند.

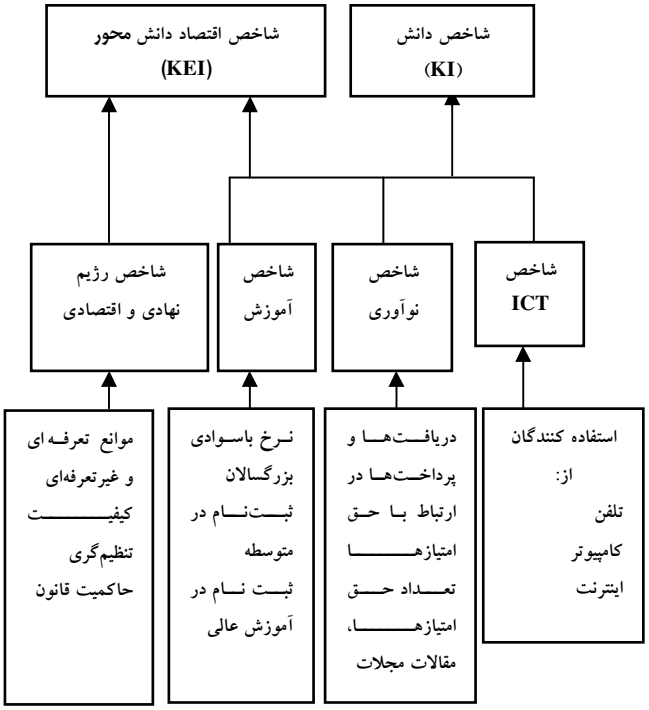
۲-۲-۱-۲- سیستم نوآوری کارآمد

یک سیستم نوآوری به شبکه‌ای از نهادها، قوانین و رویه‌ها اشاره دارد که به نوعی بر فرآیند اکتساب، خلق، انتشار و استفاده از دانش تأثیر می‌گذارند. نهادها در یک سیستم نوآوری شامل دانشگاه‌ها، مراکز تحقیقاتی خصوصی و دولتی و کانون‌های تفکر سیاسی است. علاوه بر این سازمان‌های دولتی و غیردولتی نیز تا اندازه‌ای که آن‌ها نیز دانش جدید خلق کنند، بخشی از سیستم نوآوری محسوب می‌شوند. محور سیستم نوآوری نیز در برگیرنده یک خوشه است.

1. Becker
2. Tanzi (1998)

۲-۲-۱-۳- زیرساخت‌های اطلاعاتی مناسب (ICT):

زیرساخت‌های فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات در یک اقتصاد به در دسترس بودن، قابلیت اتکا و کارآ بودن کامپیوترها، تلفن‌ها و دستگاه‌های تلویزیون، رادیو و شبکه‌های مختلفی که آن‌ها را به هم متصل می‌کنند، اشاره دارد. بانک جهانی، فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات را به عنوان مجموعه‌ای از سخت‌افزارها، نرم‌افزارها، شبکه‌ها و رسانه‌ها برای جمع‌آوری، ذخیره، پردازش، انتقال و ارائه اطلاعات به شکل صدا، داده، متن و عکس تعریف کرده است. می‌توان گفت که فن‌آوری اطلاعات و ارتباطات ستون فقرات اقتصاد دانشی است و در سال‌های اخیر به عنوان ابزاری برای ارتقای رشد اقتصادی و توسعه پایدار شناخته شده است.



شکل (۲): نمودار اجزای شاخص اقتصاد دانش محور

ماخذ: بانک جهانی

۲-۲-۱-٤- رژیم نهادی و اقتصادی مساعد

آخرین محور چارچوب اقتصاد دانشی، رژیم اقتصادی و نهادی کشور است. رژیم اقتصادی و نهادی یک کشور باید به گونه‌ای باشد که کارگزاران اقتصادی را به استفاده و خلق کارآمد دانش تشویق کند؛ بنابراین، این رژیم اقتصادی و نهادی باید دارای سیاست‌های اقتصادی، رقابتی و مقرراتی شفاف که به خوبی طراحی شده، باشد. یک رژیم اقتصادی مساعد برای تقویت رقابت باید دارای محیط کاملاً آزاد برای مبادلات بین‌المللی بوده و همچنین عاری از هرگونه سیاست‌های حمایتی باشد تا در نهایت منجر به تشویق کارآفرینی شود. در این رژیم هزینه‌های دولتی و کسری بودجه باید قابل تحمل بوده و تورم هم باید کم و با ثبات باشد. سیستم مالی در این رژیم باید به گونه‌ای باشد که امکان اختصاص منابع مالی به فرصت‌های سرمایه‌گذاری مناسب وجود داشته باشد. محور رژیم نهادی و اقتصادی مساعد نیز خود دارای ۲ خوشه است که عبارتند از رژیم اقتصادی و حکومت.

۲-۳- ارتباط محورهای شاخص اقتصاد دانشی و فساد مالی

۲-۳-۱-آموزش

علی‌رغم آرمان‌های متصور، در برخی از جوامع، بخش آموزش با مشکلاتی چون محدودیت‌های مالی؛ مدیریت ضعیف؛ کارایی کم؛ اتلاف منابع؛ کیفیت پایین خدمات و مواردی از این قبیل دست و پنجه نرم می‌کند. این چالش‌ها سبب شده است که برخی از افراد، برای جبران مافات، دست به دامان فساد شده و ارزش‌های اخلاقی، اعتبار آموزش و اهمیت تربیت فرزندان جامعه را به ورطهٔ فراموشی بسپارند. در عین حال، آموزش و پرورش یک بخش خاص بوده و نقش محوری در پیشگیری از بروز و گسترش فساد دارد. فساد در نظام آموزش، یک پدیده جهانی بوده و معانی زیادی از آن در میان صاحب‌نظران وجود دارد که عمدتاً حول تخطی از قوانین آموزشی و هنجارهای علمی و اخلاقی می‌چرخد. برای مثال، سید و بروس[1] فساد در نظام آموزشی را هرگونه "انجام یا عدم انجام" غیرقانونی می‌دانند که مستلزم استفاده از قدرت آموزشی برای منفعت شخصی، گروهی یا سازمانی است. هالاک و پویسون[2] (۲۰۰۲) فساد در بخش آموزش را استفاده "عادت گونه" از اداره دولتی یا عمومی برای منفعت شخصی که تأثیر قابل توجهی را بر قابلیت دسترسی و کیفیت خدمات آموزش و در نتیجه بر انصاف و برابری دارد، تعریف کرده‌اند. این تعریف دارای سه عنصر است: اولاً مبتنی بر تعریف معمول و عام فساد در بخش

1. Sayed and Bruce (1998)
2. Hallack and Poisson (2002)

دولتی است؛ دوماً دامنه رفتارهای تحت موشکافی و بررسی را به رفتارهای مرتباً مشاهده شده (که مستقیماً از کژکارکردهای سیستم نشأت می‌گیرند) محدود می‌سازد (در واقع، این تعریف به رفتارهای منبعث از نگرش شخصی درباره انجام رفتارها کاری ندارد)؛ سوماً میان آن رفتارها و اثرات آن‌ها بر سیستم (مثلاً کاهش منابع موجود، کاهش کیفیت، و توزیع نابرابر) ارتباط ایجاد می‌کند. فساد در نظام آموزش سبب بی‌اعتمادی مردم شده؛ کیفیت آموزش را بدتر از گذشته نموده؛ افراد نالایقی را برای آینده پرورش داده و ارزش‌های تحریف شده را به دانش‌آموزان و دانشجویان می‌آموزد. از طرفی، فساد با تخریب روح نخبه‌گرایی، سبب بی‌اعتمادی کارفرمایان و عموم مردم به دانش و توان فراگیران می‌گردد.

۲-۳-۲-سیستم نوآوری

می‌توان گفت که یک سیستم نوآوری کارآمد، سیستمی است که محیط مساعد و حمایتی برای تحقیق و توسعه فراهم می‌کند و در نهایت منجر به خلق کالاها، فرآیندها و دانش جدید می‌شود؛ بنابراین، این سیستم منبع عمده پیشرفت فنی است. مطالعات نشان‌دهنده اثر مثبت نوآوری و خلق دانش فنی بر کاهش فساد مالی است.

۲-۳-۳-رژیم نهادی و اقتصادی

اگر افراد به راحتی بتوانند مجوزهای لازم برای انجام کارهای اقتصادی خود را بگیرند، در شرایط رقابتی قرار داشته باشند و دولت مکانیسم بازار را مختل نکرده باشد، فساد مالی تا حد زیادی کاهش می‌یابد. عدم نیاز به ارتباط با کارمندان دولتی برای انجام کارها و یا فقدان قوانین و مقررات سخت‌گیرانه سبب کاهش رشوه و تبعیض‌گرایی می‌گردد. تانزی معتقد است که در بسیاری موارد مقررات باعث ایجاد فساد مالی می‌گردد. فساد مالی در جایی که محدودیت و مداخله دولت سبب ایجاد یک سود نامعقول می‌گردد، افزایش می‌یابد و همچنین ایجاد قدرت انحصاری برای کارمندان دولتی به منظور دادن مجوزهای مختلف به بخش خصوصی سبب می‌شود این کارمندان به آسانی از صدور مجوز امتناع کرده یا مدت زیادی کارفرمایان را معطل نگهدارند و تقاضای رشوه کنند. رز آکرمن معتقد است به هر مأموری منطقه نفوذ به طور مشخص تعریف شده‌ای را که در کنترل انحصاری او باشد، نباید داد بلکه باید حوزهٔ اختیارات او را رقابتی کرد. چنانچه اگر کار ارباب رجوع توسط مأموری به خوبی انجام نشد، بتواند به مأمور دیگری رجوع کند. زمانی که تبانی مأمورین دولتی مشکل باشد، رقابت می‌تواند سطح رشوه را به صفر برساند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۵: ۹٤).

محدودیت آزادی اقتصادی در زمینهٔ امور مالیاتی و گمرکی و نرخ‌های مالیاتی بیش از حد، قدرت بیش از حد دولت و انحصارات دولتی در فعالیت‌های مرتبط با صدور مجوزها و امتیازهای لازم برای فعالیت‌های مرتبط با صدور مجوزها و امتیازهای لازم برای فعالیت‌های مختلف، فقدان شفافیت عمومی در عملکرد دولت، اختیارات خودسرانهٔ گسترده و قدرت انحصاری مقامات دولتی سبب افزایش فساد مالی می‌گردد. محدودیت‌های تجاری، از دیگر عوامل مؤثر بر فساد مالی است. اگر واردات کالاهای مهم مشروط به محدودیت زیادی باشد، مجوزهای لازم برای واردات، بسیار با ارزش می‌شود و برخی واردکنندگان و دست‌اندرکاران بازرگانی خارجی را به فساد مالی ترغیب می‌کنند. از سوی دیگر، این محدودیت‌های تجاری، ریشه انحصار در صنایع داخلی شده و صنعتگران داخلی برای ایجاد و حفظ آن انحصار، تعرفه‌های بالایی بر واردات تحمیل خواهند کرد (مائورو، ۱۹۹۷: ۹٦).

ویژگی‌های یک رژیم نهادی مشوق شامل یک دولت کارآمد، پاسخگو و عاری از فساد و همچنین یک سیستم قانونی است که از قواعد اساسی تجارت و حقوق مالکیت فکری پشتیبانی کرده و آن‌ها را تقویت می‌کند. حقوق مالکیت فکری باید به شدت حمایت و تقویت شود، زیرا اگر حقوق مالکیت فکری به اندازه کافی حمایت و تقویت نشود، محققان و دانشمندان تمایل کمتری به خلق دانش فن‌آورانه جدید دارند و حتی در مواقعی هم که دانش خلق می‌شود، فقدان حمایت از حقوق مالکیت فکری به شدت انتشار چنین دانش جدیدی را مختل می‌سازد.

۲-۳-٤. فناوری اطلاعات (ICT)

برای کنترل فساد، مدل‌های مختلفی ارائه شده است که یکی از آن‌ها "دیدگاه زندان تمام دید"[1] است. بر اساس این مدل، فناوری اطلاعات به ابزار مؤثری برای کنترل مدیریت تبدیل می‌شود که همهٔ جوانب سازمان را تحت کنترل قرار می‌دهد و مدیریت دولتی را به مثابه زندانبانی تصور می‌کند که تمام در و دیوار و پنجره‌های زندان را در هر لحظه از زمان در پیش دیدگان خود می‌بیند. بر این اساس، فناوری اطلاعات می‌تواند به مدیران اجازه دهد همهٔ فعالیت‌های پنهان و آشکار کارکنان خود را تحت نظر داشته باشند و بدین ترتیب، فساد را پایش و نظارت کنند (راماسوتا[2]، ۲۰۰۰: ۵۷). بر این اساس، نقش فناوری اطلاعات در کاهش فساد حائز اهمیت است. اما ادعا می‌شود دشمن اصلی فساد، شفافیت است. از این‌رو، هر نوع استراتژی ضد فساد که شفافیت مدیریت دولتی را تقویت نمی‌کند محکوم به شکست است. یکی از فنونی که در سال‌های اخیر برای کنترل و کاهش فساد در مدیریت دولتی مدنظر قرار گرفته، دولت الکترونیک است. از فناوری اطلاعات و ارتباطات انتظار می‌رود شفافیت فرایندهای اداری و تصمیم‌گیری را افزایش دهد. این باور وجود دارد که به‌کارگیری اینترنت و دیگر ابزارهای اطلاعاتی، سرانجام، جایگزین تصمیم‌های غیرشفاف و غیردمکراتیک متصدیان امور و مدیران دولتی خواهد شد؛ اما اجرای کنترل فساد همیشه فعالیتی کاربر و اطلاعات‌بر بوده و به همین دلیل، مدیران به فنون و ابزار کمکی نیاز دارند تا بتوانند با اتکا به آن‌ها، فساد را کنترل کنند (اسپارو[3]، ۱۹۹۹: ۲۰۲). بنابراین دولت الکترونیک که بر استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات اشاره دارد باعث شکل‌گیری دولتی کارامد و اثربخش در مصرف هزینه عمومی خواهد شد و خدمات عمومی بهتر به شهروندان ارائه خواهد داد و با دسترسی عامه به اطلاعات و پاسخگویی بیشتر دولت به شهروندان، فساد رخت بربسته، رضایت عمومی افزایش خواهد یافت (زباف[4]، ۱۹۸۸: ۲۲-۲۰). به عبارت دیگر فناوری اطلاعات با شفاف سازی امور مالی و تدارکات در سازمان‌های دولتی، و همین‌طور با قطع رابطه شهروندان با متصدیان امور در بخش دولتی و نیز تسریع در انجام امور شهروندان، ریشه فساد اداری را می‌خشکاند.

۲-٤. مروری بر مطالعات تجربی

۲-٤-۱. مطالعات داخلی انجام شده

برومند، اثر فساد بر رشد اقتصادی ایران را از طریق اثرات آن بر سطح و ترکیب مخارج دولت و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تحلیل می‌کند. در این مقاله با استفاده از روش‌های WLS و OLS، روابط بین متغیرها برآورد شده است. نتایج نشان داده که فساد اثرات منفی بر رشد اقتصادی کشور داشته است و نیز یک رابطه بسیار قوی بین سطح فساد و سطح سرمایه‌گذاری خصوصی و اندازهٔ بخش عمومی در اقتصاد ایران وجود داشته است (برومند، ۱۳۸۷: ۱۰۷).

صباحی و ملک‌الساداتی، تأثیر فساد مالی را بر رشد اقتصادی در سه گروه کشورهای پردرآمد، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای کم درآمد، در قالب یک مدل اقتصادسنجی و با بهره‌گیری از تکنیک داده‌های تابلویی[5] در دوره زمانی ۱۹۹٦ تا ۲۰۰٦ بررسی نموده‌اند. نتایج تحقیق آن‌ها، گویای این است که اگرچه در کشورهای پر درآمد و کشورهای دارای درآمد متوسط کنترل فساد با رشد اقتصادی ارتباط مثبت معناداری دارد، در کشورهای کم درآمد این ارتباط منفی و معنادار است (صباحی و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۸: ص ۱۳۱).

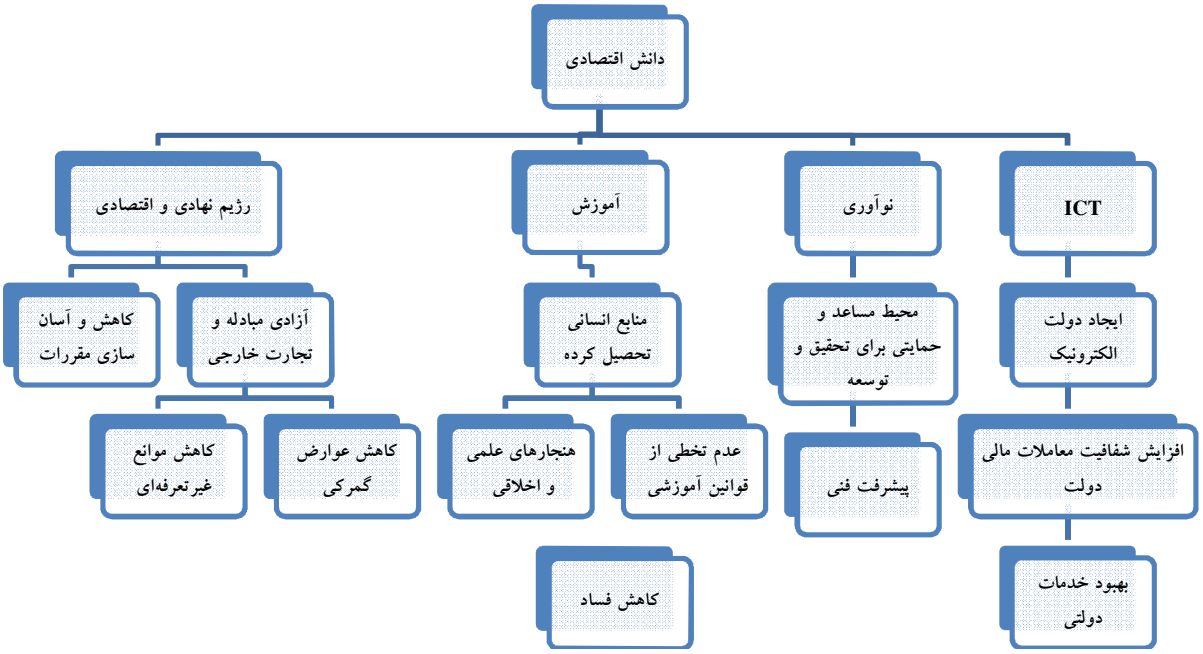
تقوی و همکاران، با رویکردهای داده‌های تلفیقی برای کشورهای منتخب طی پنج سال ۲۰۰۳ تا ۲۰۰۸ رابطهٔ فساد اداری و رشد اقتصادی را در کشورهای عضو اپک بررسی می‌کنند. نتایج نشان‌دهندهٔ این است که رابطهٔ بین فساد و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اپک معکوس و معنادار است و ضریب تأثیر فساد اداری در بین متغیرهای دیگر مدل بر رشد اقتصادی بیشتر است. همچنین زمان تأثیر فساد در کشورهای عضو اپک بلندمدت است و در کوتاه‌مدت خود را نشان

۱. مدل "زندان تمام دید" در قرن نوزدهم به وسیله‌ی بنتهام مطرح شد. این مدل نوعی فناوری است که به مدیر یا دفتر مرکزی مجازی سازمان یا شرکت اجازه می‌دهد فعالیت زندان یا زندانیان را تحت نظارت و کنترل کامل داشته باشد.

