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 امام صادق (ع)	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 ۱۱۳۶-۳۸۱۳۵ 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)

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

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

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.

همچنین در دومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال ۱۳۹۳، این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی- پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفت.

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

دانشگاه پیام نور

تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۱/۷۰۷۳/ص

بسم الله الرحمن الرحیم

«یرفع الله الذین امنوا منکم والذین اوتوا العلم درجات...» (سوره مجادله؛ آیه ۱۱)

جناب آقای دکتر هادی غفاری

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

باسلام و احترام

به طور قطع همت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان میهن عزیزمان موجب شکوه و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. با کمال مسرت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

«مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه»

در دومین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال ۱۳۹۳ را تبریک عرض می نمایم.

تداوم عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانایی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از درگاه ایزد منان خواستارم.

ابوالفضل فراهانی

رئیس دانشگاه

4045 TAZHIBHOUSE

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 و همت 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

برآورد تأثیر غیرخطی فرصت های رانت جویی بر رشد اقتصادی در ایران؛ با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ..... ۱۱
علی مهدیلو، حسین صادقی، عباس عصاری‌آرانی

نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا ۳۱
ابوالقاسم گل‌خندان، مجتبی خوانساری، داود گل‌خندان

اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران..... ۵۱
سعید کریمی پتانلار، یونس نادمی، هدی زبیری

بیابان‌ها و توسعه پایدار در ایران: مطالعه ارزش اکوتوریستی منطقهٔ کویری مصر در استان اصفهان ۶۵
حامد نویدی، سید ابوالقاسم مرتضوی، حمید امیرنژاد

بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه زیربخش های کشاورزی ایران ۸۳
حسین اکبری فرد، محمد قطب‌الدینی قاسم‌آباد، فرحناز شهریاران، امید جنابی

تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه پایین، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه بالا... ۹۵
صمد حکمتی‌فرید، احمد عزتی‌شورگلی، رضا عزتی، علی دهقانی

تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران..... ۱۱۳
مهدی فدائی، مرتضی درخشان

سخن سردبیر

ثانیه‌ها به فروردین می‌رسند تا دوباره سالی نو را آغاز کنیم، تا دوباره به یاد آوریم بهار پس از زمستان را و حیات پس از مرگ را و یاد آوریم قدرت بی‌نظیر الهی را. در آستانه آغاز سال جدید خورشیدی قرار گرفتیم با کوله باری از تجربه، امید به آینده و تصمیم‌های بزرگ برای سال جدید.

معمولاً بر عهده نویسندگان است که در پایان بحث خود و در پاراگرافی جداگانه تحت عنوان تقدیر و تشکر، از تمامی افرادی که به نوعی در انجام مطالعه سهیم بوده‌اند اما به خاطر میزان سهمشان اسم آنها در زمره نویسندگان نیامده است، قدردانی نمایند. اگر چه این بخش از قسمت‌های ضروری یک مقاله نمی‌باشد، اما اخلاق پژوهش حکم می‌کند که نویسندگان یک مقاله از همکاران خود به نحو مقتضی قدردانی نمایند.

در موقعیتی کاملاً مشابه نیز بر عهده سردبیران مجلات علمی است که از تمامی همکاران خود که در راه اعتلا و پیشرفت کمی و کیفی مجله از هیچ کوششی مضایقه ننموده‌اند قدردانی نمایند. بنابراین ضروری است که اینجانب از تمامی خوانندگان، نویسندگان، مرورگران، اعضاء هیئت تحریریه و سایر دست اندرکاران فرهیخته فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** که در طول سال گذشته تمامی توان خود را صرف ارتقاء این فصلنامه نموده‌اند، سپاسگزاری نمایم.

خوشبختانه فصلنامه **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** به همت تمامی همکاران خود، سالی پر از موفقیت را پشت سر نهاده است. به روز شدن فصلنامه از جمله این موفقیت‌ها است. موفقیت دوم که خود منتج به موفقیت اول گردیده است، مطالعه علمی پیرامون روند بررسی مقالات و برگزیدن بهترین روش موجود در این زمینه می‌باشد که نه تنها منجر به افزایش سرعت در امر بررسی مقالات گردیده است، بلکه به افزایش کیفیت مقالات نیز خواهد انجامید.

موفقیت سوم، اصلاح ضریب تأثیر فصلنامه است که به دلیل مشکلات فنی پایگاه استنادی علوم جهان اسلام در نهمین جلسه شورای راهبردی ۰/۰٤ اعلام شده بود و تا حدود ۰/۵ افزایش خواهد یافت. موفقیت بسیار مهم و مرتبط دیگر نیز این نکته است که در گزارش اولیه رتبه‌بندی نشریات توسط وزارت علوم، تحقیقات و فناوری فصلنامه موفق به کسب امتیاز ۹۰ از ۱۰۰ گردید.