2. Ramasoota (2000)
3. Sparrow (1999)
4. Zobaff (1988)
5. Dynamic Panel Data

نمی‌دهد. به علاوه رابطهٔ بین موجودی سرمایه و رشد نیروی کار در کشورهای اپک با رشد اقتصادی آن کشورها مستقیم و معنادار است (تقوی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۸).

جعفری‌صمیمی و همکاران، در مطالعهٔ خود با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان به بررسی مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر فساد و از طرف دیگر میزان تأثیر فساد بر شاخص‌های کلان اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج به دست آمده بیانگر تأثیر مثبت درجهٔ باز بودن اقتصاد بر کاهش فساد اقتصادی و رابطهٔ معکوس اندازه دولت با شاخص فساد اقتصادی است (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۱۳).



شکل (۳): ارتباط محورهای اقتصاد دانشی و فساد مالی

(مأخذ: یافته‌های پژوهش و برگرفته از بانک جهانی)

۲-٤-۲. مطالعات خارجی انجام شده

اورهارت و همکاران[1]، در مطالعه‌ای تأثیر فساد اداری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری عمومی و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۹ تا ۲۰۰٦ را بررسی می‌کنند. آن‌ها در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند که تأثیر فساد اداری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی منفی و معنی‌دار بوده در حالی که تأثیر آن بر سرمایه‌گذاری بخش عمومی معنی‌دار نیست. افزون بر این، در تمامی کشورهای مورد مطالعه، فساد اداری تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی داشته است (اورهارت و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۵۷۹).

توکه[2]، در مطالعه‌ی خود تأثیر فساد اداری بر رشد اقتصادی کشورهای برگزیده‌ی صنعتی در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰٦ را بررسی می‌کند. وی در این مطالعه نتیجه می‌گیرد که همبستگی قوی بین فساد اداری و رشد اقتصادی برقرار بوده و فساد تأثیر منفی و معنی‌دار بر درآمد سرانه و رشداقتصادی کشورهای مورد مطالعه داشته است (توکه، ۲۰۰۹: ۲۷۱).

بلک‌برن و فورگس‌پوچیو[3]، در تحقیق خود به این نتیجه می‌رسند که همه کشورها با میزان بالای فساد، از عملکرد رشد پایین رنج نمی‌برند زیرا کشورهایی که شبکه‌های ارتشای سازمان یافته دارند به احتمال بیشتری رشوه کمتر، فعالیت پژوهش بیشتر و نرخ رشد اقتصادی بالاتری را نسبت به کشورهایی که فاقد ترتیبات سازمان نیافته برای دریافت رشوه هستند، دارند. در این کشورها بروکرات‌ها با هم هماهنگ هستند و میزان رشوه‌گیری را تعدیل می‌کنند؛ ولی در کشورهایی که شبکه سازمان‌یافته ندارند هر مأمور دولتی بدون توجه به اشکالاتی که برای رشوه‌گیری از دیگران ایجاد می‌کند، رشوه خود را می‌خواهد (بلک‌برن و

1. Everhart et al. (2009)
2. Toke (2009)
3. Blackburn and Forgues-Puccio (2009)

فورگس‌پوچیو، ۲۰۰۹: ۷۹۷).

قوش و نیندیز[1]، به بررسی رابطه بین فساد در مالیه عمومی یا فساد در سیستم اداری و رابطه آن با تورم، رشد و مالیات می‌پردازند و نیز اثرات فساد اداری در سیاست‌های مالی و تأثیر متعاقب آن‌ها بر رشد اقتصادی را مطالعه کرده‌اند. یافته‌های چارچوب یک‌پارچه آن‌ها می‌تواند به صورت منطقی شواهد تجربی متنوع (و گاهی اوقات، ظاهراً متضاد) در مورد تأثیر فساد بر رشد اقتصادی ارائه شده در ادبیات را توجیه کند. آن‌ها در این مطالعه به این نتیجه می‌رسند که افزایش فساد، منجر به افزایش تورم و کاهش رشد می‌شود که در این بین، اثر فساد بر رشد اقتصادی قابل توجه می‌باشد (قوش و نیندیز،۲۰۱۰: ۱).

بلک‌برن و پول[2]، مدلی را ارائه می‌کنند که بر اساس آن اختلاس از درآمد حاصل از مالیات توسط نهادهای عمومی منجر می‌شود که دولت تکیهٔ بیشتری بر حق‌الضرب و هزینه‌هایش داشته باشد. این مقاله اثرات فساد بوروکراسی بر رشد اقتصادی را از دیدگاه اداری بررسی می‌کند. فساد به عنوان اختلاس بر نهادهای عمومی که برای دولت هزینه‌بردار است مدل‌بندی می‌شود. دولت در این حالت به منابع دیگر مثل حق‌الضرب تکیه می‌کند. این امر موجب افزایش تورم شده که به‌عنوان مالیات به مصرف کننده و سرمایه‌گذار با خاصیت فشار نقدینگی عمل می‌کند. نتیجه در این حالت کاهش در تجمع سرمایه و رشد می‌شود (بلک‌برن و پول، ۲۰۱۱: ۲۲۵).

پارک[3]، تأثیر فساد در هر دو بخش بانکی و رشد اقتصادی را با استفاده از ۷۶ داده اقتصاد کلان از کشورهای مختلف در دوره ۲۰۰۴-۲۰۰۲ بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که فساد به طور قابل توجهی مشکلات با وام‌های بد در بخش بانکداری را تشدید می‌کند، همچنین شواهدی از یک کانال جدید که از طریق آن، فساد، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد، بیان شده است. فساد تخصیص بودجه‌های بانکی را از پروژه‌های عادی به پروژه‌های بد تحریف می‌کند، که باعث کاهش کیفیت سرمایه‌گذاری‌های خصوصی و از این رو کاهش رشد اقتصادی می‌شود (پارک، ۲۰۱۲: ۹۰۷).

نگویین و دیجک[4]، یک تجزیه و تحلیل در سطح بنگاه از رابطهٔ بین فساد و رشد برای شرکت‌های خصوصی و شرکت‌های دولتی در ویتنام را ارائه می‌دهند. نتایج حاکی از آن است که فساد مانع رشد بخش خصوصی ویتنام است، اما برای رشد بخش دولتی مضر نیست. همچنین فساد ممکن است به رشد اقتصادی آسیب برساند، زیرا آن را به نفع بخش دولتی در هزینه‌های بخش خصوصی تغییر می‌دهد و بهبود کیفیت اداره امور عمومی محلی می‌تواند به کاهش فساد و تحریک رشد اقتصادی کمک کند (نگویین و دیجک، ۲۰۱۲: ۲۹۳۵).

پژوهش حاضر نسبت به تحقیقات اشاره شده و نیز تحقیقات دیگر موجود در این زمینه دارای تفاوت‌هایی هم در زمینه دسته‌بندی کشورهای مورد آزمون، هم نمونه‌های کشورهای مورد بررسی، هم دورهٔ زمانی مورد بررسی و هم شیوه آزمون است. در واقع یکی از نقاط ضعف مطالعات مربوط به موضوع فساد، عدم توجه به موضوع درون‌زایی[5] مسائل مربوط به فساد مالی و اقتصادی می‌باشد. روش پویای GMM نه تنها یک روش تخمین قوی نسبت به روش‌های قبلی مربوط به داده‌های پانل می‌باشد، بلکه این روش قدرت توضیح‌دهندگی مدل را افزایش می‌دهد.

۳- روش تحقیق

داده‌های مورد مطالعه در این تحقیق با استفاده از نرم‌افزار Stata 12 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و در نهایت دو مدل بر اساس روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد خواهد شد. طبقه‌بندی بر اساس سطح اقتصاد دانشی کشورها (KEI)، براساس آخرین اصلاحات[6]

۱.گروه ۱: کشورهای با اقتصاد دانشی بالا

$$6 \leq x < 10$$

۲.گروه ۲: کشورهای با اقتصاد دانشی متوسط

$$3 \leq x < 6$$

۳.گروه ۳: کشورهای با اقتصاد دانشی پایین

$$0 \leq x < 3$$

1. Ghosh and Neanidis (2010)
2. Blackburn and Powell (2011)
3. Park (2012)
4. Nguyen and Dijk (2012)
5. Endogeneity
6. More resent

۳-۱. پایایی متغیرها

برای اینکه نتایج در این مدل از نقطه نظر پایداری قابل اطمینان‌تر باشند، باید تعداد مشاهدات به اندازه کافی بزرگ باشد. زیرا احتمال دارد در این روش مواقعی که تعداد مشاهدات اندک است، به دلیل تورش زیاد تفسیر نتایج با مشکل مواجه شوند. با توجه به تعداد زیاد مشاهدات، می‌توان ادعا کرد که نتایج به‌دست آمده می‌تواند از نقطه نظر پایداری از قابلیت اطمینان بالایی برخوردار باشند.

همچنین دلیل اساسی برای عدم انجام آزمون ریشه واحد در این پژوهش، استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته است؛ زیرا در صورتی که در داده‌های سری زمانی مشکل ناپایداری داده را داشته باشیم، یکی از راه‌های برطرف کردن آن، استفاده از تفاضل‌هاست و از آنجا که پایه و اساس روش گشتاورهای تعمیم یافته استفاده از تفاضل‌گیری است پس این مسئله به‌صورت خودکار در این روش حل شده است.[۱]

۳-۲. تصریح مدل

با توجه به ماهیت مدل در این تحقیق که متغیر وابسته با وقفه سمت راست معادله وجود دارد، به منظور تخمین معادله از مدل تلفیقی پویا استفاده می‌کنیم. در مدل داده‌های ترکیبی پویا، همبستگی وقفهٔ متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا در این مدل سبب می‌شود تخمین زنندهٔ OLS تورش‌دار و ناسازگار شود. همچنین تأثیرات تصادفی تخمین زنندهٔ GLS در یک مدل داده‌های ترکیبی پویا، تورش‌دار است. یکی از راه‌حل‌های معمول برای حل این مشکل استفاده از تخمین زننده‌های GMM است. برای تخمین مدل به وسیلهٔ این روش، لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار گرفته در مدل مشخص شوند. متغیرهای ابزاری این مدل، مقادیر با وقفهٔ متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی‌اند. روابط پویا با حضور متغیرهای وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی مدل‌سازی می‌شوند:

$$\begin{aligned}\lg dp_{it} =& \propto_0 + \propto_1 \lg dp_{it-1} + \propto_2 cor_{it} \\ &+ \propto_3 trendcor_{it} + \beta X'_{it} + U_{it}\end{aligned}$$

$$i=1,\ldots,N \quad \text{و} \quad t=1,\ldots,T$$

که در آن $\propto$ و β اسکالر هستند. اندیس‌های i و t نشان دهندهٔ کشور و زمان هستند.

با فرض اینکه U_{it} از مدل جزء اختلال یک طرفه تبعیت می‌کند، به عبارتی تنها یک عامل موجب تفاوت مقطع‌هاست و آن الگوی اثرات ثابت است، داریم: $U_{it} = \mu_i + V_{it}$

که در آن:

$$\mu_i \sim IID(0,\sigma_\mu^2) \qquad V_{it} \sim IID(0,\sigma_\mu^2)$$

که در بین مقاطع و در هر مقطع مستقل از یکدیگرند. مسئله خودهمبستگی به دلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و اثرات مقطعی نامتجانس بین مقاطع آشکار می‌گردد. از آنجایی که U_{it} تابعی از μ_i است، آشکار است که $\lg dp_{it-1}$ نیز تابعی از μ_i است، بنابراین متغیر $\lg dp_{it-1}$ به عنوان یک متغیر توضیحی در سمت راست معادله با جزء خطای U_{it} همبسته است و این خود سبب تورش‌دار شدن و ناسازگار بودن تخمین زنندهٔ OLS می‌گردد. حتی اگر V_{it} به صورت سریالی همبسته نباشد تخمین زنندهٔ GLS نیز با فرض اثرات تصادفی برای مدل داده‌ای تلفیقی پویا تورش‌دار خواهد بود. آرلانو و بوند در سال ۱۹۹۱ فرآیندی از روش گشتاورهای تعمیم یافته پیشنهاد دادند که کاراتر از تخمین زننده‌های قبلی است.

در معادل، فوق، $\lg dp$ تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر وابسته با یک دوره وقفه، cor شاخص درک فساد مالی و X' بردار $1 \times k$ شامل k متغیر کنترل است که به عنوان عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی شناخته می‌شوند. $\propto_0$، $\propto_1$، $\propto_2$، $\propto_3$ و β نیز ضرایب معادله هستند. V_{it} جزء اخلال بوده و شامل تمام تأثیرات مشاهده نشده، اقتصادی است، μ_i نشان دهندهٔ اثرات ثابت برای هر کشور است.

مشکل اصلی در این مدل درونزا بودن احتمالی متغیرهای کنترل و نیز همبستگی بین جزء اخلال U_{it} و متغیر وابستهٔ با وقفهٔ $\lg dp_{it-1}$ است. برای اینکه تخمین‌زن GMM بتواند برآورد سازگار و بدون تورشی ارائه دهد لازم است اعتبار شرایط گشتاور، یعنی شرط زیر برآورد شود:

---

۱. به دلیل کوتاه بودن دوره زمانی مورد بررسی، یعنی ۱۲ سال، از انجام آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی پایایی متغیرهای مدل خودداری شده است، وگرنه آزمون ریشه واحد برای مدل‌های Panel Data که دارای بعد زمانی می‌باشند، ضروری است.

$$E(U_{it} \ \ lgdp_{t-k}) = E(U_{it} \ \ X'_{t-k}) = 0$$
$$\forall k > 1$$

۳-۳. متغیرهای کنترل

در این پژوهش علاوه بر متغیر شاخص درک کنترل فساد مالی[۱]، متغیرهایی نیز به عنوان متغیرهای کنترل در مدل به‌کار می‌روند. در ادبیات رشد اقتصادی، آزادسازی تجارت بین‌المللی و یا درجه باز بودن اقتصاد به عنوان شاخص مهمی از رشد اقتصادی شناخته شده است. ساده‌ترین و معمول‌ترین شاخص اندازه‌گیری باز بودن تجاری، نسبت تجارت یک کشور (مجموع صادرات و واردات) به تولید ناخالص داخلی آن می‌باشد. باز بودن اقتصاد منجر به ارتقای تکنولوژی داخلی و کارآمدی فرآیند تولید و افزایش بهره‌وری می‌شود. در واقع، استدلال شده است که باز بودن تجارت بین‌المللی رشد صادرات را تحریک می‌کند، و در دسترس بودن واردات نهاده‌ها و ماشین آلات را تضمین می‌کند، در نتیجه شتاب توسعه فن‌آوری در اقتصاد و از این رو ترویج رشد اقتصادی را موجب می‌شود. ما انتظار داریم یک رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و باز بودن تجاری برقرار باشد. یکی دیگر از عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است. این متغیر بر این اساس است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بالاتر نقش مهمی در آوردن فن‌آوری‌های جدید پیشرفته و همچنین مهارت‌های بازاریابی و مدیریت، داشته و از این رو به رشد اقتصادی کشور میزبان می‌انجامد. ما انتظار داریم یک رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد اقتصادی وجود داشته باشد. و در نهایت؛ از آنجا که رشد جمعیت موجب افزایش نیروی کار می‌شود، به‌طور سنتی یکی از عوامل رشد اقتصادی شناخته شده است.

۴-۳. تخمین‌زننده‌های GMM دو مرحله‌ای[۲]

تخمین زننده‌های GMM دو مرحله‌ای بدین صورت عمل می‌کنند: در مرحلهٔ اول فرض می‌شود که اجزای خطا در طول زمان و برای تمام کشورها در واریانس مستقل و همسان هستند و در مرحلهٔ دوم باقی مانده‌های به‌دست آمده از مرحلهٔ اول برای به‌دست آوردن تخمین سازگاری از ماتریس واریانس-کوواریانس بدون در نظر گرفتن فروض مستقل و همسانی واریانس‌ها استفاده می‌شود. بنابراین تخمین‌زنندهٔ دو مرحله‌ای به طور مجانبی نسبت به تخمین‌زنندهٔ یک مرحله‌ای بسیار کاراتر است.

برآورد مدل و تجزیه و تحلیل یافته‌ها

در این بخش ۲ مدل زیر در قالب داده‌های تابلویی برای طیف وسیعی از کشورها در دورهٔ زمانی ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱، به روش GMM برآورد می‌شود. فرم ریاضی برای تحقیق حاضر به صورت زیر تصریح شده است:

1. $lgdp_{it} = \propto_0 + \propto_1 lgdp_{it-1} + \propto_2 lfdic_{it} + \propto_3 open_{it} + \propto_4 pop_{it} + \propto_5 cor_{it}$

2. $lgdp_{it} = \propto_0 + \propto_1 lgdp_{it-1} + \propto_2 lfdic_{it} + \propto_3 open_{it} + \propto_4 pop_{it} + \propto_5 trendcor_{it}$

طبق تعریف متغیرهای الگو عبارتند از:

gdp تولید ناخالص داخلی سرانه.

cor: شاخص درک فساد مالی.

fdic[۳]: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی.

trend: میانگین متحرک ۵ ساله فساد.

open: شاخص باز بودن تجاری.

pop[۴]: نرخ رشد جمعیت.

طریقه به‌دست آوردن trend:

$$[(cor_{1996} - cor_{1995}) + (cor_{1997} - cor_{1996}) + cor1998-cor1997+cor1999-cor1998+cor2000-cor1999/5$$

دلیل استفاده از این متغیر ضربدر متغیر شاخص درک فساد مالی به ما این امکان را می‌دهد تا دریابیم که آیا کشورها یک روند ۵ ساله را برای جلوگیری از فساد مالی دنبال کرده‌اند یا خیر؟ و اینکه آیا در این روند پایدار بوده‌اند یا خیر؟

به نظر می‌رسد خود شاخص درک فساد مالی به تنهایی نمی‌تواند معرف خوبی برای جلوگیری از فساد باشد.