با این وجود، این فصلنامه هنوز در ابتدای راه موفقیت قرار دارد. دست اندرکاران فصلنامه قصد دارند تا با استعانت از خداوند متعال و با کمک یاران و حامیان خود که در سطور پیشین به آنها اشاره گردید، گام‌های بلند دیگری در جهت اعتلا فصلنامه بردارند. از مهم‌ترین این گام‌ها در سال جاری و سال‌های آینده می‌توان به بهبود کمی و کیفی مقالات منتشر شده و اقدام در جهت نمایه نمودن فصلنامه در سایر پایگاه‌های اطلاعاتی معتبر اشاره نمود.

محمد رضا لطفعلی‌پور

بهار ۱۳۹٤

برآورد تأثیر غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ

Estimation of Non-Linearity Effect of Rent-Seeking Opportunities on Economic Growth in Iran: Using Markov-Switching Model

علی مهدیلو*، حسین صادقی**،
عباس عصاری‌آرانی***

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۳/۲/۳۰

چکیده:

به عقیدهٔ بسیاری از اقتصاددانان، فرصت‌های رانت‌جویی با اتلاف و انحراف منابع از فعالیت‌های مولد به سمت فعالیت‌های غیرمولد، کاهش انگیزه کار و کارآفرینی و حاکم شدن روحیهٔ رانت‌جویی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. از این‌رو هدف تحقیق حاضر بررسی اثرات غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در ایران می‌باشد. برای این منظور در گام اول با استفاده از منطق فازی و متغیرهای ورودی شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، نسبت ارزش افزوده بخش ساختمان به GDP و اندازهٔ دولت، روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ شبیه سازی شده است. سپس در گام دوم رابطهٔ غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی (خروجی منطق فازی) و رشد اقتصادی با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ ارزیابی شده است. یافته‌های تجربی تحقیق حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در هر سه رژیم مدل مورد نظر می‌باشد. به طوری‌که در رژیم اول که نشان‌گر رونق اقتصادی می‌باشد (سال‌هایی که متوسط درآمدهای نفتی زیاد می‌باشد) فرصت‌های رانت‌جویی با ضریب ۳۸/۱۵- بیش‌ترین اثر منفی و در رژیم سوم که بیان‌گر رکود اقتصادی می‌باشد (سال‌هایی که متوسط درآمدهای نفتی کم می‌باشد) با ضریب ۲/۷۰٤- کم‌ترین اثر منفی را بر رشد اقتصادی دارا می‌باشد.

کلمات کلیدی: رانت‌جویی، رشد اقتصادی، منطق فازی، مدل مارکف سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: D72، O15، C32.

* دانشجوی دوره دکتری اقتصاد پولی دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول)
Email: mehdiloo_ali@yahoo.com
** دانشیار گروه اقتصاد انرژی دانشگاه تربیت مدرس
Email: sadeqih@modares.ac.ir
*** دانشیار گروه اقتصاد انرژی دانشگاه تربیت مدرس
Email: assari_a@modares.ac.ir

Ali Mehdiloo, Hosein Sadeghi**,
Abas Assari Arani***

Received: 9/March/2014 Accepted: 20/May/2014

Abstract:

The relation between rent-seeking opportunities and economic growth has been considered by many economists in past decades. They believe that rent-seeking opportunities are reducing economic growth with wasting and non-allocation of resource to productive activities and reducing motivation of entrepreneurship. The purpose of this study is investigating the nonlinear effects of rent-seeking opportunities on economic growth in Iran. For this purpose, the trend of rent-seeking opportunities have been simulated by three input variables that include gap of official exchange rate, the ratio of building added value to GDP and the size of government using fuzzy logic in first step. Then, in the second step, nonlinearity relation is evaluated between rent-seeking (fuzzy output) and economic growth using Markov-Switching model. Experimental results showed that, rent-seeking opportunities have negative significant impact on economic growth in three regimes of the model. So that in the first regime that indicates economic boom (since the average of oil income is high) opportunities of rent-seeking by a cofficient of -36/44 has most negative impact and in the third regime that indicates recession (since the average of oil income is low) by a cofficient of -1/61 has lowest negative impact on economic growth.

Keywords: Rent-Seeking, Economic Growth, Fuzzy Logic, Markov-Switching Model.
JEL: D72, O15, C32.

*Ph.D. Student in Monetary Economics, Tabriz University, (Corresponding Author).
** Associate Professor in Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
*** Associate Professor in Energy Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

۱- مقدمه

رانت‌جویی[1] به طور خلاصه صرف منابع و تلاش برای رسیدن به یک موقعیت، امتیاز و سود ویژه می‌باشد که بدون کار و فعالیت مولد حاصل می‌گردد (خان[2]، ۲۰۰۰: ۵۳). فرصت‌های رانت‌جویی[3] نیز به مفهوم امکان دسترسی افراد و گروه‌های سودجو به رانت‌های بالقوه در جامعه می‌باشد که ناشی از ضعف نهادهای سیاسی، اجتماعی و اقتصادی می‌باشند (هال و جونز[4]، ۱۹۹۹: ۹۵). از مهم‌ترین پیامدهای وجود فرصت‌های رانت‌جویی در اقتصاد می‌توان به اتلاف و عدم تخصیص بهینه منابع به فعالیت‌های مولد اقتصادی، دوری از ارزش‌های کار و کارآفرینی، حاکم شدن روحیهٔ رانت‌جویی در کشور و در نهایت کاهش رشد اقتصادی اشاره کرد.