---

۱. این شاخص تحت عنوان شاخص درک فساد Corruption Perception (Index: CPI) توسط مؤسسه بین‌المللی شفافیت Transparency International) و دانشگاه Passau کشور آلمان محاسبه می‌شود. این مؤسسه یک نهاد مدنی (Civil) است که در سال ۱۹۹۳ با هدف مبارزه با فساد تأسیس شد و در حال حاضر نزدیک به ۹۰ شعبه فعال و یا در شرف تأسیس در مناطق مختلف جهان دارد.

2. Two-Step

3. Foreign direct investment, net inflows (BoP, Current US$)

4. Population growth (Annual %)

جدول (۱): نتایج تخمین گروه اقتصاد دانشی به روش GMM

	گروه اول		گروه دوم		گروه سوم	
متغیرهای از پیش تعیین شده	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)
$lgdp_{t-1}$	0.83 ***(0.000)	0.85 (0.000)	0.901 (0.000)	0.875 (0.000)	0.95 (0.000)	0.93 0(0.000)
lfdic	0.016 (0.000)	0.0166 (0.000)	0.0204 (0.000)	0.018 (0.000)	0.0008 -0.177	0.0006 -0.374
open	0.0015 (0.000)	0.0015 (0.000)	0.0013 (0.000)	0.0012 (0.000)	0.0014 (0.000)	0.0015 (0.000)
pop	-0.0097 (0.000)	-0.0101 (0.000)	-0.0069 (0.000)	-0.0041 (0.000)	-0.006 (0.000)	-0.0105 (0.000)
cor	0.004 -0.013	--- ---	-0.0258 (0.000)	--- ---	0.021 (0.000)	--- ---
trendcor	--- ---	0.0028 (0.000)	--- ---	-0.0105 (0.000)	--- ---	-0.005 (0.000)
constant	1.12 (0.000)	0.98 (0.000)	0.471 (0.000)	0.651 (0.000)	0.24 (0.000)	0.48 (0.000)
آماره آزمون سارگان (ارزش احتمال)	45.65 (0.4032)	46.09584 (0.39)	51.6868 (0.2)	51.4949 (0.21)	28.16823 (0.9695)	28.85788 (0.9621)
تعداد کشورها	48	48	55	56	31	31
تعدادمشاهدات	374	374	421	424	196	196

ماخذ: یافته‌های پژوهش

در جدول (۱) نتایج برآورد تأثیر شاخص درک فساد و نیز میانگین ۵ سالهٔ آن بر تولید ناخالص داخلی سرانه، برای دسته‌بندی کشورها بر اساس اقتصاد دانشی، به روش GMM پانل دیتای پویا برای حداقل ۳۱ و حداکثر ٥٦ کشور نشان داده شده است. بر اساس نتایج حاصله گروه اقتصاد دانشی، فساد و میانگین ۵ سالهٔ آن عاملی تأثیرگذار بر رشد اقتصادی کشورها هستند.

در جدول (۱) دو مدل توسط روش گشتاورهای تعمیم‌یافتهٔ دو مرحله‌ای تخمین‌زده شده است. در مدل اول متغیر شاخص درک فساد مالی در کنار سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که مقدار وقفه‌دار تولید ناخالص داخلی سرانه در هر سه گروه مورد مطالعه دارای تأثیرگذاری مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی سرانه در سال جاری می‌باشد. به بیان دیگر تغییرات در میزان تولید ناخالص داخلی سرانه در یک دوره تنها به همان دوره ختم نشده و رکود یا رونق در این قسمت می‌تواند دوره‌های بعد را نیز تحت تأثیر قرار دهد.

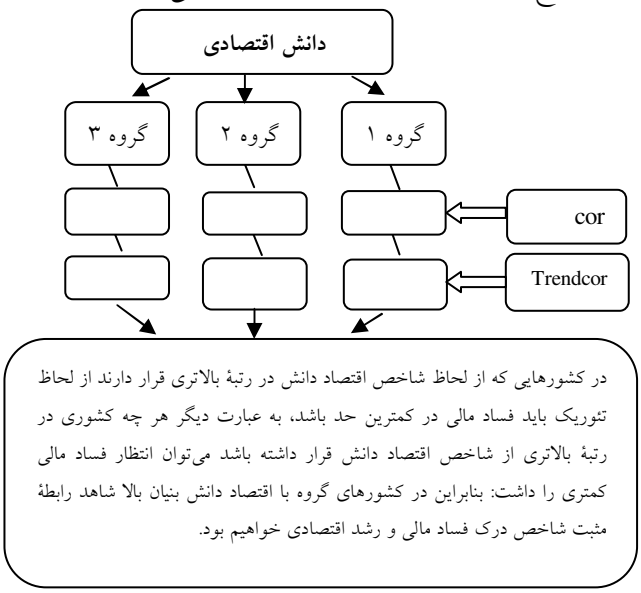
همان‌طور که انتظار می‌رفت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر سطح رشد اقتصادی در هر سه گروه تأثیر مثبت می‌گذارد. همچنین از لحاظ آماری این ضریب در گروه اول و دوم بامعنی است اما در گروه سوم این ضریب هر چند از لحاظ تئوریک قابل قبول است اما از لحاظ آماری بی‌معنی است. علامت متغیر درجه باز بودن تجاری مطابق با تئوری‌های اقتصادی در هر سه گروه، مثبت است و از لحاظ آماری نیز این ضریب بامعنی است. درجه آزادی، به عنوان یکی از متغیرهای اصلی تعیین کننده رشد اقتصادی مطرح شده است. در رابطه با دلیل منفی شدن متغیر نرخ رشد جمعیت می‌توان چنین عنوان داشت که به دلیل استفاده از تولید ناخالص داخلی سرانه به عنوان متغیر وابسته در سمت چپ و اینکه نرخ رشد جمعیت در واقع در مخرج این متغیر می‌باشد در نتیجه علامت منفی این متغیر دور از انتظار نیست.

نکتهٔ قابل توجه در نتایج فوق، ضریب به دست آمده برای متغیر شاخص درک فساد است. از لحاظ آماری در هر سه گروه مورد مطالعه شاخص درک فساد مالی معنی‌دار است اما از لحاظ علامت بسیار متفاوتند. همان‌طور که در جدول (۱) ملاحظه می‌شود در گروه اول تأثیر شاخص درک فساد مالی مثبت بوده و با افزایش یک درصد در این شاخص، رشد اقتصادی ۰/۰۰٤ درصد افزایش یافته اما در گروه دوم با افزایش یک درصد در شاخص درک فساد مالی، رشد اقتصادی ۰/۰۲۵۸ کاهش خواهد یافت. ضرایب در گروه سوم قابل تفسیر نیستند؛ زیرا در مدل اول (شاخص درک فساد مالی به عنوان متغیر اصلی در نظر گرفته شده) رابطه مثبت بین شاخص درک فساد مالی و رشد اقتصادی برقرار است اما مدل دوم (پایداری در کاهش فساد مالی به عنوان متغیر اصلی در نظر گرفته شده) این نتیجه را تأیید نمی‌کند، بدین معنی که نتایج نشان دهندهٔ آن است که کنترل فساد مالی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد اما پایداری در این کاهش آثار مخربی را بر جا می‌گذارد. بدیهی است که چنین نتیجه‌گیری (حتی با توجه به معنی‌دار بودن ضرایب برآورد شده) منطقی به نظر نمی‌رسد؛ بنابراین از تفسیر این ضریب صرفه‌نظر می‌کنیم.

وجود فساد اداری درکشورهایی که از لحاظ شاخص اقتصاد دانش محور در سطح پایینی هستند (گروه دوم در دسته‌بندی اقتصاد دانشی) و دارای نظام اداری توسعه نیافته هستند عموماً به علت زیاد بودن و ناسازگار بودن قوانین شکل گرفته با نیازهای جامعه، از طرف کسانی که فرصت از دست رفته بیشتری دارند با پرداخت رشوه همراه می‌گردد. در این نوع کشورها کارگزاران به این دلیل فعالیت‌های اداری را سخت‌تر نموده و با تأخیر اجرا می‌نمایند تا متقاضیان تمایل به پرداخت خود را آشکار نموده و به گره‌گشایی از کار خود اقدام نمایند. این نوع از برخورد به نوعی پرداخت‌های این‌گونه را هزینه کارگشایی تعبیر نموده و نوعی شبکه اجتماعی نیز از این چارچوب شکل گرفته دفاع می‌نماید. در این شرایط رابطه بین شاخص درک فساد و رشد منفی است[1] (بدین معنی که هرچه فساد مالی بیشتر، رشد بیشتر خواهد بود). نوع دیگر از رابطه در حقیقت اثرات هزینه‌ای فساد روی تشکیل سرمایه اجتماعی بوده و باعث می‌گردد که هزینه مبادله در فعالیت‌های اقتصادی افزایش یابد. این موضوع در برآوردهای بالا برای کشورهایی که از لحاظ شاخص اقتصاد دانش محور در سطح بالایی هستند قابل مشاهده است. در گروه دوم ضریب شاخص درک فساد مالی در ظاهر نشان از اثرگذاری منفی و معنادار کنترل فساد بر رشد اقتصادی دارد. یعنی مقابله با مصادیق فساد را، مانعی برای رشد تولید ناخالص داخلی می‌شناسد. وجود این رابطه منفی مادامی قابل توجیه است که با عملکرد نامطلوب بوروکراسی اداری جمع شود. به عبارت دیگر با وجود موانع بی‌شمار بوروکراتیک که با افزایش زمان و مراحل اداری، هزینه‌های معاملاتی را برای کارگزاران اقتصادی افزایش می‌دهد، گذرگاه فساد رهگذری است که فرآیندهای اقتصادی را تسریع می‌نماید. این همان حقیقتی است که در بخش نظری مقاله نیز به آن پرداخته شد. حال مقابله با چنین رهگذری به مثابه مسدود کردن اندک روزنه‌های انجام مبادلات با هزینه‌های معاملاتی پایین‌تر است. لازم است مجدداً اشاره شود که چنین نتایجی درصدد القای یک نگاه ارزشی و مثبت به پدیده مذموم فساد نبوده بلکه ناظر بر شناسایی ریشه‌ها و عوامل پدیدآورنده شرایطی است که کارگزاران اقتصادی را ناگزیر به پیمودن مسیرهای غیر مقبول اجتماعی می‌نماید. در مدل دوم، متغیر دست‌ساز میانگین ۵ سالهٔ شاخص درک فساد مالی (Trend) در کنار سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رشد در نظر گرفته شده است. دلیل استفاده از این متغیر آن است که برای تشخیص تأثیر فساد بر رشد اقتصادی تنها نمی‌توان بر شاخص درک آن اکتفا کرد، بلکه باید این نکته مهم را نیز در نظر گرفت که تا چه حد کشور مورد مطالعه بر جلوگیری از فساد مالی پایدار بوده است. ما در این مطالعه عقیده داریم که اگر کشور مورد مطالعه طی ۵ سال به روند جلوگیری از فساد مالی ادامه دهد، می‌توان گفت که بر جلوگیری از فساد مالی پایداری داشته است. با ضرب این متغیر در شاخص درک فساد مالی (cor×Trend) می‌توان به شاخص جدیدی در این زمینه دست یافت. علامت سایر متغیرها در مدل دوم نیز در هر سه گروه با

۱. در این پژوهش به دلیل استفاده از شاخص درک فساد، رابطهٔ منفی بدین معنی خواهد بود که فساد بیشتر، رشد بیشتری را به همراه خواهد داشت و بالعکس.

تئوری سازگار است به این صورت که با تغییر یک درصدی در لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، رشد اقتصادی در گروه اول ۰/۰۱٦٦ درصد، در گروه دوم ۰/۰۱۸ درصد و در گروه سوم ۰/۰۰۰٦ درصد افزایش یافته و نتایج برای درجه باز بودن اقتصادی نیز به همین صورت قابل تفسیر است. مدل دوم نیز کلیهٔ نتایج به‌دست آمده در مدل اول را تأیید می‌کند.



شکل(٤): نمودار نتایج کلی پژوهش

مأخذ: یافته‌های پژوهش

اعتبار نتایج فوق را می‌توان از نظر آماری بررسی کرد. به طور معمول از دو آزمون استفاده می‌شود، یکی آزمون همبستگی سریالی پسماندهای رگرسیون که نبود همبستگی سریالی را نشان می‌دهد و تمامی ارزش‌های با وقفهٔ متغیر توضیحی را می‌توان به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده کرد. همبستگی سریالی با یک مرتبهٔ مشخص یعنی پسماندها از یک فرآیند میانگین متحرک با مرتبهٔ مشابه پیروی می‌کنند که این به نوبهٔ خود نشان می‌دهد که تنها مشاهدات با وقفه‌های بزرگتر از این مرتبه، متغیرهای ابزاری مناسب هستند. دیگری آزمون تصریح سارگان است که مربوط به محدودیت‌های شناسایی بیش از حد است. این آزمون اعتبار کلی وضعیت گشتاور را با مقایسه آن‌ها با مشابه آن‌ها در نمونه بررسی می‌کند و اعتبار ابزارها (برونزایی ابزارها) را می‌آزماید.

هردوی این آزمون‌ها دلالت بر ثبات برآوردکننده‌های سیستمی GMM دارند.

آماره‌های آزمون سارگان که از توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردارند، آزمون صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می‌کند. در نتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود.

همان‌طور که در جدول (۱) مشاهده می‌شود، تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ دارای اعتبار آماری می‌باشند، بنابراین اعتبار متغیرهای ابزاری در هر دو مدل برآورد شده تأیید می‌شود و نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می باشند.

در ادامه مرتبه خود همبستگی جملات اختلال نیز بر اساس آمارهٔ آرلاندو و باند مورد آزمون قرار گرفته است. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبهٔ خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبهٔ دو نباشد. نتایج بررسی مرتبهٔ خودهمبستگی بین جملات اختلال تفاضل‌گیری شده در جدول (۲) نشان داده شده است:

با توجه به نتایج جدول (۲) می‌توان بیان کرد که مرتبهٔ خودهمبستگی بین جملات اختلال از مرتبهٔ یک بوده و بنابراین روش آرلانو و باند روش مناسبی برای حذف اثرات ثابت مدل می باشد. به بیان دیگر مرتبه خودهمبستگی در تفاضل مرتبه اول جملات اختلال از مرتبه یک بوده و لذا مدل برآورد شده با تفاضل وقفه دار مرتبه اول روش مناسبی برای تخمین مدل بوده و دارای تورش تصریح مدل نمی‌باشد

جدول(۲): نتایج آزمون آرلاندو- باند (AR) برای تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال گروه اقتصاد دانشی

		گروه اول		گروه دوم		گروه سوم	
	مرتبه خودهمبستگی	آماره Z	ارزش احتمال	آماره Z	ارزش احتمال	آماره Z	ارزش احتمال
مدل ۱	AR(1)	-4.0483	0.0001 ***	-3.65	0.0003	-1.8488	0.0645
	AR(2)	0.33127	0.7404	0.4884	0.63	-1.7241	0.0847
مدل ۲	AR(1)	-3.986	0.0001	-3.72	0.0002	-2.1217	0.0339
	AR(2)	0.2341	0.8148	-0.1742	0.87	-1.0494	0.2940

*** معنی داری در سطح 0.05 درصد

(مأخذ: یافته‌های پژوهش)

٤. بحث و نتیجه‌گیری

طی سال‌های اخیر، رابطهٔ علّی و معلولی میان فساد مالی و رشد اقتصادی به طور گسترده‌ای مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. بانک جهانی در سال ۱۹۹۷ از فساد به عنوان "تنها و بزرگ‌ترین مانع بر راه توسعه اقتصادی و اجتماعی" یاد کرده است. اثرات رشوه در کشورهای متفاوت بستگی به مقررات فضای کسب و کار در حوزه دولت دارد. چون در جهان کشورهای متفاوتی در این بخش‌ها با مقررات متفاوتی وجود دارند، انتظار می‌رود که اثرات رشوه و فساد اداری روی رشد اقتصادی کشورهای مختلف، متفاوت باشد. در تلاش برای توضیح این نتایج مبهم، این پژوهش به بررسی اثر شاخص درک فساد روی رشد با توجه به شاخص اقتصاد دانش بنیان پرداخته است.

نتایج در رابطه با دسته‌بندی کشورها بر اساس شاخص دانش بنیان بیانگر آن است که در گروه‌های با اقتصاد دانش بنیان بالا کنترل فساد مالی آثار مثبتی را بر رشد اقتصادی بر جای می‌گذارد اما در گروه‌های با اقتصاد دانش بنیان متوسط، کنترل فساد مالی باعث ایجاد محدودیت‌هایی شده و در نتیجه از کانال‌های مختلف باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین این نتایج توسط متغیر پایداری در سیاست‌های کنترل فساد نیز قابل مشاهده است به‌طوری‌که در گروه‌های اول، پایداری در سیاست‌های کنترل فساد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته در حالی‌که در گروه‌های دوم که از لحاظ اقتصاد دانش بنیان در سطح بالایی نیستند، این پایداری به زیان رشد اقتصادی بوده و باعث کاهش آن شده است.

در واقع می‌توان انتظار داشت کشورهایی که از لحاظ شاخص اقتصاد دانش بنیان در سطح بالایی قرار دارند، از لحاظ فساد مالی در سطح پایینی باشند. ارتباط تمامی محورهای تشکیل دهندهٔ شاخص اقتصاد دانش بنیان و فساد مالی منفی است به این صورت که هرچه محورهای آموزش، سیستم نوآوری، رژیم نهادی و اقتصادی و ICT در سطح بالاتری باشند، فساد کاهش پیدا می‌کند. دلیل این امر را می‌توان بدین صورت تشریح کرد که در تمامی جوامع، نظام آموزشی در زمرهٔ بزرگترین قسمت از بخش دولتی است. این بخش با داشتن بالاترین سهم از منابع تحصیل کرده، درصد بالایی از جمعیت جامعه را پوشش می‌دهد. از آنجایی که فساد در نظام آموزشی عمدتاً حول تخطی از قوانین آموزشی و هنجارهای علمی و اخلاقی می‌چرخد در نتیجه عدم تخطی از این هنجارها باعث کاهش فساد خواهد شد. همچنین یک سیستم نوآوری کارآمد منجر به خلق کالاها، فرایندها و دانش جدید می‌شود بنابراین، این سیستم منبع پیشرفت فنی است، از طرفی پیشرفت فنی خود عامل کاهش دهندهٔ فساد خواهد بود.