یکی از ویژگی‌های بارز اقتصاد ایران وابستگی بیش از حد به درآمدهای حاصل از صادرات منابع نفتی و گازی می‌باشد. این درآمدها به دلیل اختلاف زیاد قیمت بازاری و هزینه استخراج (که بیش از ۹۰ درصد است) نوعی رانت منابع محسوب می‌گردد. از این‌رو وابستگی بیش از حد به این منابع منجر به رانتی شدن اقتصاد ایران می‌شود. این تحقیق به دنبال بررسی نحوهٔ اثرگذاری فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در ایران می‌باشد. فرضیه اصلی تحقیق تأثیر متفاوت فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی در زمان رونق درآمدهای نفتی می‌باشد، به طوری‌که اثرات منفی آن بیش‌تر از زمانی خواهد بود که درآمدهای نفتی و به تبع آن رشد اقتصادی کم می‌باشند.

از طرفی به دلیل اینکه در دنیای واقعی آمار و مشاهده‌ای با عنوان فرصت‌های رانت‌جویی وجود ندارد، از این‌رو در اکثر مطالعات صورت گرفته در زمینه رانت‌جویی از متغیرهای جایگزین برای آن استفاده شده است. تنها مطالعه موجود در داخل کشور که به بررسی اثرات رانت‌جویی بر رشد اقتصادی می‌پردازد مقاله ابریشمی و هادیان (۱۳۸۳) می‌باشد که با استفاده از متغیرهای جایگزین شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی و میانگین تعرفه وارداتی به روش OLS نشان می‌دهند که متغیرهای جایگزین رانت‌جویی دارای بیش‌ترین اثر منفی بر روی رشد اقتصادی می‌باشند. از طرفی در مطالعات خارجی نیز به طور عمده از روش داده‌های تابلویی {آرزکی و بروکنر (۲۰۱۱) و اقبال و دیلی (۲۰۱۳) و آزمون کرانه‌ها دمیرباس (۱۹۹۹)} برای مطالعه اثرات رانت‌جویی بر رشد اقتصادی استفاده شده است و تا به حال اثرات غیرخطی این دو متغیر بررسی نشده است که برای اولین بار در این مقاله و با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ بدان پرداخته می‌شود. از طرفی در این تحقیق برای اولین بار با استفاده از منطق فازی که دارای کاربرد زیادی در برآورد مفاهیم مبهم اقتصادی و غیراقتصادی می‌باشد[5]، روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ شبیه‌سازی می‌شود. بدین ترتیب هم می‌توان اثرات مؤلفه‌های مختلف فرصت‌های رانت‌جویی را به صورت یکجا لحاظ کرد و هم از سیستم استنتاج فازی که بر پایه نظرات افراد خبره طراحی می‌شود، برای اندازه‌گیری فرصت‌های رانت‌جویی در طی سال‌های مختلف شاخصی ارائه کرد. برای این منظور متغیرهای شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، نسبت ارزش افزوده بخش ساختمان به تولید ناخالص بدون نفت و اندازه دولت به عنوان متغیرهای توضیحی برای برآورد فرصت‌های رانت‌جویی انتخاب می‌شوند.

در گام بعدی به بررسی تأثیر غیرخطی مقدار برآورد شده برای فرصت‌های رانت‌جویی (خروجی منطق فازی) بر رشد اقتصادی با استفاده از روش مارکف سوئیچینگ پرداخته می‌شود. این مدل قابلیت لحاظ کردن تغییر در نحوهٔ ارتباط بین این دو متغیر را با ایجاد رژیم‌های متفاوت دارا می‌باشد. همچنین می‌تواند چگونگی روابط بین آنها را در رژیم‌های مختلف نشان دهد. در این روش پارامترها بستگی به زمان داشته و در رژیم‌های مختلف ثابت نمی‌باشند، لذا می‌توان اثرات مختلف فرصت‌های رانت‌جویی بر روی رشد اقتصادی را در شرایط مختلف اقتصادی (رکود یا رونق) به راحتی و

1. Rent-Seeking
2. Khan (2000)
3. Rent-Seeking Opportunities
4. Hall & Jones (1999)

۵. در سال‌های اخیر از منطق فازی برای برآورد مفاهیمی همچون روند تخریب محیط زیست، رفاه، عدالت، اقتصاد زیرزمینی و فساد استفاده شده است.

بدون هیچ پیش فرضی استخراج کرد.