در رابطه با رژیم نهادی و اقتصادی نیز می‌توان گفت که اگر افراد به راحتی بتوانند مجوزهای لازم برای انجام کارهای اقتصادی خود را بگیرند، در شرایط رقابتی قرار داشته باشند و دولت مکانیسم بازار را مختل نکرده باشد، فساد مالی تا حد زیادی کاهش می‌یابد. ویژگی‌های یک رژیم نهادی مشوق شامل یک دولت کارامد، پاسخگو و عاری از فساد و همچنین یک سیستم قانونی است که از قواعد اساسی تجارت و حقوق مالکیت فکری پشتیبانی کرده و آن‌ها را تقویت کند.

اما یکی از مدل‌هایی که برای کنترل فساد ارائه شده است، دیدگاه زندان تمام دید است که بر اساس آن فناوری اطلاعات به ابزار مؤثری برای کنترل مدیریت تبدیل می‌شود. بر این اساس، فناوری اطلاعات می‌تواند به مدیران اجازه دهد همهٔ فعالیت‌های پنهان و آشکار کارکنان خود را تحت نظر داشته باشند و بدین ترتیب، فساد را پایش و نظارت کنند. در نتیجه نقش فناوری اطلاعات در کاهش فساد حائز اهمیت است و نیز یکی از فنونی که در سال‌های اخیر برای کنترل و کاهش فساد در مدیریت دولتی مدنظر قرار گرفته است، دولت الکترونیک است. دولت الکترونیک باعث شکل‌گیری دولتی کارامد و اثربخش در مصرف هزینهٔ عمومی خواهد شد و با دسترسی عامه به اطلاعات و پاسخگویی بیشتر دولت به شهروندان، فساد رخت بر بسته، رضایت عمومی افزایش خواهد یافت.

با توجه به مطالب گفته شده می‌توان انتظار داشت که گروه‌های با شاخص اقتصاد دانش بنیان بالا، فساد کمتری را تجربه کرده باشند به همین دلیل در این گروه کشورها کنترل فساد تأثیر مثبتی بر رشد را بر جای می‌گذارد.

اما در گروه‌های دوم که از نظر شاخص اقتصاد دانش بنیان

در سطح بالایی نیستند به دلیل احتمال افزایش فساد مالی، رابطه کنترل فساد مالی و رشد اقتصادی منفی به‌دست آمده است بدین معنی که در این کشورها که احتمالاً دارای نظام اداری توسعه نیافته هستند و عموماً به دلیل زیاد بودن و ناسازگار بودن قوانین شکل گرفته با نیازهای جامعه و عدم شفافیت در قوانین موجود و فرایندها، زمینه‌های مساعدی برای فساد مالی وجود دارد. بنابراین از طرف کسانی که فرصت از دسته رفته بیشتری دارند، می‌توان شاهد اعمال فساد اداری برای کارگشایی در کارشان بود. در چنین مواقعی واضح است که کنترل فساد آثار مخربی بر رشد اقتصادی دارد زیرا با وجود موانع بی‌شمار بوروکراتیک که با افزایش زمان و مراحل اداری هزینه‌های معاملاتی را برای کارگزاران اقتصادی افزایش می‌دهد، گذرگاه فساد رهگذری است که فرایندهای اقتصادی را تسریع می‌نماید. در چنین جوامعی واضح است که نباید انتظار رابطهٔ مثبت بین پایداری در سیاست‌های کنترل فساد و رشد اقتصادی را داشت.

منابع

آرین‌مهر، شهرام؛ یحیی‌آبادی، ابوالفضل و هرتمنی، امیر (۱۳۹۲)، "بررسی تأثیر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو گروه D-8 با استفاده از مدل پانل پویای برآورد شده به روش GMM"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۲۸-۱۱.

برومند، شهرزاد (۱۳۸۷)، "فساد، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: ایران)"، *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۵، شماره ۲، ۱۲۹-۱۰۷.

تقوی، مهدی؛ نیکومرام، هاشم؛ غفاری، فرهاد و طوطیان، صدیقه (۱۳۹۰)، "رابطه فساد اداری و رشد اقتصادی در کشورهای عضو اپک"، *مجله پژوهشگر (مدیریت)*، سال ۸، شماره ۲۱، ۱۰۳-۸۸.

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا (میلا) و صیادزاده، علی (۱۳۹۰)، "فساد، اندازه دولت و درجه بازی اقتصاد در مدل‌های رشد"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ٦١، ١٣٤-١١٣.

رهبر، فرهاد؛ میرزاوند، فضل‌الله و زال‌پور، غلامرضا (۱۳۸۱)، "بازشناسی عارضه فسادمالی، ماهیت، گونه‌ها، پیامدها و آموزه‌های تجربی"، تهران، مؤسسه نشرجهاد.

سامتی، مرتضی؛ شهنازی، روح‌اله و دهقانی‌شبانی، زهرا (۱۳۸۵)، "بررسی اثر آزادی اقتصادی بر فساد مالی"، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۸، ۱۰۵-۸۷.

سحابی، بهرام؛ اعتصامی، منصور و امین‌پور، خالد (۱۳۹۲)، "بررسی اثر حکمرانی خوب و اندازه دولت بر توسعه مالی در کشورهای منتخب"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۱۸-۱۰۵.

صباحی، احمد، و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۸)، "اثر کنترل فساد بر رشد اقتصادی"، *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره۵۳، ۱۵۸-۱۳۱.

مهرگان، نادر؛ سپهبان قره‌بابا، اصغر و لرستانی، الهام (۱۳۹۱)، "تأثیر آموزش علم و فناوری بر رشد اقتصادی در ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ٦، ٩٤-٧١.

Blackburn, K. and Forgues-Puccio G. F. (2009), "Why is Corruption Less Harmful in Some Countries than in Others?", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 72 (3), pp. 797-810.

Blackburn, K. and Powell, J. (2011), "Corruption, Inflation and Growth", *Economic Letters*, 113, pp. 225–227.

Bromand, Sh. (2008), "Corruption, Private Sector Investment and Economic Growth (Case Study: Iran)", *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, 5 (2), pp. 107-129

Everhart, S., Martinez-Vazquez, J. and McNab R. M. (2009), "Corruption, Governance, Investment and Growth in Emerging Markets", *Applied Economics*, 41 (13), pp. 1579-1594.

Ghosh, S. and Neanidis, K. C. (2010), "Corruption in Public Finances and the Effects on Inflation,

Taxation, and Growth", *Centre for Growth and Business Cycle Research, Discussion Paper*, (140), pp. 1-33.

Hallack, J. and Poisson, M. (2002), "Ethics and Corruption in Education", *Policy Forum*, 15, pp. 261-280.

Jafari Samimi, A., Elmi, Z. M. and Sayadzadeh, A. (2011), "Corruption, Government Size and Degree of Economic Openness in the Growth Model", *Journal of Trade Studies*, 61, pp.113-134.

Mauro, P. (1997), "The Effects of Corruption on Growth, Investment and Government Expenditure", *IMF Working Papers*, pp. 96-98.

Mauro, P. (1998), "Corruption and the Composition of Government Expenditure", *Journal of Public Economics*, 69 (2), PP. 263-279.

Nguyen, Th. and Dijk, M. (2012), "Corruption, Growth, and Governance: Private vs. State-Owned Firms in Vietnam", *Journal of Banking & Finance*, 36, PP. 2935–2948.

Park, J. (2012), "Corruption, Soundness of the Banking Sector, and Economic Growth: A Cross-Country Study", *Journal of International Money and Finance*, 31, PP. 907–929.

Rahbar, F., Mirzavand, F. A. and Zalpour, Gh. (2002), "Recognized Complication of Corruption, Nature, Species, the Consequences and Experiential Learning", Tehran, Publishing Institute of Jahad.

Ramasoota, P. (2000), "Information Technology and Bureacratic Surveillance", *Information Technology for Development*, 8 (1), pp. 51-64.

Sabahi, A. and Malek Alsadaty, S. (2009), "Effect of Control of Corruption on Economic Growth", *Journal of Trade Studies*, 53, pp. 131-158.

Sameti, M., Shahnazi, R. and Dehghani Shabani, Z. (2006), "The Effect of Economic Freedom on Corruption", *Iranian Journal of Economic Research*, 8 (28), pp. 87-105.

Sayed, T. and Bruce, D. (1998), "Police Corruption: Towards a Workin Definition", *African Security Review*, 7 (1), pp.15-23.

Sparrow, M. K. (1999), "Informing Enforcement", *Informatization and the Public Sector*, 2 (3), pp. 197-212.

Taghavi, M., Nikoomaram, H., Ghaffari, F. and Totian, S. (2011), "The Relationship between Corruption and Economic Growth in APEC Member Countries", *Journal of Research (Management)*, 8 (21), pp. 88-103.

Tanzi, V. (1998), "Corruption Around the World: Causes, Consequences, Scope, and Cures", *IMF Staff Papers*, 45 (4), pp. 559–594 .

Toke, A. (2009), "Corruption, Institutions, and Economic Development", *Oxford Review of Economic Policy,* 25 (2), pp. 271-291.

World Bank (2000), "Anticorruption in Transition, A Contribution to the Policy Debate", Washington, D.C.

Zobaff, S. (1988), "In the age of the smart Machine", New York, Basic Book.

بررسی آثار ترتیبات ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای در کشورهای منتخب اسلامی (روش دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی)

Effects of Exchange Rate Arrangements on Regional Trade Cooperation in Selected Islamic Countries (GMM System)

بیتا شایگانی [*]، مهدی فدائی [**]

Bita Shaygani [*], Mahdi Fadaee[**]

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۹ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۳۰

Received: 28/Feb/2014 Accepted: 21/July/2014

چکیده:

هدف از نگارش مقاله حاضر بررسی تأثیر اعمال ترتیبات ارزی بر حجم تجارت در گروه همکاری‌های تجاری کشورهای منتخب اسلامی است. کشورهای مورد بررسی در این تحقیق گروه همکاری‌های ECO، GCC و D-8 مشتمل بر ۲٦ کشور، طی دوره سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۱ است. این مطالعه با استفاده از مدل جاذبه تعمیم یافته و روش دو مرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) انجام شده است. نتایج حاصل نشان داد که اعمال ترتیبات ارزی مختلف تأثیر معناداری بر واردات داشته به نحوی که در گروه کشورهای D-8 و ECO ترتیبات ارزی شناور با ضریب ۱.۰۳ و ۱۳.۷ بیشترین تأثیر را داشته است. در گروه GCC ترتیبات میخکوب شده با ضریب ۱.۳۹ تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت دوجانبه کشورهای عضو داشته است.

کلمات کلیدی: ترتیبات ارزی، همکاری‌های تجاری منطقه‌ای، مدل جاذبه تعمیم یافته.

طبقه‌بندی JEL: E52، F15، R10.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

Email: pnu.shayegani@yahoo.com

** دانشجوی دکتری اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

Email:fadaeemahdi@gmail.com

Abstract:

The purpose of this research is to investigate the effect of imposing exchange rate arrangements on trading volume of regional trade cooperation in selected Islamic countries. Countries examined in this study, are ECO, GCC and D-8, consists of 26 countries during the years 2001-2012 using the generalized gravity model and a two-step system of generalized method of moments (GMM). The results show that applying different exchange rate arrangements has had significant influence on imports, so that in D-8 and ECO countries, free floating exchange rate arrangements with coefficients of 1.03 and 13.7 have had the greatest impacts on import. In GCC group, pegged arrangements with coefficient of 1.39 have had a significant and positive impact on the volume of bilateral trade between members.

Keywords: Exchange Rate Arrangements, Regional Trade Corporations, Generalized Gravity Model.

JEL: E52, F15, R10.

* Assistant Professor of Economics, Payam-e-Noor University.

** Ph.D. Candidate of Economics, Payam-e-Noor University, (Corresponding Author).

۱- مقدمه

یکی از تحولات مهم در روند جهانی شدن طی نیمه دوم قرن بیستم شکل‌گیری بلوک‌های منطقه‌ای تجاری بوده است. طی این دوران تقریباً اکثر کشورهای جهان به نوعی تمایل و حرکت به سمت منطقه‌گرائی و عضویت در اتحادیه‌های اقتصادی داشته‌اند. در این میان کشورهای اسلامی با توجه به داشتن فصول مشترک، تلاش جهت ایجاد یکپارچگی داشته‌اند، تا این‌که "سازمان همکاری اسلامی"[۱] (سازمان کنفرانس اسلامی)[۲] متشکل از ٥٦ کشور با ساختارهای اقتصادی متفاوت (از جمله نظام‌های ارزی متفاوت) در سال ۱۹٦۸ تشکیل شد و هم اکنون مهم‌ترین سازمان متشکل کشورهای اسلامی است. در حال حاضر بلوک سازمان همکاری کشورهای اسلامی، حدود ۲۳.٥ درصد از جمعیت جهان و ٦۷٪ از ذخائر نفتی جهان را در خود جای داده است در حالی که فقط ۷.٥٪ از تولید ناخالص داخلی جهان به آن‌ها اختصاص دارد (لی[۳]، ۲۰۱۱: ۱٥۷۳). علی‌رغم وجود وجه مشترک دینی بین این کشورها، ساختار اقتصادی متفاوتی بین گروه‌های مختلف این کشورها وجود دارد و این امر باعث شده که عضویت آن‌ها در گروه همکاری‌های اقتصادی منطقه‌ای طیف متفاوت و وسیعی را ایجاد کند.

نرخ ارز نیز یکی از عوامل بسیار مهم و مؤثر بر تراز تجاری کشورهاست؛ که جهت و میزان تأثیر آن بر تراز تجاری کشور، از موضوعات بسیار بااهمیت است. بر اساس نظریه‌های اقتصادی، کاهش ارزش پول ملی[٤] در برابر ارزهای خارجی از مهم‌ترین عوامل بهبود تراز پرداخت‌ها در نظر گرفته می‌شد، ولی پس از فروپاشی نظام برتن ودز[٥] در سال ۱۹۷۳ و برقراری نظام شناوری ارز، بررسی این موضوع توسط پژوهشگران نشان داد که نظریه سنتی اثرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز تجاری می‌تواند در کوتاه مدت نتیجه‌ای معکوس به همراه داشته باشد.

مگی[٦] (۱۹۷۳) و جونز و رومبرگ[۷] (۱۹۷۳) تلاش نمودند که اثرات کوتاه مدت و بلند مدت کاهش ارزش پول را از یکدیگر تفکیک کنند. مطالعات ایشان نشان داد که تراز تجاری پس از گذشت یک دوره زمانی کوتاه مدت، بهبود می‌یابد و یک منحنی J شکل را ایجاد می‌کند که به منحنی جی (Curve J) معروف شد. البته تعدیلات تجاری ناشی از طریق کاهش ارزش پول ملی بیانگر ادبیات جامعی از چگونگی انحرافات تجاری و یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای نمی‌باشد. از این‌رو جنبه‌ها و عوامل دیگر تأثیرگذار بر چگونگی شکل‌گیری یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای خصوصاً رهیافت طرف تقاضا[۸] را نیز باید در تحلیل‌ها لحاظ کرد (سدانو[۹]، ۲۰۰٥: ۷٥). لیندر[۱۰] نظریه‌ای را مطرح کرد که تمرکز اصلی آن بر تقاضا بود. براساس این نظریه فراوانی عوامل تولید فقط در مورد کالاهای اولیه مصداق دارد. وی معتقد بود که یک کشور در ابتدا کالاهای صنعتی خود را برای بازارهای وسیع داخلی تولید می‌کند، و این تولیدات شامل کالاهایی است که از طرف اکثر مردم تقاضا می‌شود. بر این اساس، این گونه استدلال می‌کند که بهترین بازار برای صادرات، کشورهایی را شامل می‌شود که میزان درآمد و ترجیحات مشابه با کشور صادرکننده دارد. به عبارت دیگر، تجارت بین دو کشوری که به لحاظ ترجیحات و درآمد، مشابه یکدیگر است، به مراتب بیشتر خواهد بود (لیندر،۱۹٦۱: ۱٥). در واقع بر اساس فرضیه لیندر، این تشابه در تقاضا است که مزیت نسبی کشورها را در مورد کالاهای مشابه ولی متمایز ایجاد می‌کند. هر چه تشابه بیشتر باشد، امکان تجارت نیز بیشتر است. فرضیه لیندر بیان می‌کند که درآمد سرانه مهم‌ترین عامل تعیین کننده ساختار تقاضای یک کشور است و به همین ترتیب اگر درآمد سرانه هر کشوری افزایش یابد تجارت آن کشور با سایر کشورهای مشابه (از لحاظ درآمد سرانه) افزایش می‌یابد. طی سال‌های دهۀ ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ نظریه‌های تجارت توسعه یافته و رهیافت جدیدی در الگوهای تجارت جهانی ایجاد شد.

کروگمن[۱۱] «نظریه جدید تجارت»[۱۲] را پیشنهاد کرد[۱۳] که

---

۱. در سی و هشتمین اجلاس کشورهای عضو، نام این سازمان از کنفرانس اسلامی به"سازمان همکاری اسلامی" تغییر کرد.

2. Organization of Islamic Countries (OIC)
3. Lee (2011)
4. Devaluation of Money
5. Bretton Woods
6. Magee (1973)
7. Junz & Rhomberg (1973)
8. Demand Side Approach
9. Sedano (2005)
10. Linder
11. Krugman (1990)
12. New Theory of Trade

۱۳. او در سال ۲۰۰۸ میلادی به خاطر تلاش‌هایش در زمینه تجزیه و تحلیل چگونگی تأثیر مقیاس‌های اقتصادی بر الگوهای تجاری و مکان انجام فعالیت‌های اقتصادی موفق به دریافت جایزه نوبل اقتصاد گردید.

مکمل نظریه‌های دیگر همچون هکشر- اوهلین- ساموئلسون (HOS) یا لیندر است. این نظریه، مبتنی بر فروضی از جمله بازگشت نسبت به مقیاس فزاینده، تفاوت در محصول و رقابت ناقص است که وجه تمایز آن با مدل‌های قبلی است. نظریه جدید تجارت نقش عمده‌ای در توسعه چارچوب نظریه‌های تجارت براساس مدل جاذبه[1] تجارت (که به طور گسترده‌ای در آزمون عوامل جریان تجارت به کار گرفته می‌شود) ایفا کرده است (کروگمن، ۱۹۹۰: ۱۷).

پژوهش حاضر به تحلیل و بررسی آثار اعمال ترتیبات ارزی مختلف بر تجارت متقابل کشورهای اسلامی عضو گروه‌های همکاری منطقه‌ای سازمان همکاری اسلامی (ECO) شورای همکاری خلیج فارس (GCC) و کشورهای درحال توسعه گروه دی هشت (D-8) طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۱ و بر اساس داده‌های پانل و به کارگیری روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM SYS) پرداخته است. مهمترین سؤال این پژوهش این است که انتخاب ترتیبات ارزی متفاوت چه تأثیری بر سطح تجارت متقابل کشورهای عضو همکاری تجاری منطقه‌ای داشته است. در این راستا و در ادامه، این مطالعه در چهار بخش کلی ساماندهی شده است. ابتدا مروری بر ادبیات نظری و پیشینه تحقیق انجام شده؛ سپس به تصریح الگو و مدل تجربی و متغیرهای مورد بررسی پرداخته و نهایتاً تجزیه و تحلیل، جمع‌بندی و پیشنهادات سیاستی ارائه شده است.

۲- مبانی نظری تحقیق

مطالعات اخیر نشان می‌دهد که توسعه همکاری‌های تجاری منطقه‌ای بر رابطه قیمت کالاهای نهائی وارداتی تأثیر گذاشته و عکس‌العمل آن را نسبت به نرخ ارز کمتر می‌کند؛ به صورتی که یکپارچگی تجاری باعث ایجاد حساسیت و عکس‌العمل بیشتر صادرکنندگان نسبت به قیمت‌های رقبای خویش شده و رابطه بین قیمت کالاهای نهائی وارداتی و نرخ ارز کمتر می‌شود (گاست و همکاران[2]، ۲۰۱۰: ۳۱۲). براساس نظریه اتحادیه گمرکی وینر[3] و

1. Gravity Model
2. Gust et al. (2010)
3. Viner (1950)

و گسترش بعدی این نظریه توسط لیپسی[4]، کوپر و ماسل[5]، بهاگواتی[6]، ونوکات و ونوکات[7]، یکپارچگی تجاری منطقه‌ای کشورها بر اساس دو مفهوم اثر ایجاد تجارت (افزاینده رفاه) و اثر انحراف تجارت (کاهنده تجارت) ارزیابی می‌شود و مشخص نیست بعد از ادغام در گروه همکاری‌های تجاری منطقه‌ای یا یکپارچگی کدام اثر غالب خواهد شد.

استفاده از مدل جاذبه، روش دیگری برای مطالعه طرح‌های یکپارچگی اقتصادی است که توسط تین برگن[8] و لینمان[9]، وارد اقتصاد شده و از آن برای مطالعه قابلیت یکپارچگی اقتصادی کشورها، توان بالقوه تجاری[10]، اندازه‌گیری اثرات انحراف و ایجاد تجارت، اندازه‌گیری اثرات فاصله بر حجم تجارت و به دنبال آن قضاوت در مورد خصوصیات شرکای تجاری بر اساس فاصله آن‌ها از یکدیگر، یا قرار گرفتن در یک ناحیه‌ای از یک قاره استفاده می‌شود (یاوری و اشرف‌زاده، ۱۳۸٤: ۲).

تین برگن (۱۹٦۲) معادله جاذبه را جهت استفاده از الگوهای استاندارد تجارت معرفی کرد. بر مبنای مدل وی، مهمترین عوامل تعیین کننده تجارت بین دو کشور، تولید ناخالص ملی و فاصله جغرافیایی بین دو کشور بود. بر اساس این مدل، میزان صادرات کشور می‌تواند بستگی به اندازه اقتصاد، میزان واردات یک کشور و هزینه‌های حمل و نقل داشته باشد که تولید ناخالص ملی را شاخصی از اندازه اقتصاد و مسافت را یک جایگزین برای هزینه‌های حمل و نقل در نظر گرفت[11]. مدل جاذبه با جزئیات بیشتری تحلیل شد (لینمان، ۱۹٦٦: ۱۰)؛ به این صورت که همه عوامل عرضه بالقوه برای کشور صادر کننده و همه عوامل تقاضا برای کشور وارد کننده در نظر گرفته شد[12]. به صورتی که بین این مدل و تئوری اقتصادی، با به کارگیری مدل‌هایی شبیه مدل

4. Lipsey (1957, 1970)
5. Cooper & Massell (1956)
6. Bhagwati (1971)
7. Wonnacott, and Wonnacott, (1981)
8. Tinbergen (1962)
9. Linnemann (1966)
10. Trade Potential

۱۱. مدل ساده معرفی شده توسط تین برگن بدین صورت بود:

$$LnE_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 LnY_i + \alpha_3 LnY_j + \alpha_4 LnD_{ij} + \varepsilon$$

۱۲. به صورتی که مسئله جمعیت N و عامل ترجیحی تجارت P نیز در آن اضافه شد و مدل جاذبه به این صورت معرفی گردید:

$$X_{ij}\delta_0 \frac{Y_i^{\delta_1} Y_j^{\delta_3} P_{ij}^{\delta_5}}{N_i^{\delta_2} N_j^{\delta_4} D_{ij}^{\delta_6}}$$

قیمت‌های تعادل عمومی والراس ارتباط برقرار گردید. البته مطالعات تجربی بسیار زیادی در مورد ادبیات تجارت بین‌الملل وجود دارد که هر یک باعث بهبود و پیشرفت مدل‌های جاذبه شده است. برخی از این مطالعات تصریح مدل را بهبود بخشیده‌اند. برخی مطالعات دیگر، متغیرهای در نظر گرفته شده در مدل را تکمیل کرده‌اند؛ و برخی مطالعات هم به طور تجربی بر موافقت نامه‌های تجاری منطقه‌ای ایستا و پویا انجام شده‌اند (مارتینز، و همکاران[1]، ۲۰۰۹: ٤٧). مدل‌های جاذبه از دهه ۱۹٦۰ به بعد به نحو چشمگیر و مطلوبی جریان تجارت دوجانبه بین کشورها را توضیح داده‌اند. مدل جاذبه در تجارت بیان می‌کند که جریان تجارت بین کشورها، مبتنی بر اندازه کشورها و فاصله اقتصادی و جغرافیایی بین کشورهاست؛ که با اندازه اقتصاد رابطه مستقیم و با فاصله جغرافیایی رابطه معکوس دارد. در کنار معیارهای اندازه و مسافت، این مدل برای اندازه‌گیری وجود اثرات لیندر نیز به کار رفته است. به این ترتیب مدل جاذبه، به عنوان ابزاری جهت اندازه‌گیری اثرات یکپارچگی اقتصادی، زبان مشترک، اتحادیه‌های پولی، نوسانات نرخ ارز و جریان اثرات تجارت به شکل ایجاد یا انحراف تجارت به کار گرفته می‌شود (تنریرو[2]، ۲۰۰۷: ٤٦٨). حال با توجه به مدل مذکور سؤال اساسی این است که نوسانات نرخ ارز ناشی از اعمال ترتیبات مختلف ارزی، چه تأثیری بر جریان تجارت بین کشورهای عضو در گروه همکاری‌های منطقه‌ای کشورهای مسلمان داشته است. ادبیات نظری پیرامون اثرات اسمی و واقعی نرخ ارز بر جریان تجارت متفاوت بوده و به نظام ارزی کشور نیز بستگی داشته است. برخی مطالعات نشان می‌دهد که نوسانات اسمی نرخ ارز تأثیر منفی و معکوس بر روند تجارت داشته و برخی بدون تأثیر بوده‌اند (ایلزتزکی و همکاران[3]، ۲۰۱۱: ٤). دیدگاه‌های موجود را می‌توان به دو دسته کلی طرفداران ترتیبات ارزی ثابت و شناور تقسیم کرد. مهمترین استدلال طرفداران ترتیبات ارزی ثابت این است که نرخ‌های ارز ثابت، انضباط لازم در سیاست‌های کلان اقتصادی را ایجاد می‌کند و زمینه را برای توسعه تجارت جهانی مساعدتر می‌کند. اما طرفداران ترتیبات ارزی انعطاف‌پذیر استدلال می‌کنند که محدودیت‌های تجاری و جریان‌های سرمایه برای مقاصد تراز پرداخت‌ها در ترتیبات و نظام‌های ارزی انعطاف پذیر لازم نیست و از این رو باعث افزایش کارائی و رفاه می‌شود (مانی، ۱۳۸۹: ۳۰٤).

۳- پیشینه تحقیق

در مطالعه فرنکل و همکاران[4]، اثر بلوک‌های تجاری بر جریان تجارت مورد بررسی قرار گرفته شد. به این صورت که مدل جاذبه و داده‌های مقطعی کشورهای در حال توسعه و صنعتی استفاده گردید. نتایج به‌دست آمده از این مطالعه (که از سال ۱۹٦۵ هر پنج سال یک بار به روز شده است) نشان داده که تشکیل جامعه اقتصادی اروپا[5] (EEC) در دهه ۱۹۸۰یک تأثیر معنادار بر ایجاد تجارت داشته؛ که اوج آن در سال ۱۹۸۵ بوده و پس از آن کاهش یافته است. همچنین نتایج حاصل از تخمین سال ۱۹۹۰ حاکی از آن است که اگر دو کشور عضو جامعه اقتصادی اروپا باشند، تجارت آن‌ها ۷۰٪ بیشتر از آن در غیر عضویت بوده است. همچنین هیچ اثر ایجاد تجارت در دوره مورد بررسی برای اتحادیه تجارت آزاد اروپا[6] (EFTA) وجود نداشته است (فرنکل و همکاران، ۱۹۹۸: ۲).

سولوگا و وینترز[7] به بررسی اثرات موافقتنامه‌های ترجیحی تجارت منطقه‌ای بر سطح تجارت با استفاده از مدل جاذبه و برای داده‌های واردات غیرنفتی ۵۷ کشور که ۷۰٪ تجارت جهان را دارند طی سال‌های ۱۹۹۰-۱۹۸۰ انجام شده است. نتایج این تحقیق نشان داده که افزایش منطقه‌گرایی طی دهه ۱۹۹۰ باعث تغییر معناداری در بین بلوک‌های تجاری نشده است (سولوگا و وینترز، ۲۰۰۱: ۲۵).

سدانو با استفاده از مدل انباشته جاذبه در مطالعه خود تحت عنوان تعدیل تجاری، نرخ‌های ارز و یکپارچگی اقتصادی منطقه‌ای به بررسی انحراف یا ایجاد تجارت بین دو کشور آرژانتین و برزیل پرداخته است. نتایج مطالعه وی نشان داده است که عدم ثبات نرخ ارز باعث ایجاد انحراف در تجارت این دو کشور طی دوره مورد

1. Martínez et al. (2009)
2. Tenreyro (2007)
3. Ilzetzki et al. (2011)
4. Frankel et al. (1998)
5. European Economic Community
6. European Free Trade Association
7. Soloaga & Winters (2001)

بررسی شده است سدانو، ۲۰۰۵: ۱۲).

کواک[1] در تحقیقی تحت عنوان «گزینه‌های نرخ ارز و رژیم پولی برای همکاری‌های منطقه‌ای در آسیای شرقی» به بررسی روابط تجاری کشورهای آسیای شرقی پرداخته است. وی تشکیل اتحادیه شبیه پولی را گزینه عملی برای این کشورها معرفی کرده است. در چنین فرایندی پیشنهاد شده که کشورهای این منطقه انعطاف‌پذیری بیشتری در نرخ ارز داشته و آن را بر اساس هدف گذاری تورمی انعطاف‌پذیر تعدیل کنند تا بتوانند از این طریق سیاست‌های پولی خود را هدایت کنند. انتخاب همزمان سیستم‌های نرخ ارز انعطاف‌پذیر به همراه هدف‌گذاری‌های انعطاف‌پذیر تورمی جهت کاهش نوسانات نرخ ارز و حفظ ثبات در نرخ تورم پایین پیشنهاد شده است (کواک، ۲۰۰۵: ۵۷).

کیم و پاپی[2]، در فصل پنجم از کتاب "آمریکای مرکزی، یکپارچگی بین‌الملل و همکاری‌های منطقه‌ای" به بررسی ترتیبات نرخ ارز و یکپارچگی کشورهای آمریکای مرکزی (CAFTA-DR)[3] پرداخته‌اند. فرضیهٔ اصلی این تحقیق مبتنی بر این نظریه است که تشابه ترتیبات ارزی کشورهای عضو یک سازمان همکاری منطقه‌ای به همراه سایر ساز و کارها می‌تواند جریانات مالی و تجاری بین کشورهای عضو را افزایش داده و باعث همگام سازی چرخه‌های تجاری آن‌ها شود. نویسندگان ابتدا به بررسی رابطهٔ بلند مدت (یک دهه و بیشتر) رژیم‌های ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داده است که همگرایی بیشتر آمریکای مرکزی با ایالات متحده در مقایسه با کشورهای اروپای غربی مستلزم استفاده کمتر از نظام‌های شناور مستقل یا میخکوب شده نسبت به دلار است. از سوی دیگر همگام سازی چرخه‌های تجاری باعث کاهش اختلاف نرخ تورم کشورها شده و جریان تجارت ایشان را به ایالات متحده افزایش می‌دهد (کیم و پاپی، ۲۰۰۵: ۳۲۰).

تنریرو[4] در مقاله‌ای تحت عنوان اثرات تجاری نوسانات اسمی اسمی نرخ ارز، به تحلیل و نقد روش‌های رایج و تورش‌دار بودن نتایج به‌دست آمده در این رابطه پرداخته، و با استفاده از روش جدید تلاش کرده تا همزمان همه تورش‌های موجود را از بین برده و تخمین جدیدی از مجموعه ۸۷ کشور را طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۷ با استفاده از روش PML-IV[5] ارائه دهد. نتایج مطالعه وی نشان داده است که نوسانات اسمی نرخ ارز اثر معناداری بر جریان تجارت نداشته است (تنریرو، ۲۰۰۷: ٤٨٥).

تاگوشی و همکاران[6]، در مطالعه‌ای به بررسی رفتار نرخ ارز حقیقی و ترتیبات مختلف نرخ ارز پرداخته‌اند. این تحقیق با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی و به تفکیک با سرعت تعدیل نرخ ارز اسمی و قیمت‌های نسبی در چارچوب یک "مدل تصحیح خطا"[7] انجام شده است. نتایج بررسی نشان داده که کشورهای صنعتی تحت نظام ارزی «شناور آزاد»[8] دارای ثبات نرخ نرخ ارز مؤثر حقیقی بوده در حالی که کشورهای در حال توسعه تحت نظام ارزی "کاملاً میخکوب شده"[9] دارای این ثبات هستند و به عبارتی کشورهای صنعتی تحت نظام ارزی شناور آزاد می‌توانند تحرکات ارزی را در خصوص حساسیت نسبت به شکاف تورمی توضیح دهند و کشورهای در حال توسعه تحت نظام ارز کاملاً میخکوب شده می‌توانند تعدیلات قیمتی غیرخطی را طی تعادل بلند مدت نرخ ارز مؤثر حقیقی ایجاد کنند (تاگوشی و همکاران، ۲۰۰۹: ۲۹۲٤).

گاست و همکاران[10] در مطالعه‌ای با عنوان یکپارچگی تجاری، رقابت و کاهش روند نرخ ارز به بررسی اثر قیمت‌های وارداتی بر روند نرخ ارز با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[11] (DSGE) قیمت‌های وارداتی و نرخ ارز پرداخته‌اند. نتایج این بررسی نشان داده است که با گسترش یکپارچگی تجاری، صادرکنندگان نسبت به قیمت‌های رقبای خویش بسیار حساس می‌شوند و این مسئله توجیه کننده درصد قابل توجهی از کاهش مشاهده شده در حساسیت قیمت‌های وارداتی ایالات متحده نسبت به نرخ ارز بوده است (گاست و همکاران، ۲۰۱۰: ۳۰۹).

1. Kwack (2005)
2. Kim & Papi (2005)
3. Central American – Dominican Republic Free Trade Agreement
4. Tenreyro (2007)
5. Pseudo Maximum Likelihood – Instrumental Variable (PML-IV)
6. Taguchi et al. (2009)
7. Error Correction Model
8. Free Floating
9. Hard peg
10. Gust et al. (2010)
11. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

آیزن‌من و ریراکریچتون[1] در تحقیقی تحت عنوان «الگوهای تعدیلی بر شوک‌های رابطه مبادله: نقش نرخ ارز و سیاست‌های ذخائر بین‌المللی» به تحلیل روش‌های تعدیل شده شوک‌های رابطه مبادله کالا در کشورهای آمریکای لاتین طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۰ به روش پانل پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان داده است که مدیریت فعال ذخائر نه تنها باعث کاهش اثرات شوک‌های رابطه مبادله کالاها در کوتاه مدت می‌شود بلکه باعث تعدیل و کاهش نوسانات نرخ ارز حقیقی بلندمدت شده و می‌تواند یک ابزار مناسب جایگزینی جهت سیاست‌های مالی در کشورهایی باشد که از لحاظ تجاری بسته‌تر هستند (آیزن‌من و ریراکریچتون، ۲۰۱۲: ۲٤).

رحیمی بروجردی تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران را مورد بررسی قرار داده است. نتایج این تحقیق نشان داده که وقفه‌های دو متغیر حجم پول و واردات به طور معنی‌داری تغییرات صادرات غیرنفتی را توضیح می‌دهند. همچنین سیاست‌های ارزی و پولی نتوانسته‌اند نقش حائز اهمیتی را در تغییرات تولید ایفا کنند و واردات تنها به طور ضعیف تحت تأثیر وقفه‌های نرخ واقعی ارز قرار گرفته است (رحیمی‌بروجردی، ۱۳۷۷: ۵۷).

کریمی‌هسنیجه در مطالعه‌ای با عنوان جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و پتانسیل تجاری، به بررسی مدل جاذبه در تحلیل جریانات دو طرفه تجاری ایران برای حضور در یکپارچگی اقتصادی شورای همکاری خلیج فارس و یکپارچگی کشورهای حوزه اقیانوس هند، طی دوره ۱۹۹٤ تا ۲۰۰۵ و با روش داده‌های پانل پرداخته است. نتایج به‌دست آمده نشان داده که علامت ضریب پتانسیل تجاری مثبت بوده و می‌تواند جریانات تجاری دو جانبه ایران را به ترتیب عضویت به میزان ۵ و ۲۵ درصد افزایش دهد و حتی صادرات به کشورهای غیرعضو، یکپارچگی اقیانوس هند را نیز با افزایش ۱۵ درصدی مواجه کند (کریمی‌هسنیجه، ۱۳۸۵: ۱۱۸).

کریمی به بررسی رابطه بین یکپارچگی تجارت خارجی و هم زمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۰ پرداخته است. عضویت در بلوک‌های تجاری منطقه‌ای (از جمله عضویت در گروه D-8، ECO، و GCC) به عنوان متغیر موهومی در مدل تحقیق به کار رفته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داده است که یکپارچگی چه به صورت افزایش روابط تجارت بین کشورهای صنعتی و چه به صورت تقویت روابط تجاری درون صنعتی، منجر به تقویت همزمانی در سیکل‌ها شده است (کریمی، ۱۳۸۷: ۳).