برای رسیدن به این منظور، تحقیق حاضر در شش قسمت ارائه می‌گردد. ابتدا در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع پرداخته می‌شود. در بخش سوم تعدادی از مطالعات صورت گرفته در زمینه ارتباط فرصت‌های رانت‌جویی و رشد اقتصادی آورده می‌شود. در بخش چهارم معرفی اجمالی از روش منطق فازی و مدل مارکف سوئیچینگ ارائه می‌گردد. در قسمت پنجم نیز یافته‌های تجربی مدل مورد نظر و در قسمت ششم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری بیان می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش مفهوم رانت‌جویی و دیدگاه مختلف اقتصاددانان نسبت به آن، تعریف فرصت‌های رانت‌جویی، مهم‌ترین این فرصت‌ها در اقتصاد ایران و ارتباط آن با رشد اقتصادی بیان می‌گردد.

۲-۱- مفهوم رانت‌جویی

رانت‌جویی برای اولین بار توسط کروگر[1] در سال ۱۹۷٤ مطرح گردید. البته تبیین و کار اصلی آن را تالوک[2] در سال ۱۹٦۷ مطرح کرده بود، اما از این واژه استفاده نکرده بود. ایدهٔ اصلی رانت‌جویی به نقش دولت در اقتصاد و ایجاد کمیابی‌های ساختگی توسط آن برمی‌گردد. کروگر رانت‌ها را به صورت برون‌زا در نظر می‌گرفت که زمینه‌شان توسط تنظیم کنندگان اقتصاد فراهم می‌شود و سپس واکنش عاملان بخش خصوصی را تحریک می‌کنند. او معتقد بود منابعی که صرف رانت‌جویی می‌شود، هیچ‌گونه ستاده ارزشمندی از نظر اجتماعی ایجاد نخواهد کرد (ابریشمی و هادیان، ۱۳۸۳: ۵).

گونینگ[3]، رانت‌جویی را اقدامات مشروع و قانونی افرادی می‌داند که درصددند تا قوانین یا اجرای آن را به گونه‌ای تحت تأثیر قرار دهند تا به منافعی دست یابند که به زیان سایر افراد جامعه می‌باشد. در دیدگاه جدید، رانت به این صورت تعریف می‌گردد که دخالت بخش دولتی در اقتصاد تفاوتی را بین بازدهی حداکثر یک عامل تولید و کاربرد آن در سایر موارد به وجود می‌آورد که اگر این مقدار مثبت باشد، باعث می‌گردد که افراد با یکدیگر برای تصاحب آن رقابت نمایند. رقابت افراد برای به دست آوردن این اختلاف را رانت‌جویی گویند (گونینگ، ۲۰۰۰: ۳۷). مورفی و همکاران[4] به رانت‌جویی به عنوان نوعی فعالیت‌های باز توزیعی نگاه می‌کنند، که منابع اقتصادی را هدر می‌دهند و آن را به دو دسته خصوصی و عمومی تفکیک می‌کنند که هر دوی آنها به رشد پایینی می‌انجامد. برخی از رانت‌ها توسط بخش خصوصی تحصیل می‌شود که از این جمله می‌توان به دزدی، تکثیر غیرمجاز، سوءاستفاده از ضعف ساختارهای اقتصادی و قوانین اشاره نمود. رانت‌جویی عمومی را نیز شامل بازتوزیع درآمد از بخش خصوصی به دولت (مانند مالیات ستانی) یا از بخش خصوصی به بروکرات‌ها (مانند رشوه‌ستانی) می‌دانند (مورفی و همکاران، ۱۹۹۳: ٤۱۱).

با توجه به تعاریف بیان شده، می‌توان نتیجه گرفت، رانت‌جویی مفهومی بسیار گسترده می‌باشد که هر کدام از اقتصاددانان سعی در تعریف زوایای مختلف آن داشته‌اند. اما به طور خلاصه می‌توان گفت رانت‌جویی شامل تمام تلاش‌های قانونی و غیرقانونی برای کسب سود بیشتر از استحقاق که ناشی از ضعف نهادهای سیاسی، بازار و قوانین می‌باشد، است.

۲-۲- فرصت‌های رانت‌جویی

فرصت‌های رانت‌جویی شامل تمامی فرصت‌ها و موقعیت‌هایی است که گروه‌ها و افراد سودجو می‌توانند با استفاده از این فرصت‌ها درآمدهای بادآورده‌ای را صاحب شوند (اقبال و دیلی[5]، ۲۰۱۳: ۷). به عبارتی دیگر می‌توان گفت سودجویان همواره از مردم عادی چند قدم جلوتر می‌باشند و با شناسایی ضعف‌های قوانین و مقررات، ضعف ساختار اقتصادی و همچنین ارتباط با گروه‌هایی که نفوذ زیادی در دولت دارند، سعی در رسیدن به امتیازات و درآمدهای ویژه دارند. بسیاری