طیبی و همکاران به بررسی اثر هم‌گرایی اقتصادی بر روابط تجاری کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت (WTO) و اتحادیه‌های منتخب، با استفاده از داده‌های ۱۲٦ کشور جهان در دوره‌ی ۲۰۰٤-۱۹۹۵، پرداخته‌اند. نتایج مطالعه بر هم‌گرایی مالی در گسترش تجارت مابین کشورهای عضو تأکید داشته است (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۳۷).

٤- مدل کاربردی تحقیق

مبانی تئوریک مدل جاذبه توسط اندرسون[2] (۱۹۷۹) استخراج و بسط داده شده است. دیردورف[3] (۱۹۸٤) معادله جاذبه را از مدل هکشر اوهلین استخراج نمود.

برگستراند[4] (۱۹۹۰) معادله جاذبه[5] را از یک مدل با شرایط رقابت انحصاری، و اتون و کورتم[6] (۲۰۰۲) معادله جاذبه را از یک مدل ریکاردوئی استخراج نمودند. مطالعات بعدی نشان داد، مدل‌هایی که در آن‌ها تجارت بین کشورها از حیث تولید و مصرف داخلی مورد تجزیه و تحلیل قرار داده نیز می‌توانند به صورت الگوی جاذبه مطرح شوند (اندرسون و وینکوپ[7]، ۲۰۰٤: ۱۰۷).

مدل پایه این تحلیل اشاره به این مطلب دارد که فراوانی کالاها و خدمات، نیروی کار و سایر عوامل تولید در یک منطقه به نام i یا (E_i) از طریق تقاضای کالاها و خدمات، نیروی کار و سایر عوامل در منطقه j یا (E_j) جذب می‌شوند. این جریان بالقوه با فاصله دو کشور (ϑ_{ij}) رابطه معکوس دارد:

1. Aizenman & Riera-Crichton (2012)

2. Anderson (1979)
3. Deardorff (1984)
4. Bergstrand (1990)
5. Gravity Model
6. Eaton & Kortum (2002)
7. Anderson & Wincoop (2004)

$$X_{ij} = \frac{E_i E_j}{\vartheta_{ij}^2} \quad (۱)$$

که در این رابطه X_{ij} میزان کالاها و خدمات مبادله شده بین دو کشور است. کنترل پذیر بودن داده‌ها و تعداد متغیرهای مناسب، از جمله مزیت‌های مربوط به مدل جاذبه است (سالواتیسی[۱]، ۲۰۱۳: ٤). اندرسون (۱۹۷۹) اولین توصیفات تئوریک را برای مدل جاذبه بر پایهٔ خصوصیات سیستم مخارج ارائه نمود. بعد از اندرسون، برگستراند (۱۹۸۵)، هلپمن و کروگمن[۲] (۱۹۸۵) و دیردورف (۱۹۸٤) در این فرایند شرکت و مطالعات آن‌ها موجب گسترش مدل شد. در این مطالعات معادله جاذبه به عنوان فرم خلاصه شده‌ای از مدل تعادل عمومی تجارت بین‌الملل در کالاهای نهایی به دست آمد. بر این اساس فرم کلی معادله جاذبه به شکل زیر است:

$$X_{ij} = \beta_0 E_i^{\beta_1} E_j^{\beta_2} \vartheta_{ij}^{\beta_3} \varepsilon_{ij} \quad (۲)$$

مدل اولیه به شکل لگاریتمی[۳] ارائه شد (تین برگن، ۱۹٦۲). بر این اساس این مبنا پارامترها بیان‌گر کشش جریان تجارت هستند. در این مدل فرض بر این است که کشورهای مجاور[٤] تمایل بیشتری برای تجارت، در مقایسه با کشورهای غیرمجاور دارند؛ که متغیر مجازی یا موهومی مجاورت را با N_{ij} نشان می‌دهد. علاوه بر این، به این مدل عوامل سیاستی[٥] نیز اضافه شده است که با متغیر مجازی یا موهومی V_{ij} نشان داده می‌شود. این متغیر بیانگر این است که کالاها و خدمات مبادله شده تحت تأثیر ترجیحات و ترتیبات سیستمی یا چند جانبه قرار می‌گیرند؛ مهمترین کاربرد این متغیر در اندازه‌گیری تأثیر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای[٦] و موافقت نامه‌های ترجیحات تجاری[۷] است. بر این اساس می‌توان نوشت:

$$\begin{aligned} LnX_{ij} = {} & \underbrace{\beta_0}_{\text{constant}} + \underbrace{\beta_1 LnE_i + \beta_2 LnE_j}_{\text{economicattracrors}} + \underbrace{\beta_3 \vartheta_{ij}}_{\text{distance}} + \underbrace{\beta_4 N_{ij}}_{\text{policy}} \\ & + \underbrace{\beta_0 V_{ij}}_{\text{policy}} + \underbrace{\varepsilon_{ij}}_{\text{error term}} \end{aligned} \quad (۳)$$

اگر این مدل از طریق سری زمانی یا مقطعی برآورد گردد دارای تورش است زیرا ناهمگنی بین کشورها را لحاظ ننموده است.

بنابراین، جهت رفع این مشکل، باید جمله‌ای به غیر از عرض از مبدأ که برای همهٔ کشورها برابر است در مدل وجود داشته باشد که مبین اثرات مختص هر کشور باشد. به همین منظور، در سال‌های اخیر از روش برآورد پانل دیتا در مدل‌های جاذبه استفاده شده است که اثرات انفرادی[۸] را وارد مدل می‌نماید و مجموعه‌ای ترکیبی از داده های سری زمانی و مقطعی است. به علاوه در این مدل تعدادی از متغیرهایی که بر تجارت دو جانبه کشورها تأثیر دارند حذف شده یا در نظرگرفته نشده است (مارتینز و نوواک[۹]، ۲۰۰۳: ۲۹۵). به همین دلیل، از مدل جاذبه تعمیم یافته[۱۰] استفاده می‌شود. اگر تجارت یک فرایند پویا در نظر گرفته شود، تبدیلات و انتقالات مستلزم حذف اثرات ثابت جفت کشورهاست، که این مسئله باعث ایجاد همبستگی بین متغیر وابسته تأخیری (لگاریتمی) و جزء خطای انتقالی شده که باعث ایجاد تورش شدید در روش OLS شده و سازگاری را از بین می‌برد. جهت از بین رفتن عدم سازگاری مدل، تفاضل مرتبه اول و استفاده از روش دو مرحله‌ای GMM هنسن[۱۱] (۱۹۸۲) توسط آرلانو و باند[۱۲] (۱۹۹۱) پیشنهاد شد. اگر این روش برای دوره زمانی بسیار کوتاه پانل در نظر گرفته شود، نتایج ضعیف خواهد بود. آرلانو و باور[۱۳] (۱۹۹۵) توضیح دادند که اگر معادلات اصلی در سطح به یک سیستم معادلات تفاضل مرتبه اول اضافه شوند، شرط گشتاورهای اضافه می‌تواند باعث افزایش کارائی مدل شود (تخمین زننده GMM سیستمی). این تخمین زننده توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸) احیا و بازنگری شد. تخمین زننده GMM سیستمی نسبت به تخمین زننده آرلانو و باند دارای این مزیت بود که تفاضل‌گیری از مدل باعث حذف اثرات ثابت شده و با توجه به داده‌های نسبتاً محدود و اثرات مستمر[۱٤] در روابط تجاری دو جانبه کشورها تخمین زننده زننده GMM سیستمی بهترین نتایج را ارائه می‌دهد؛ و البته کاربرد این روش در مدل جاذبه تقریباً جدید است. مدل جاذبه پویا با رهیافت GMM سیستمی دارای سه مجموعه متغیر است که عبارتند از: متغیرهای استاندارد مدل جاذبه، متغیرهای مربوط به

1. Salvatici (2013)
2. Helpman & Krugman (1985)
3. Log – Log Form
4. Adjacent Countries
5. Political
6. Regional Trade Cooperation
7. Preference Trade Agreement
8. Individual Effects
9. Martinez & Nowak (2003)
10. Generalized Gravity Model
11. Hansen Two- Step GMM
12. Arellano & Bond (1991)
13. Arellano & Bover (1995)
14. Persistance Effects

عدم تجانس و تورش و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر سطح تجارت دوجانبه (ناردیس و همکاران[1]، ۲۰۰۸: ۵).

$$\mathrm{LnX_{ijt}} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{n} \beta_{k\ 1}\ \mathrm{LnZ_{ijt}} + \delta_1 \mathrm{D^k_{ijt}} + u_{ijt} \qquad (٤)$$

در این رابطه $\mathrm{X_{ijt}}$ بیانگر مبادلات تجاری دوجانبه بین کشورهای مورد بررسی i و j در دوره زمانی t؛ $\mathrm{Z_{ijt}}$ مجموعه متغیرهای تعیین کننده زمانی[2] و ثابت[3] مدل جاذبه، $\mathrm{D^k_{ijt}}$ متغیرهای مجازی که در این مدل جهت بررسی آثار سیاستی به کار رفته‌اند، و u_{ijt} بیانگر جز خطای مدل $\left[(u_{ijt} \sim \mathrm{N}(0, \sigma)\right]$ است.

۵- متغیرهای تحقیق

بر اساس روابط ذکر شده در قسمت قبل، مدل جاذبه پویا با رهیافت GMM سیستمی با بسط متغیرهای $\mathrm{Z_{ijt}}$ و $\mathrm{D^k_{ijt}}$ به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}\mathrm{LnX_{ijt}} = {} & \beta_0 + \beta_1 \mathrm{LnMGDP_{ijt}} + \beta_2 \mathrm{LnDist_{ijt}} \\ & + \beta_3 \mathrm{LnRER_{ijt}} + \beta_4 \mathrm{LnLind_{ijt}} \\ & + \delta_1 \mathrm{D^{FL}_t} + \delta_2 \mathrm{D^{MF}_t} + \delta_3 \mathrm{D^{CP}_t} \\ & + \delta_4 \mathrm{D^{PG}_t} + u_{ijt}\end{aligned} \qquad (٥)$$

که در این رابطه $\mathrm{X_{ijt}}$ ارزش حقیقی تجارت دو جانبه دو کشور i و j در زمان t است و به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شود؛ $\mathrm{MGDP_{ijt}}$: میانگین تولید ناخالص داخلی دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای ECO، GCC و D-8 است که به صورت زیر محاسبه می‌شود. متغیر مذکور بیانگر اندازه اقتصادی (ابعاد) کشورهای طرف تجاری است:

$$\mathrm{MGDP_{ijt}} = \left[\frac{1}{2}\left(\mathrm{GDP_{it}} + \mathrm{GDP_{jt}}\right)\right] \qquad (٦)$$

$\mathrm{Dist_{ijt}}$: مسافت بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای مورد بررسی است.

$\mathrm{RER_{ijt}}$: نرخ حقیقی برابری ارز بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک‌های تجاری مورد بررسی است. شاخص نرخ حقیقی ارز $\mathrm{RER_{ijt}}$ مبتنی بر مطالعات اکانایاک و همکاران[4] (۲۰۱۲) و بهمنی‌اسکوئی و وانگ[5] (۲۰۰۸ و ۲۰۰۹)؛ از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$\mathrm{RER_{ijt}} = \left[\frac{\mathrm{ER_{ijt}} \times P^f_{jt}}{P_{it}}\right] \qquad (٧)$$

که در این رابطه $\mathrm{ER_{ijt}}$ نرخ ارز اسمی دوجانبه بین دو کشور در زمان t، $\mathrm{P^f_{jt}}$ شاخص قیمت مصرف کننده در کشور خارجی (۱۰۰ = ۲۰۰۵) در زمان t و $\mathrm{P_{it}}$ شاخص قیمت مصرف کننده در داخل کشور (۱۰۰ = ۲۰۰۵) در زمان t است (اکانایاک و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۰).

$\mathrm{Lind_{ijt}}$: شاخص مشابهت اقتصادی بین دو کشور i و j در زمان t در بلوک کشورهای مورد بررسی است؛ که به مدل "لیندر" معروف است و از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$Lind_{ijt} = \left[\frac{\mathrm{GDP_{it}}}{POP_{it}} - \frac{\mathrm{GDP_{jt}}}{POP_{jt}}\right]^2 \qquad (٨)$$

که به ترتیب $\frac{\mathrm{GDP_{jt}}}{POP_{jt}}$ و $\frac{\mathrm{GDP_{it}}}{POP_{it}}$ تولید ناخالص داخلی سرانه دو کشور صادرکننده i و واردکننده j در زمان t است.

$\mathrm{D^{FL}_t}$، $\mathrm{D^{MF}_t}$، $\mathrm{D^{CD}_t}$ و $\mathrm{D^{PG}_t}$ به ترتیب متغیرهای مجازی ترتیبات ارزی شناور، شناور مدیریت شده، میخکوب شده خزنده و میخکوب شده هستند.

u_{ijt}: جمله اختلال تصادفی است که idd (به صورت نرمال و یکسان توزیع شده) است. در جدول (۱) متغیرهای مورد بررسی مدل به طور خلاصه ارائه شده است.

میانگین تولید ناخالص داخلی کشورها $\mathrm{MGDP_{ijt}}$، بیانگر اندازهٔ اقتصادی کشورها و همچنین ظرفیت تولید آن‌ها است. هرچه اندازه یک اقتصاد بزرگتر و ظرفیت‌های تولیدی آن بیشتر باشد، امکان تولید بیشتر با هزینه کم‌تر فراهم می‌شود و در نتیجه در بازارهای بین‌المللی دارای مزیت نسبی خواهد بود. این موضوع باعث افزایش صادرات آن کشور می‌شود. از طرف دیگر این موضوع باعث می شود بازار داخلی قدرت جذب محصولات خارجی را داشته باشد، در نتیجه میزان تجارت خارجی آن کشور افزایش می‌یابد. بنابراین در معادله بالا انتظار می‌رود با افزایش تولید ناخالص داخلی کشورها، تجارت دو جانبه بین کشورها مثبت ($\beta_1 > 0$) باشد؛ که به آن تأثیر مثبت صرفه‌های حاصل از مقیاس نیز می‌گویند و این تأثیر در مطالعات ایگر[6] (۲۰۰۲) و گراسمن و هلپمن[7] (۲۰۰۵) تأیید شده است. متغیر $\mathrm{Dist_{ijt}}$،

1. Nardis et al. (2008)
2. Invariant Determinants
3. Time-Variant Determinants
4. Ekanayake et al. (2012)
5. Bahmani-Oskooee & Wang (2008, 2009)
6. Egger (2002)
7. Grossman & Helpman (2005)

فاصله بین دو کشور را بیان می کند و عامل مهمی در الگوهای جغرافیایی تجاری است. فاصله، هزینه مبادلات بین المللی کالاها و خدمات را افزایش می‌دهد. علاوه بر فاصله، هزینه‌های تکمیل کنندهٔ مبادلات بین مرزی نیز بازدارنده و مانعی در برابر تجارت محسوب می گردند. جدایی بیشتر دو شریک بالقوهٔ تجاری و هزینه بیشتر تجارت دو طرفه سبب می شود که منافع حاصل از تجارت کاهش یابد. از این‌رو انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی ($\beta_2 < 0$) باشد. ارتباط منفی بین مسافت و تجارت متقابل در مطالعات پاپازئولو و همکاران[1] (۲۰۰۶) بادینگر و بروس[2] (۲۰۰۸) و کبیر و سلیم[3] (۲۰۱۰) تأیید شده است. با افزایش نرخ نرخ ارز حقیقی RER_{ijt}، انگیزه‌های صادراتی افزایش یافته و جریان تجارت از کشور i به j افزایش می‌یابد؛ بنابراین انتظار می‌رود ضریب $\beta_3 > 0$ باشد. متغیر مشابهت اقتصادی لیندر $Lind_{ijt}$، بین کشورهای شریک تجاری به صورت تابعی از تفاوت تولید ناخالص داخلی سرانه هریک از دو کشور صادرکننده و واردکننده است. با در نظر گرفتن درآمد سرانه نسبی دو کشور به عنوان نماینده تشابه ساختار تقاضای دو کشور، کشورها پس از اشباع بازار داخلی خود به بازار کشورهایی با الگوهای تقاضای مشابه چشم خواهند دوخت، زیرا تشابه بیشتر دو کشور در محصولات تقاضا شده، نشان دهنده پتانسیل تجاری بزرگتر خواهد بود و هرچه اختلاف درآمد سرانه و شکاف در ساختار و شاخص اقتصادی آن‌ها کمتر شود، تشابه صادرات – واردات بین آن‌ها بیشتر می‌شود که طبق نظریه تجارت لیندر، کشورهای مشابه تمایل بیشتری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیرمشابه دارند؛ بنابراین انتظار می‌رود که $\beta_4 > 0$ باشد. تأثیر مثبت این متغیر در مطالعات بالتاجی و همکاران[4] (۲۰۰۳)، سرلانگا و شین[5] (۲۰۰۷) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰) مورد تأیید قرار گرفته است.

جدول (۱): متغیّرهای مورد بررسی در مدل تحقیق در بلوک‌های تجاری ECO، GCC و D-8

متغیر	شرح	پیش‌بینی علامت	مأخذ
LnX_{ijt}	لگاریتم ارزش حقیقی تجارت دو جانبه بین دوکشور i و j در زمان t	متغیر وابسته	IMF: Direction of Trade Statistics (DOTS)[6] Trademap[7]
$LnMGDP_{ijt}$	لگاریتم میانگین تولید ناخالص داخلی حقیقی کشورهای i و j در زمان t	$\beta_1 > 0$	UNCTAD Statistics[8]
$LnDist_{ijt}$	لگاریتم فاصله پایتخت دوکشور i و j در زمان t	$\beta_2 < 0$	CEPII[9]
$LnRER_{ijt}$	لگاریتم نرخ حقیقی ارز بین دوکشور i و j در زمان t	$\beta_3 > 0$	WDI[10]
$LnLind_{ijt}$	لگاریتم شاخص مشابهت اقتصادی لیندر	$\beta_4 > 0$	UNCTAD and UN[11]
D_t^{FL}	متغیر مجازی «ترتیبات ارزی شناور» در زمان t	$\delta_1 < \delta_2$	Ilzetzki, Reinhart and Rogoff, 2011, Bakhromov, N. 2011. Qureshi and Tsangarides, 2012.
D_t^{MF}	متغیر مجازی «ترتیبات ارزی شناور مدیریت شده» در زمان t	$\delta_1 < \delta_2 < \delta_3$	
D_t^{CP}	متغیر مجازی «ترتیبات ارزی میخکوب شده خزنده» در زمان t	$\delta_2 < \delta_3 < \delta_4$	
D_t^{PG}	متغیر مجازی «ترتیبات ارزی میخکوب شده» در زمان t	$\delta_3 < \delta_4 < 0$	
u_{ijt}	جزء خطای مدل	–	-

۶- ایستایی و همگرایی متغیرها

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است، یعنی علیرغم R^2 بالا رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. در تحقیقات سری زمانی فرض بر ایستائی یا مانایی متغیرهاست[12].

مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانل نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. در داده‌های پانل

1. Papazolou et al. (2006)
2. Badinger & Breuss (2008)
3. Kabir & Salim (2010)
4. Baltagi et al. (2003)
5. Serlenga & Shin (2007)

6. http://elibrary-data.imf.org
7. http://www.trademap.org
8. http://unctad.org
9. http://www.cepii.fr
10. http://databank.worldbank.org
11. http://esa.un.org

۱۲. فرایند تصادفی در وقفه‌های مختلف سری در طول زمان، دارای میانگین، واریانس و خودکواریانس یکسان است و ثابت باقی می‌ماند (ابریشمی، ۱۳۹۱: ۳۸۶).

همچون داده‌های سری زمانی لازم است ایستایی متغیرها و در صورت لزوم همگرائی آن‌ها مورد بررسی قرار گیرد. در داده‌های پانل نیز در صورتی که متغیرها ایستا نباشند الگوی رگرسیون حاصل را می‌توان یک الگوی کاذب به حساب آورد. ادبیات اقتصاد سنجی و ریشه واحد بیانگر آن است که آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های پانل نسبت به آزمون ریشه واحد سری زمانی دارای قدرت و صحت بیشتری است. وقتی که تعداد مشاهدات سری زمانی در هر کدام از مقاطع زیاد باشد، می‌توان تحلیل مانایی (وجود ریشه واحد) را برای هر کدام از آن مقاطع مورد بررسی قرار داد؛ اما قدرت آزمون ریشه واحد[1] هنگامی که طول دوره داده‌ها کم است بسیار پایین می‌باشد. در این شرایط استفاده از آزمون ریشه واحد مبتنی بر داده‌های تابلویی برای افزایش قدرت آزمون‌ها ضروری است. به‌عنوان مثال، آزمون‌های معمول ریشه واحد مثل دیکی فولر، دیکی فولر تعمیم یافته و فلیپس پرون که برای یک سری زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرند از توان آزمون پایینی برخوردار بوده و دارای تورش به سمت قبول فرضیه صفر هستند. این موضوع وقتی که حجم نمونه کوچک است، خیلی تشدید می‌شود. یکی از روش‌هایی که برای رفع این مشکل پیشنهاد شده، استفاده از داده‌های تابلویی برای افزایش حجم نمونه و آزمون ریشه واحد در داده‌های تابلویی است. لذا پیش از برآورد مدل تحقیق، لازم است مانایی تمام متغیّرهای مورد استفاده در تخمین‌ها، مورد آزمون قرار گیرد؛ زیرا مانایی متغیّرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود. در این آزمون یک الگوی رگرسیون کمکی به شرح زیر برآورد می‌شود:

$$\Delta Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \beta_{ij}\, \Delta Y_{i,t-j} + X'_{it}\delta + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

که در این رابطه $\alpha = p - 1$ است و فرضیه H_0 و H_1 عبارتند از:

$$\begin{cases} H_0: \alpha = 0 \\ H_1: \alpha < 0 \end{cases}$$

برای آزمون ریشه واحد پانل از شش روش استفاده می‌شود که عبارتند از آزمون لوین لین چو (LLC)[2]؛ آزمون بریتونگ (Brg)[3]؛ ایم، پسران و شیم (IPS)[4]؛ آزمون‌های فیشر (F-PP و F-ADF)[5] و آزمون هاردی(Hrd)[6]. از بین روش‌های مذکور، آزمون لوین لین چو آماره زیر را اندازه‌گیری کرده و نسبت به مانایی یا نامانایی متغیر تصمیم‌گیری می‌کند:

$$LLC: \quad \frac{t_\alpha^* - \left(N\tilde{T}\right)S_n\hat{\sigma}^{-2}se(\hat{\alpha})\mu_{m\tilde{T}^*}}{\sigma_{m\tilde{T}^*}} = \frac{t_\alpha^*}{} \rightarrow N(0,1) \qquad (۱۰)$$

نتایج حاصل از آزمون مانایی جمعی[7] متغیّرها برای آزمون LLC برای سه گروه منتخب به شرح جدول (۲) است.

جدول (۲): نتایج آزمون LLC ریشه واحد جمعی متغیّرهای تأثیرگذار برسطح تجارت در گروه‌های منتخب

متغیر	سطح	D-8		GCC		ECO	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال	آماره	احتمال
X_{ijt}	I(0)	۰.۰۰۰۸	-۳.۱٤۸۹	۰.۰۰۰	-۷.۵۸	۰.۰۰۰	-۸.۵۲
$MGDP_{ijt}$	I(0)	۰.۰۰۰	-۹.۵۱٦۷	۰.۰۰۰	-۸.۷	۰.۰۰۰	-۱۵.۵۸
RER_{ijt}	I(0)	۰.۰۰۰	-۱۰.۸۹۸٦	۰.۰۰۰	-٦.۹٤	۰.۰۰۰	-٤.۵٦
$Lind_{ijt}$	I(0)	۰.۰۰۰	-٦.۹۹۰۹	۰.۰۰۰	-۸.۹۱	۰.۰۰۰	-۹.۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرها، آماره t_α^* برای کلیه متغیرها به طور معناداری کمتر از صفر بوده و فرضیه صفر (H_0) وجود ریشه واحد (یعنی $\alpha = 0$ در رابطه شماره ۱۰) در مقادیر جاری متغیرها و در سطح اطمینان ۹۹ درصد رد می‌شود. بدین معنا که وجود ریشه واحد برای متغیرهای فوق‌الذکر با قدرت رد می‌شود؛ و مانائی آن‌ها در سطح (یعنی $\alpha < 0$) تأیید می‌شوند؛ لذا نیازی به انجام آزمون همگرایی[8] نیست و به تخمین مدل مورد نظر پرداخته شده است.

۷- تخمین مدل

برای تخمین مدل تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) که به وسیله آرلانو-باند، آرلانو-باور، نیوی و رسن و هولتز و ایکن برای الگوهای پانل پویا توسعه داده شده، استفاده

1. Unit Root Test
2. Levin, Lin & Chu (2002)

3. Breitung (2000)
4. Im, Pesaran & Shin (2003)
5. Fisher, Augmented Dicky Fuller – Fisher, Phillips Perron (Madella and Wu, 1999; Choi, 2001)
6. Hardi (2001)
7. Common Unit Root
8. Cointegration

شده است. برای تخمین مدل و از بین بردن اثرات ثابت از روش تفاضل‌گیری آرلانو –باند و برای رفع همبستگی متغیر با وقفه و سایر متغیرهای توضیحی از ماتریس ابزارها استفاده شده است. در این روش، آرلانو- باند روش تخمین‌زن تعمیم یافته گشتاورهای دو مرحله‌ای را ارائه می‌دهند. برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان[1] استفاده شده است. در این آزمون، فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلال است. آماره آزمون سارگان توزیع کای دو با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است. فرضیه صفر این تحقیق همبسته بودن پسماندها با متغیر ابزاری را رد می‌کند، و بیانگر معتبر بودن متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل است. در ادامه برای آزمون همبستگی سریالی (M_2) و بررسی همبستگی درجه اول در سطح، همبستگی از درجه دوم در تفاضل بررسی می‌شود. آزمون اعتبار ابزارها (و محدودیت گشتاوری)، آزمون همبستگی سریالی از مرتبه دوم پسماندهاست. عدم وجود همبستگی سریالی نشان می‌دهد که تمامی ارزش‌های با وقفه متغیرهای توضیحی را می‌توان به عنوان متغیرهای ابزاری مورد استفاده قرار داد. مدل مورد استفاده در این تخمین به شکل زیر است:

$$\begin{aligned} LnX_{ijt} = {} & \beta_0 + \beta_1 LnMGDP_{ijt} + \beta_2 LnDist_{ijt} \\ & + \beta_3 LnRER_{ijt} + \beta_4 LnLind_{ijt} \\ & + \delta_1 D_t^{FL} + \delta_2 D_t^{MF} + \delta_3 D_t^{CP} \\ & + \delta_4 D_t^{PG} + u_{ijt} \end{aligned} \qquad (۱۱)$$

نتایج حاصل از تخمین مدل با استفاده از روش تعمیم‌یافته گشتاورهای سیستمی (GMM SYS) گروه همکاری‌های تجاری منطقه‌ای به شرح جدول (۳) است:

بر اساس نتایج آزمون والد که از توزیع کای دو با درجات آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب گروه کشورهای منتخب در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود.

آماره آزمون سارگان نیز که بیانگر انتخاب مناسب متغیرهای ابزاری است و از توزیع کای دو با درجات آزادی با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص برخوردار است، به ترتیب برای گروه کشورهای منتخب D-8، GCC و ECO برابر با ٥٤.٢٩ (با احتمال ٠.٩٧٧٤) ٢٩.٩ (با احتمال ٠.٩٩٩٨) و ٧٢.٧ (با احتمال ٠.٩٦٥١) است، که با توجه به احتمال این آماره‌ها می‌توان به این نتیجه دست یافت که متغیرهای ابزاری مورد استفاده در مدل (که این متغیرهای ابزاری مقدار با وقفه متغیرهای مستقل هستند)، به نحو مناسبی انتخاب شده‌اند و فرضیه صفر حاکی از قابل اعتبار بودن متغیرهای ابزاری در این برآورد می‌باشد.

به منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال، از آماره آزمون آرلانو و باند استفاده شد که بر اساس نتایج به‌دست آمده (به ترتیب ۰.۰۲۳، ۰.۰۰۰۸ و ۰.۰۰۰۱) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی در جملات اخلال تفاضل‌گیری شده رد نشده و بنابراین روش آرلانو و باند روشی مناسب برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت است؛ و با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اخلال، همبستگی سریالی بین جملات اخلال از بین رفته و جملات اخلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول و دوم نیستند.

۸- تجزیه و تحلیل

نتایج حاصل از تخمین مدل پانل پویای کشورهای منتخب D-8، GCC و ECO نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مدل مورد برآورد در هر سه گروه منتخب دارای اثر معنادار بر متغیر حجم تجارت می‌باشند. صادرات دوجانبه کشورهای عضو در هر سه گروه مورد بررسی، به صورت تأخیری و به ترتیب با ضرایب ۰.۵۹، ۰.٦٧ و ۰.٦٦ بر حجم تجارت تأثیر مثبت و معناداری داشته است. میانگین تولید ناخالص داخلی زوج کشورها (که بیانگر اندازه و حجم اقتصاد است)، به ترتیب با ضرایب ١.٢٨٦١، ٠.٦٥ و ٠.٧٣ تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت دوجانبه داشته‌اند و این نتیجه مطالعات ایگر (۲۰۰۲) و گراسمن و هلپمن (۲۰۰۵) که مطالعات ایشان مؤید تأثیر مثبت صرفه‌های حاصل از مقیاس، و یا رابطه مثبت اندازه کشورها با حجم تجارت شرکای تجاری آن‌هاست، را تأیید می‌کند.

1. Sargan Test

جدول (۳): نتایج تخمین GMM داده‌های پانل پویای سیستمی در گروه کشورهای منتخب اسلامی

Depend Variable:LnXij System dynamic panel-data estimation 2001-2012 (Two-step results, Noconstant)												
	D-8				GCC				ECO			
متغیر های توضیحی	ضرایب	انحراف معیار	آماره	احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره	احتمال	ضرایب	انحراف معیار	آماره	احتمال
LnXij(-1)	۰.۵۹٤٤	۰.۰۰۸۱	۷۳.۷۷	۰.۰۰۰۰	۰.٦۷۲۰	۰.۰۰۱۳	۵۳۰.۳۱	۰.۰۰۰۰	۰.٦٦۹۲	۰.۰۱۵۷	٤۲.۵۵	۰.۰۰۰۰
LnMGDPij	۱.۲۸٦۱	۰.۰٤۸۳	۲٦.٦۱	۰.۰۰۰۰	۰.٦۵٤٤	۰.۰۰٦۵	۱۰۰.۸٦	۰.۰۰۰۰	۰.۷۳۵۸	۰.۰٤٤۹	۱٦.۳۹	۰.۰۰۰۰
LnDistij	-۰.٦۳۱۰	۰.۰۸٤٤	-۷.٤۸	۰.۰۰۰۰	-۰.٤٤۵٤	۰.۰۵۱۵	-۸.٦۵	۰.۰۰۰۰	۱.٦۱۱۸	۰.۲۹۱۸	۵.۵۲	۰.۰۰۰۰
LnRERij	-۰.۱۸۱۸	۰.۰۲٦۱	-٦.۹٦	۰.۰۰۰۰	۰.۱٤۰۵	۰.۰۳۲۵	٤.۳۳	۰.۰۰۰۰	۰.۲۰۱۸	۰.۰۲٦۹	۷.۵۰	۰.۰۰۰۰
LnLinderij	-۰.۲۷٤۲	۰.۰۱٦۲	-۱٦.۹۳	۰.۰۰۰۰	۰.۰۱۲٤	۰.۰۰۱۰	۱۱.٦۵	۰.۰۰۰۰	-۰.۰۸۹۰	۰.۰۱٤۹	-۵.۹٦	۰.۰۰۰۰
DFL	-۱.۰۳۰۷	۰.۵٤۲۸	-۱.۹۰	۰.۰۵۸۰	*	*	*	*	-۱۳.۷۵۹۷	۲.۰۹۷۸	-٦.۵٦	۰.۰۰۰۰
DMF	-۰.۷٦۰۲	۰.۵۱۷۵	-۱.٤۷	۰.۱٤۲۰	*	*	*	*	-۱۳.۵۹۳٦	۲.۰۷۵۷	-٦.۵۵	۰.۰۰۰۰
DCP	-۰.۵۱۲۸	۰.۵۰۷۱	-۱.۰۱	۰.۳۱۲۰	*	*	*	*	-۱۳.۳۳۹۳	۲.۰۵۷۲	-٦.٤۸	۰.۰۰۰۰
DPG	-۰.۲۰۵۷	۰.٤۸٤۵	-۰.٤۲	۰.٦۷۱۰	۱.۳۹٤۸	۰.۲۷۸۳	۵.۰۱	۰.۰۰۰۰	-۱۳.۰۱۱۹۸	۲.۰٦۲۳	-٦.۳۱	۰.۰۰۰۰
Number of obs=616 Wald test = 1.14 (Prob:0.0000) Sargan test: (J Stat = 54.29376) Prob > chi2 = 0.9774 AR(1) test: Prob>z = 0.0230					Number of obs=330 Wald test = 3.44 (Prob:0.0000) Sargan test: (J Stat = 29.97939) Prob > chi2 = 0.9998 AR(1) test: Prob>z=0.0008 *Note: Dfl,Dmf and Dcp dropped because of collinearity				Number of obs=989 Wald test = 39.857 (Prob:0.0000) Sargan test: (J Stat = 72.74858) Prob > chi2 = 0.9651 AR(1) test: Prob>z=0.0001			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فاصله دو کشور نیز به ترتیب برای گروه کشورهای منتخب D-8، GCC با ضرایب ۰.٦۳-، ۰.٤٤- و بر اساس پیش‌بینی رابطه معنادار و معکوسی بر تجارت داشته است بدین معنا که هرچه فاصله کشورهای عضو نسبت به یکدیگر دورتر بوده حجم تجارت آن‌ها کمتر بوده است و این نتیجه مطالعات پاپازئولو و همکاران (۲۰۰٦) بادینگر و بروس (۲۰۰۸) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰) را تأیید می‌کند. البته این ضریب در گروه کشورهای ECO مثبت و معنادار بوده است و مطالعات تجربی دیگران را تأیید نمی‌کند. نوسانات نرخ ارز در گروه کشورهای عضو همکاری D-8 بین هر دو کشور با ضریب ۰.۱۸۱۸- تأثیر معکوس و معناداری بر جریان صادرات بین کشورهای عضو داشته است. بدین معنا که افزایش نرخ ارز جریان تجارت را به سمت صادرات بهبود نبخشیده است و ادبیات تجربی دیگران را تأیید نمی‌کند. در حالی‌که در گروه کشورهای GCC و ECO به ترتیب با ضرایب ۰.۱٤۰۵ و ۰.۲۰۱۸ تأثیر مستقیم و معناداری بر جریان صادرات بین کشورهای عضو داشته است به صورتی که افزایش نرخ ارز جریان تجارت را به سمت صادرات بهبود بخشیده است و ادبیات مسلط در این بخش از جمله ارستیتالیس[1]، برودا[2]، اوزترک[3]، کلین و شمباق[4] و اپلیارد و همکاران[5] را تأیید نموده‌اند. فرضیه لیندر نیز که بیانگر شباهت اقتصادی کشورهای عضو در گروه تجاری است در تخمین تجربی گروه کشورهای عضو همکاری D-8 و ECO تأیید نشده است و به ترتیب با ضرایب معنادار ۰.۲۷٤۲- و ۰.۰۸۹- نتایج اکثر مطالعات تجربی موجود از جمله بالتاجی و همکاران (۲۰۰۳)، سرلانگا و شین (۲۰۰۷) و کبیر و سلیم (۲۰۱۰) را تأیید نکرده است، ولی گروه کشورهای عضو همکاری GCC با ضریب ۰.۰۱۲٤ رابطه مثبت و معناداری دارد. نتایج تجربی مطالعات اخیر نشان داده است که توسعه همکاری‌های تجاری منطقه‌ای بر رابطه قیمت کالاهای نهائی وارداتی تأثیر گذاشته و عکس‌العمل آن را نسبت به نرخ ارز کمتر کرده، به صورتی که یکپارچگی و شکل‌گیری بلوک‌های تجاری باعث ایجاد حساسیت و عکس‌العمل بیشتر صادرکنندگان نسبت به قیمت‌های رقبای خویش شده و باعث کاهش رابطه بین قیمت کالاهای نهایی وارداتی و نرخ ارز می‌شود؛

1. Aristotelous (2001)
2. Broda (2004)
3. Ozturk (2006)
4. Klein & Shambaugh (2008)
5. Appleyard et al. (2010)

این مسئله باعث شده که اعمال سیستم مدیریت ارزی از طریق ترتیبات مختلف ارزی، بر جریان تجارت کشورها تأثیرگذار باشد هرچند شکل‌گیری بلوک‌های تجاری منطقه‌ای و اعمال ترتیبات مختلف ارزی در آن‌ها، نتایج متفاوتی را نشان داده است. در این مطالعه، از بین متغیرهای مجازی مورد آزمون در گروه D-8 ترتیبات ارزی شناور آزاد و شناور مدیریت شده، تأثیر کاملاً معنادار و معکوسی بر تجارت زوج کشورها داشته‌اند به صورتی که ترتیبات ارزی شناور آزاد با ضریب ۱.۰۳۰۷ تأثیر بیشتری بر کاهش حجم تجارت بین کشورها در این گروه همکاری منطقه‌ای در مقایسه با ترتیبات ارزی شناور مدیریت شده (با ضریب ۰.۷۶۰۲) داشته است. پس از آن ترتیبات ارزی میخکوب شده خزنده با ضریب ۰.۵۱۲۸ کمترین تأثیر را در کاهش جریان تجارت در این گروه داشته است. نتایج بررسی در این گروه همکاری اقتصادی منطقه‌ای نشان داده است که ترتیبات ارزی میخکوب شده تأثیر معناداری بر حجم صادرات دوجانبه کشورهای عضو نداشته است. در کشورهای گروه GCC، ترتیبات ارزی میخکوب شده با ضریب ۱.۳۹۴۸ تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت داشته است؛ و در کشورهای گروه ECO ترتیبات ارزی شناور آزاد با ضریب ۱۳.۷۵ بیشترین تأثیر و ترتیبات میخکوب شده با ضریب ۱۳.۰۱ کمترین تأثیر را بر رشد واردات بین کشورها در این گروه همکاری منطقه‌ای داشته‌اند. در مجموع اعمال ترتیبات ارزی میخکوب شده (در مقایسه با شناور)، در بلوک‌های تجاری منتخب کشورهای اسلامی جریان تجارت را به سمت صادرات کشورهای عضو بهبود بخشیده است و این نتیجه مطالعات تجربی کیم و پاپی (۲۰۰۵)، ماتینز و همکاران (۲۰۰۹)، گاست و همکاران (۲۰۱۰)، قریشی و تسانگاریدز[1] (۲۰۱۲) و سالواتیسی (۲۰۱۳) را تأیید می‌کند.