1. Krueger (1974)
2. Tullock (1967)
3. Gunning (2000)
4. Murphy et al. (1993)
5. Iqbal & Daly (2013)

از اقتصاددانان از جمله؛ گلب[1] (۱۹۸۸)، آتی[2] (۲۰۰۱) و لیتی و ویدمن[3] (۱۹۹۹) به ایجاد فرصت‌های رانت‌جویی ناشی از وفور منابع طبیعی تأکید داشته‌اند. همچنین در اکثر مطالعات داخلی و خارجی[4] به منظور لحاظ کردن فرصت‌های رانت‌جویی در کشورهای صادرکننده نفتی از متغیرهای جانشین آن استفاده شده است که از این جمله می‌توان به شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، ارزش افزوده بخش ساختمان نسبت به تولید ناخالص داخلی بدون نفت و اندازه دولت در اقتصاد اشاره کرد. در ادامه به شرح مختصر هر کدام پرداخته می‌شود.

۲-۲-۱- شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی

ارز غیررسمی به ارزی گفته می‌شود که بنا به تصمیم دولت به نرخی متفاوت با نرخ رسمی ارز خرید و فروش می‌شود. دولت‌ها برای تحت تأثیر قرار دادن و کنترل بازار آزاد ارز و اعمال سیاست‌های ارزی خود دست به تعیین نرخ‌های غیررسمی متفاوت ارز می‌زنند. ارز رسمی نیز به ارزی گفته می‌شود که به نرخ رسمی دولتی، که معمولاً نازل‌ترین نرخ‌های موجود است، صرف مصارف معینی شود. این مصارف معمولاً از سوی دولت‌ها ضروری و حائز اولویت اعلام می‌شوند.

با افزایش درآمدهای ارزی ناشی از فروش نفت، ذخایر ارزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی افزایش می‌یابد. افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، رشد پایهٔ پولی و افزایش حجم عرضه پول را به دنبال خواهد داشت و این در حالی است که بانک مرکزی به دلیل کنترل دستوری نرخ‌های بهره، مجبور به کنترل نرخ رشد عرضه پول می‌باشد. در نتیجه کنترل و کاهش عرضهٔ پول نیز موجب سیاست‌های انقباضی می‌گردد که به تشدید فرآیندهای تورمی خواهد انجامید و در شرایطی که نرخ ارز ثابت باشد، این امر موجب تقویت پول ملی و بروز شکاف بین این نرخ ارز رسمی و غیررسمی خواهد شد. در چنین نظامی، ارزش‌گذاری نادقیق نرخ برابری پول ملی در برابر ارزهای خارجی، حاشیه سود مطمئنی را برای شکل‌گیری پدیده آربیتراژ[5] فراهم می‌کند که منجر به رونق سفته بازی در بازار ارز می‌گردد. همچنین فروش ارز در قیمت‌های بالاتر به منظور جبران کسری بودجه دولت نیز معلول سیستم چند نرخی ارز می‌باشد (قنبری، ۱۳۹۰: ٦۳).

۲-۲-۲- نسبت ارزش افزوده بخش ساختمان از GDP بدون قیمت نفت

رانت‌های نفتی اولین آثار منفی خود را در کشور، بر بخش ساختمان می‌گذارد؛ زیرا با تزریق پول نفت به جامعه، بازار مسکن با افزایش تقاضای مردم مواجه شده و دولت هم نمی‌تواند با واردات از عیان شدن آثار تورمی آن جلوگیری کند. از طرفی به دلیل بالا بودن ریسک سرمایه‌گذاری در سایر بخش‌های اقتصادی، خرید و فروش مسکن نوعی سرمایه‌گذاری مطمئن به حساب می‌آید و مسکن از یک کالای مصرفی به یک کالای سرمایه‌ای پربازده تبدیل خواهد شد و با انتقال منابع از سایر بخش‌ها به این بخش موجب گسترش این بخش می‌شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ٦۳). در نتیجه یکی دیگر از فرصت‌های رانت‌جویی تغییرات قیمت مسکن و ساختمان می‌باشد که ناشی از وفور منابع طبیعی در اقتصاد است. در این شرایط افراد و گروه‌های سودجو با انتقال نقدینگی به این بخش سعی در کسب منافع بیش از حد خواهند داشت.