۹- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله، تأثیر اعمال ترتیبات مختلف ارزی بر همکاری‌های تجاری منطقه‌ای در گروه همکاری‌های ECO، GCC و D-8 به عنوان منتخبی از کشورهای اسلامی مشتمل بر ۲۶ کشور، طی دوره سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۱، با استفاده از مدل جاذبه تعمیم یافته و روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) مورد بررسی قرار گرفت. ابتدا ادبیات نظری پیرامون رابطه اعمال ترتیبات ارزی و تراز تجاری و مطالعات تجربی انجام شده بررسی شده، مدل جاذبه تعمیم یافته مبتنی بر الگوی داده‌های پانلی پویا تبیین گردیده و سپس روش دومرحله‌ای گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی (GMM) ارائه گردید. نتایج حاصل نشان داد که اعمال ترتیبات ارزی مختلف (شناور آزاد، شناور مدیریت شده، میخکوب شده خزنده و میخکوب شده) در هریک از گروه‌ها تأثیر معنادار و متفاوتی بر جریان تجارت بین کشورهای عضو داشته است؛ که در گروه کشورهای D-8 و ECO ترتیبات ارزی شناور با ضریب ۱.۰۳ و ۱۳.۷ بیشترین تأثیر را داشته است. در گروه GCC ترتیبات میخکوب شده با ضریب ۱.۳۹ تأثیر مثبت و معناداری بر حجم تجارت دوجانبه کشورهای عضو داشته است. بر اساس نتایج به‌دست آمده اعمال ترتیبات ارزی میخکوب شده (در مقایسه با شناور)، در بلوک‌های تجاری منتخب کشورهای اسلامی جریان تجارت را به سمت صادرات کشورهای عضو بهبود بخشیده است و این بدین معناست که استفاده از ترتیبات ارزی میخکوب شده (به جای شناور) می‌تواند جریان تجارت را به نفع کشور عضو در بلوک تجاری تغییر جهت دهد.

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۹۱)، "مبانی اقتصاد سنجی"، *انتشارات دانشگاه تهران*.

راسخی، سعید؛ شهرازی، میلاد و عبداللهی، محمدرضا (۱۳۹۱)، "اثر نامتقارن نرخ ارز و نوسان آن بر صادرات غیر نفتی ایران"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم*، شماره ۷، ۹۰-۸۱

رحیمی‌بروجردی، علیرضا (۱۳۷۷)، "تأثیر سیاست‌های جدید ارزی بر تجارت خارجی در ایران"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۵۳، ۸۶-۵۷.

طیبی، سید کمیل؛ گوگردچیان، احمد و عباسلو، یاسر (۱۳۹۰)، "اثر هم‌گرایی اقتصادی بر روابط تجاری کشورهای عضو سازمان جهانی تجارت (WTO) و اتحادیه‌های منتخب"، *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤٦، شماره ۱، ۱۵۰-۱۳۷.

1 . Qureshi & Tsangarides (2012)

غفاری، هادی؛ جلولی، مهدی و چنگی‌آشتیانی، علی (۱۳۹۲)، "بررسی و پیش‌بینی آثار افزایش نرخ ارز بر رشد اقتصادی بخش‌های عمده اقتصاد ایران (۱۳۹۳-۱۳۵۵)"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۵۸-٤۱.

کریمی‌هسنیجه، حسین (۱۳۸۵)، "جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و پتانسیل تجاری: بررسی مدل جاذبه در تحلیل تجاری ایران"، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، ۲، شماره ۵، ۱۴۳-۱۱۸.

کریمی، فرزاد (۱۳۸۷)، "رابطه یکپارچگی تجارت خارجی و همزمانی سیکل‌های تجاری در کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی: فرصتی برای تشکیل اتحادیه اروپا"، *رساله دکتری علوم اقتصادی*، دانشگاه اصفهان.

مانی، محمدعلی (۱۳۸۹)، "مالیه بین‌الملل"، تهران، نشر نی.

مکیان، سید نظام‌الدین؛ امامی‌میبدی، مهدی؛ عشرتی، سمانه و احمدی، زهره (۱۳۹۲)، "فضای کسب و کار، راهبرد رشد؛ مقایسه کشورهای اسلامی منطقه منا و سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی"، *فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۸٤-۷۵.

یاوری، کاظم و اشرف‌زاده، سید حمیدرضا (۱۳۸٤)، "یکپارچگی اقتصادی کشورهای در حال توسعه؛ کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرائی"، *پژوهشنامه بازرگانی*، سال نهم، شماره ۳٦، ۲۸-۱.

Abrishami, H. R. (2012), "Principles of Econometrics", *Tehran University Press*.

Aizenman, E.S. and Riera-Crichton, D. (2012), "Adjustment Patterns to Commodity Terms of Trade Shocks: The Role of Exchange Rate and International Reserves", *Journal of International Money and Finance*, 30, pp.1-27.

Anderson, J. E. (1979), "A Theoretical Foundation for the Gravity Equation", *The American Economic Review*,12 , pp. 106-116.

Anderson, J .E. and Wincoop, E. (2004), "Trade Costs", *Journal of Economic Literature*, 42 (3), pp. 691-751.

Appleyard, D.R., Field, A. and Cobb, S. (2010), "International Economics", McGraw-Hill/Irwin, New York.

Arellano, M. and Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Rreview of Economic Studies*, 58 (2), pp. 277-297.

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

Aristotelous, K. (2001), "Exchange-Rate Volatility, Exchange-Rate Regime, and Trade Volume: Evidence from the UK–US Export Function (1889–1999)", *Economic Letters*, 72 (1), pp. 87-94.

Badinger, H. and Breuss, F. (2008), "Trade and Productivity: An Industry Perspective", *Empirica*, 35, pp. 213-231.

Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y. (2009), "Exchange Rate Sensitivity of Australia's Trade Flows: Evidence from Industry Data", *The Manchester School*, 77 (1), pp.1-16.

Bahmani-Oskooee, M. and Wang, Y. (2008), "Impact of Exchange Rate Uncertainty on Commodity Trade between the U.S. and Australia", *Australian Economies Papers*, 47 (3), pp. 235-258.

Bakhromov, N. (2011), "The Exchange Rate Volatility and the Trade Balance: Case of Uzbekistan", *Journal Of Applied Economics And Business Research*, JAEBR, 1 (3), pp. 149-161.

Baltagi, B. H., Egger, P. and Pfaffermayr, M. (2003), "A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models", *Economics Letters*, 80, pp. 391-397.

Bergstrand, J. H. (1990), "The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, the Linder Hypothesis and the Determinants of Bilateral Intra-Industry Trade", *The Economic Journal*, 100 (403), pp. 1216-1229.

Bhagwati, J. (1971), "Trade-Diverting Customs Unions and Welfare-Improvement: A Clarification", *The Economic Journal*, 81 (323), pp. 580-587.

Broda, C. (2004), "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries", *Journal of International Economics*, 63 (1), pp. 31-58.

Cooper, C. A. and Massell, B. F. (1965), "A New

Look at Customs Union Theory", *The Economic Journal*, 75 (300), pp. 742-747.

Deardorff, A. V. (1984), "Testing Trade Theories and Predicting Trade Flows", *Handbook of International Economics*, (Eds) R.W. Jones and P.B. Kenen, Elsevier Science Publishers, Amsterdam, I, pp.467-517.

Eaton, J. and Kortum, S. (2002), "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, 70 (5), pp. 1741-1779.

Egger, P. (2002), "An Econometric View on the Estimation of Gravity Models and the Calculation of Trade Potentials", *World Economy*, 25, pp. 297-312.

Ekanayake E. M., Thaver, R. L. and Plante, D. (2012), "The Effects of Exchange Rate Volatility on South Africa's Trade with the European Union", *The International Journal of Business and Finance Research*, 6 (3), pp. 13-26.

Frankel, J., Stein, E. and Wei, S. (1998), "Continental Trading Blocs: Are They Natural, or Super-Natural?", *NBER Working Paper*, No. W4588.

Grossman, G. and Helpman, E. (2005), "A Protectionist Bias in Majoritarian Politics", *Quarterly Journal of Economy*, 120 (4), pp. 1239-1282.

Gust, C., Leduc, S. and Vigfusson, R. J. (2010), "Trade Integration, Competition and Decline in Exchange Rate Pass Through", *Journal of Monetary Economics*, 57 (3), pp. 309-324.

Hansen, L. P. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica, Journal of the Econometric Societ*y, 50 (4), pp. 1029-1054.

Helpman, E. and Krugman, P. (1985), "Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the International Economy", Cambridge, MA: MIT Press.

http://databank.worldbank.org.

http://elibrary-data.imf.org/DataExplorer.aspx.

http://esa.un.org/wpp/Excel-Data/population.htm

http://unctad.org/en/pages/Statistics.aspx

http://www.cepii.fr/CEPII/en/bdd_modele/presentation.asp?id=8

http://www.economicsejournal.org/economics/journalarticles/2008-17.

http://www.trademap.org/SelectionMenu.aspx

Ilzetzki, E., Reinhart, C. and Rogoff, K. (2011), "The Country Chronologies and Background Material to Exchange Rate Arrangements in the 21st Century: Will the Anchor Currency Hold?", *Quarterly Journal of Economics*, 119 (1), pp. 1-78.

Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973), "Price-Competitiveness in Export Trade among Industrial Countries", *American Economic Review*, 63 (2), pp. 412–418.

Kabir, M. and Salim, R. (2010), "Can Gravity Model Explain BIMSTEC'S Trade?", *Journal of Economic Integration*, 25(1), pp.144-166.

Karimi Hasanijeh, H. (2006), "Globalization, Economic Integration and Trade Potential: A Review of Trade Gravity Model Analysis", *Journal of Modern Business and Economics*, 2 (5), pp. 118-143.

Karimi, F. (2008), "The Relationship between Trade Integration and Synchronization of Business Cycles in the Member States of the Organization of Islamic Cooperation: An Opportunity to form an Alliance in Europe", *Ph.D. Dissertation in Economic Sciences*, University of Isfahan.

Kim, J. and Papi, L. (2005), "Regional Integration and Exchange Rate Arrangement", *Chapter 5 of Central America: Global Integration and Regional Cooperation*, Edited by Rod Lauer M. and Schipke A. IMF, (Available at www.imf.org/external/pubs/ft/op/243ch5.pdf)

Klein, M. W. and Shambaugh, J. C. (2008), "The Dynamics of Exchange Rate Regimes: Fixes, Floats, and Flips", *Journal of International Economics*, 75(1), pp. 70-92.

Krugman, P. (1990), "Rethinking International Trade", Cambridge, MIT Press.

Kwack, S. (2005), "Exchange Rate and Monetary Region Options for Regional Cooperation in East Asia", *Journal of Asian Economics*, 16, pp. 57-75.

Lee, G. H. (2011), "Gold Dinar for the Islamic Countries?", *Economic Modelling*, 28 (4), pp. 1573-1586.

Linder, S. B. (1961), "An Essay on Trade and Transformation", John Wiley and Sons, Doctoral Thesis, New York, pp. 1-167.

Linneman, H. (1966), "An Econometric Study of International Trade Flows", Amsterdam: North Holland.

Lipsey, R. G. (1957), "The Theory of Customs

Unions: Trade Diversion and Welfare", *Economica, New Series*, 24 (93), pp. 40-46.

Lipsey, R. G. (1970), "The Theory of Customs Union: A General Equilibrium Analysis", *London School of Economics*, Research Monograph

Magee, S. P. (1973), "Currency Contracts, Pass Through and Devaluation", *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp. 303-325.

Mani, M. A. (2010), "International Finance", Tehran, Ney Publications.

Martinez-Zarzoso, I. and Nowak-Lehmann, F. (2003), "Augmented Gravity Model: An Empirical Application to Mercosur-European Union Trade Flows", *Journal of Applied Economics*, 6 (2), pp.291-316.

Martínez-Zarzoso, I., Felicitas, N.L.D. and Horsewood, N. (2009), "Are Regional Trading Agreements Beneficial?: Static and Dynamic Panel Gravity Models", *The North American Journal of Economics and Finance*, 20 (1), pp. 46-65.

Nardis S., Santis R. and Vicarelli, C. (2008), "The Single Currency's Effects on Eurozone Sectoral Trade: Winners and Losers?", *Discussion Paper 2008-1*, pp. 1-36.

Ozturk, I. (2006), "Exchange Rate Volatility and Trade: A Literature Survey", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 3 (1), pp. 85-102.

Papazolou, C., Pentencost, J. and Marques, H. (2006), "Model Forecast of the Potential Trade Effects of EU Enlargement: Lessons from 2004 and Path- Dependency in Integration", *World Economy*, 29, pp.1071-1089.

Qureshi, M. S. and Tsangarides, C. G. (2012), "Hard or Soft Pegs? Choice of Exchange Rate Regime and Trade in Africa", *World Development*, 40(4), pp. 667-680.

Rahimi Boroojerdi, A. (1998), "The Impact of New Exchange Rate Policies on Foreign Trade in Iran", *Journal of Economic Studies*, 53, pp. 57-86.

resource/gravity-model-international-trade.

Salvatici, L. (2013), "The Gravity Model in International Trade", AGRODEP Technical Note, TN-04. Available: http://www.agrodep.org/fr/

Sedano, F. D. (2005), "Trade Adjustments to Exchange Rates in Regional Economics Integration: Argentina and Brazil", *Ph.D. Dissertation Submitted to the Graduate Faculty of Auburn University*, Alabama.

Serlenga, L. and Shin, Y. (2007), "Gravity Models of Intra-EU Trade: Application of the CCEP-HT Estimation in Heterogeneous Panels with Unobserved Common Time- Specific Factors", *Journal of Applied Econometrics*, 22, pp. 361-381.

Soloaga, I. and Winters, A. (2001), "Regionalism in the Nineties: What Effect on Trade?", *North American Journal of Economics and Finance*, 12, pp. 1-29.

Tagushi, H., Murofushi, H. and Tsuboue, H. (2009), "Exchange Rate Regime and Real Exchange Rate Behavior", *Economics Bulletin*, 29 (4), pp. 2924–2936.

Tayebi, S. K., Googerdchyan, A. and Abaslu, Y. (2011), "The Effects of Economic Integration on Trade Relations between the Member Countries of the World Trade Organization (WTO) and Trade Union Representative", *Journal of Economic Research*, 46 (1), pp. 137-150.

Tenreyro, S. (2007), "On the Trade Impact of Nominal Exchange Rate Volatility", *Journal of Development Economics*, 82, pp. 485-508.

Tinbergen, J. (1962), "Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy", New York: The Twentieth Century Fund.

Viner, J. (1950), "The Customs Union Issue, Carnegie Endowment for International Peace", New York, Oxford University Press.

Wonnacott, P. and Wonnacott, R. (1981), "Is Unilateral Tariff Reduction Preferable to a Customs Union? The Curious Case of the Missing Foreign Tariffs", T*he American Economic Review*, 71 (4), pp. 704-714.

Yavari, K. and Ashrafzadeh, S. H. R. (2005), "Economic Integration in Developing Countries, the Application of the Gravity Model with GMM Method, Data Integration and Convergence", *Journal of Business*, 9 (36), pp. 1-28.

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 ۸۰/۰۰۰ 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، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Emadzadeh, M.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.
Abu Nuri, E.	Erfani, A.	Makkeyan, S. N.	Rasekhi, S.
Afshari, Z.	Ezzati, M.	Mehrara, M.	Razmi, M. J.
Agheli, L.	Fallahi, M. A.	Mehregan, N.	Rezaei, E.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Fotros, M.H.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Sadeghi, H.
Akbari, N.	Ghaffari, GH.	Mirzaei, H.	Sadeghi, Z.
Akbarian, R.	Ghaffari, H.	Mohammad Zadeh, P.	Samadi, A.H.
Arman, S.A.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mohseni Zenuzi, S. J.	Seyyed Nourani, S. M. R.
Asadi, A.	Hakkak, M.	Momeni, F.	Shahabadi, A.
Atrkare Roshan, S.	Hazeri, H.	Monsef, A.	Shahiki Tash, M. N.
Bafande Imandust, S.	Homayuni Far, M.	Moshiri, S.	Shahnoushi, N.
Bakhshi, L.	Hortamani, A.	Naderi, M.	Sharifi, N.
Dadgar, Y.	Hoseini Nasab, S. E.	Najar Zadeh, R.	Shavval Pour, S.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Nasrollahi, K.	Soheyli, S.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, Z.	Suri, A.
Delangizan, S.	Khalili Eraghi, M.	Paseban, F.	Taei, H.
Dorri, H.	Khoda Bakhshi, A.	Pedram, M.	Torabi, R.
Ebrahimi, M.	Khoda panah, M.	Pour Faraj, A.	Yavari, K.
Elmi, Z. M.	Komijani, A.	Rahmani, T.	Zaraanezhad, M.

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
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Associate Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfali pur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Assistant Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Mojgan Eivazi
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-32247853
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 4, No. 15, July 2014