۲-۲-۳- اندازه دولت

آدام اسمیت و بیشتر اقتصاددانان بعد از او بر این باور بودند که حداکثر کردن نفع شخصی افراد در بخش خصوصی، منفعت اجتماعی را نیز تأمین خواهد کرد و نیازی به دولت نیست. اما بعد از این نظریه، بسیاری از اقتصاددانان برای دولت وظایفی همانند جبران شکست بازار، تثبیت اقتصاد کلان، افزایش رشد اقتصادی و بهبود اشتغال را در نظر می‌گرفتند. به طوری‌که دولت به منظور حداکثر کردن رفاه اجتماعی و منفعت عمومی

1. Gelb (1988)
2. Auty (2001)
3. Leite & Weidman (1999)
٤. برای مثال می‌توان به مطالعات ابریشمی و هادیان (۱۳۸۳)، رحمانی و گلستانی (۱۳۸۸)، آرزکی و بروکنر (۲۰۱۱)، راما (۱۹۹۳) و اقبالی و دیلی (۲۰۱۳) اشاره کرد.
5. Arbitrage

در اقتصاد دخالت داشت. اما علی‌رغم نظر آدام اسمیت کارگزاران بخش عمومی نیز قطعاً ابتدا به‌دنبال انگیزه‌های شخصی خود هستند و بعد به دنبال حداکثر کردن منفعت عمومی و هدف اصلی آنها رسیدن به قدرت در اجتماع می‌باشد. از طرفی دولت‌ها به منظور مدیریت اقتصاد کلان محیط اقتصادی را دستکاری می‌کنند و از طریق وضع قوانین و مقررات، محدودیت‌هایی را برای دسترسی به فعالیت‌های اقتصادی ایجاد می‌کردند. این محدودیت‌ها دلیل اصلی ایجاد کمیابی‌های ساختگی بودند که به‌دنبال خود رانت را به‌وجود می‌آورند (گانگ و اپستین، ۲۰۰۹: ۱۵). در نتیجه پدیده‌هایی مثل رانت‌جویی و فساد اقتصادی محصول مداخلهٔ دولت در اقتصاد هستند (خضری، ۱۳۸۷: ٤٦). اتکا به درآمدهای نفتی و تزریق این درآمدهای پولی، که مستقل از ظرفیت مولد واقعی اقتصاد کشور حاصل می‌شود و رانت اقتصادی محسوب می‌گردد، موجب شکل‌گیری اقتصاد رانتی می‌شود. به نحوی‌که به تدریج دولت از طبقات و آحاد جامعه مستقل گردیده و به تدریج با افزایش قدرت و سلطه دولت، نفوذ مردم و سایر نهادهای مدنی و مردمی کاهش می‌یابد. لذا در ایران اقتدار دولت نه تنها ریشه در افزایش توان اقشار مردم و رشد واقعی ملت نداشته، حتی به اقشار خاص مانند سرمایه‌داران و زمین‌داران نیز متکی نبوده است و وجود منابع غنی معدنی دولت را از همه بی‌نیاز کرده است (قربانی، ۱۳۹۱: ۵۳).

در نتیجه با افزایش اندازه دولت در اقتصاد، دخالت آن در روند بازار افزایش یافته و موجب افزایش کمیابی‌های ساختگی و رانت‌های بالقوه می‌گردد (به طور مثال محدودیت‌های بازرگانی، محدودیت‌های قیمتی، اعطای امتیازات و انحصارات). از طرف دیگر افزایش اندازه دولت در اقتصاد ایران به دلیل اینکه وابسته به رانت‌های نفتی می‌باشد موجب کاهش پاسخ‌گویی دولت در مقابل مردم و نهادهای مدنی و افزایش اقتدار و استقلال آن می‌گردد که به نوبهٔ خود باعث افزایش فشار گروه‌های نفوذ برای کسب موقعیت‌های رانتی در بودجهٔ دولت خواهد شد.

۲-۳- مکانیسم تأثیر فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی

بعد از معرفی اجمالی رانت‌جویی و فرصت‌های آن، در این قسمت به نحوهٔ اثرگذاری فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی پرداخته می‌گردد. فرصت‌های رانت‌جویی از چند کانال اصلی عملکرد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که در ادامه شرح مختصری از هر کدام ارائه می‌گردد:

الف- حاکمیت یک دولت رانتی یا یک اقتصاد رانتی در هر کشور به حاکم شدن نوعی روحیهٔ رانتی در آن کشور منجر می‌شود و از آنجایی که در یک اقتصاد مبتنی بر رانت، ثروتمند شدن افراد نه به دلیل تلاش و فعالیت اقتصادی آنها بلکه در اثر شانس و تصادف صورت می‌گیرد، با ایجاد و گسترش روحیه رانتی و فراگیر شدن فعالیت‌های فرصت‌طلبانه در جامعه به روحیه کار و تلاش افراد لطمه وارد می‌شود. با هنجار[1] شدن رانت‌جویی، وارد شدن به چرخه رانت به هر وسیله ممکن در مقابل دست‌یابی به کارایی تولیدی اهمیت بسیار زیادی پیدا می‌کند. در اثر تعصبات و تمایلات ضد تولیدی ناشی از رواج روحیه رانت‌جویی، رفتارهای اقتصادی تغییر می‌کنند و انتخاب‌ها و تصمیمات اقتصادی به انحراف کشیده می‌شوند. رفتار اقتصادی افراد، گروه‌ها و شرکت‌ها در جهت رقابت برای به دست آوردن سهم بیشتری از رانت در حال گردش در جامعه شکل می‌گیرد و لزوم کارایی فعالیت‌های تولیدی به فراموشی سپرده می‌شود (راما[2]، ۱۹۹۳: ٤۳).

ب- ثروت‌هایی که نه از راه کار و کوشش بلکه از طریق فساد مالی و اقتصادی و رانت‌های اعطایی به دست آمده‌اند یا صرف واردات کالاهای لوکس و غیرضروری می‌گردند و یا به خارج از کشور انتقال داده می‌شوند (حاجی‌یوسفی، ۱۳۷۸: ۳۹). به این ترتیب در یک اقتصاد مبتنی بر رانت، با انحراف امکانات و منابع اقتصادی از تخصیص بهینه و کارآمد آنها، به طور مداوم بنیان اقتصادی جامعه تضعیف می‌گردد (اقبال و دیلی، ۲۰۱۳: ۱۵). در نتیجه بر نرخ تورم و بیکاری افزوده می‌شود و توزیع ثروت و درآمد صورتی غیرعادلانه پیدا می‌کند. عده‌ای از افراد

1. Norm
2. Rama (1993)

به ثروت‌ها و درآمدهای هنگفتی دست پیدا می‌کنند که ناشی از کار و تولید نیست و این بی‌عدالتی و فساد ناشی از آن موجب نارضایتی مردم می‌شود. بحران در بخش‌های اقتصادی به تدریج به حوزه‌ها و بخش‌های اجتماعی کشیده شده و بحران‌های اجتماعی نیز به نوبه خود بخش‌های فرهنگی و سیاسی جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

ج- در یک اقتصاد رانتی، نظام انگیزشی لازم برای بروز خلاقیت و نوآوری در هم فرو می‌ریزد و افراد و تولیدکنندگان کارا منزوی گردیده و رغبتی به مشارکت در رقابت‌های تولیدی از خود نشان نمی‌دهند (کروگر[1]، ۱۹۷٤: ۲۹۵). در این حالت کارآفرینان[2] واقعی، عرصه را به نفع رانت‌جویان و وابستگان مقامات سیاسی خالی می‌کنند و راه بر رشد و تکامل بر اساس قابلیت‌ها و شایستگی‌ها بسته می‌شود. با از بین رفتن انگیزه‌های کارآفرینی و تولید واقعی و ارج نهادن به خلاقیت در جامعه، نیروهای فعال و خلاق دچار یأس و بی‌تفاوتی گردیده و با گرایش به سوی کسب درآمدهای سهل‌الوصول، استعدادهایشان را در زمینه رانت‌جویی به کار می‌گیرند. با تضعیف انگیزه تولید و اشتغال کارآفرینان به کسب رانت، توسعه و پیشرفت تکنولوژی مختل می‌شود و در نتیجه آن بهره‌وری کاهش می‌یابد. از این‌رو با پرداختن به کارهایی که بازده شخصی دارند، کارهایی که بازده عمومی و اجتماعی دارند متوقف می‌شوند و در نتیجه آن منافع کل جامعه تحت‌الشعاع منافع طبقه‌ای خاص قرار می‌گیرد.

د- یکی دیگر از مهم‌ترین پیامدهای اقتصاد رانتی، کاهش امنیت اقتصادی و متعاقب آن کاهش سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی و اشتغال در جامعه است (خان، ۲۰۰۰: ۹۲). در یک اقتصاد رانتی دولت از طریق ابزارهایی مانند اعطای تسهیلات و امتیازات خاص، برقراری معافیت‌های مالیاتی، اعطای مجوزهای بهره‌برداری از منابع طبیعی، اعطای وام‌های بدون بهره یا کم‌بهره و اعطای ارز با نرخ‌های ترجیحی، موقعیت اقتصادی افراد مورد نظر خود را تضمین می‌کند. مبادرت به چنین اقدامات تبعیض‌آمیز باعث ناامن‌تر شدن محیط فعالیت‌های اقتصادی، عدم جذب سرمایه‌های خارجی و فرار سرمایه‌ها و مغزها به خارج می‌شود و فعالیت‌های مولد اقتصادی جای خود را به رانت‌جویی و پرداختن به مفاسد مالی و اقتصادی می‌دهد که از شاخص‌های عدم امنیت اقتصادی محسوب می‌شوند. زیرا با افزایش فسادهای مالی، امنیت اقتصادی کاهش می‌یابد. رانت‌جویان نیز با ناامن کردن محیط اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری‌های غیرمولد و نیز به فساد کشاندن کارکنان و مقامات دولتی، بر جو بی‌اطمینانی دامن می‌زنند (حاجی یوسفی، ۱۳۷۸: ٤٥).

ه- در یک ساختار مبتنی بر رانت، افراد جامعه گرایش به رانت‌جویی پیدا می‌کنند. در چنین ساختاری دولت رانتیر که تخصیص منابع را در اختیار خود دارد با توزیع رانت‌های سیاسی و اقتصادی زمینه را برای پیدایش گروه‌های فشار فراهم می‌سازد. در چنین اقتصادهایی بخش اعظم سرمایه‌ها و نقدینگی مردم در امور واسطه‌گری و دلالی و خرید و فروش املاک صرف می‌گردد (خضری، ۱۳۸۷: ۵۷).

۳- مروری بر مطالعات پیشین

علی‌رغم اهمیت بحث رانت‌جویی، مطالعات کمی در این زمینه چه در داخل و چه در خارج صورت گرفته است. هر یک از این مطالعات نیز با استفاده از روش‌های مختلفی به سنجش بخشی از اثرات و پیامدهای رانت‌جویی در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. در جدول زیر به چند نمونه از این مطالعات اشاره می‌شود:

جدول (۱): مطالعات صورت گرفته در زمینه رانت‌جویی و رشد اقتصادی

نویسنده	مکان و دوره مطالعات	روش مورد استفاده	نتایج
راما (۱۹۹۳)	اروگوئه	مدل تحلیلی آزمون پذیر	رانت‌جویی تأثیر منفی معنی‌دار و بسزایی بر رشد اقتصادی دارد.
دمیرباس (۱۹۹۹)	ترکیه	ARDL	افزایش رانت‌جویی با کاهش تعداد کارآفرینان و انگیزه‌های تولید موجب کاهش بلندمدت رشد اقتصادی می‌گردد

1. Kreuger (1974)
2. Entrepreneurs

مهتادی و رو (۲۰۰۳)	کشورهای توسعه یافته	Panel Data	تعداد رانت‌جویان با افزایش شاخص دموکراسی کاهش یافته و این امر موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد
پارک و همکاران (۲۰۰۵)	۱۰۸ کشور (۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰)	تعادل عمومی	گسترش اندازه و دخالت دولت در اقتصاد با افزایش حجم رانت‌جویی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود.
اوتی (۲۰۰۷)	کشورهای صادرکننده نفتی (۱۹۸۸ تا ۲۰۰۲)	Panel VAR	در کشورهای صادرکننده نفتی، عملکرد اقتصادی و سیاسی وابستگی بسیار زیادی به رانت نفتی دارد. از این‌رو در این مطالعه تأسیس صندوق توسعه و سیاست‌هایی که موجب کاهش اثرات این رانت‌ها می‌شود را پیشنهاد می‌دهند.
آنگلوپولس و فیلیپولوس (۲۰۰۹)	اتحادیه اروپا (۱۹۸۰ تا ۲۰۰۳)	مدل تعادل عمومی	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رانت‌جویی بین گروه‌ها اثر منفی قوی بر تولید ناخالص داخلی کشورهای ناحیه اروپا دارد.
اسپینسی (۲۰۰۹)	ایتالیا (۱۹۷٦ تا ۲۰۰٦)	DOLS	بر اساس یافته‌های تجربی این تحقیق، رانت‌جویی ناشی از ضعف قوانین و بوروکراسی حاکم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد.
آرزکی و بروکنر (۲۰۱۱)	صادرکننده نفت (۱۹۷۳ تا ۲۰۰۸)	Panel Data	نتایج این مطالعه بر کاهش هرچه بیشتر رشد اقتصادی در این کشورها با افزایش رانت منابع معدنی و نفتی تأکید دارد.
اشنایدر و همکاران (۲۰۱۲)	۳۰ کشور صادرکننده نفت (۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰)	Panel Data	بر اساس نتایج این مطالعه افزایش کیفیت حکمرانی خوب با کاهش رانت‌جویی موجب افزایش رشد اقتصادی در این کشورها شده‌است.
اقبال و دیلی (۲۰۱۳)	۵۲ کشور در حال توسعه (۱۹۹۵ تا ۲۰۱۲)	Dynamic Panel Data	نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کنترل فساد و کاهش رانت-جویی توانسته با تقویت چارچوب نهادی موجب افزایش رشد اقتصادی گردد.
ابریشمی و هادیان (۱۳۸۳)	ایران (۱۳۳۸ تا ۱۳۸۰)	OLS	بر اساس نتایج این مطالعه متغیرهای جایگزین رانت‌جویی بیش‌ترین تأثیر منفی را در مدل بر رشد اقتصادی دارند.

با توجه به نتایج مطالعات می‌توان گفت که در تمامی این مطالعات تأثیر رانت‌جویی بر رشد اقتصادی معنی‌دار و منفی بوده است و فقط روش تحلیلی و چارچوبی این مطالعات متفاوت بوده است. اما لازم به ذکر است، همان‌طور که قبلاً نیز اشاره گردید، در تمامی مطالعات نامبرده از متغیرهای جایگزین برای بررسی اثر رانت‌جویی بر رشد اقتصادی استفاده کرده‌اند. برای مثال در مطالعهٔ ابریشمی و هادیان که تنها تحقیق داخلی در این زمینه می‌باشد، برای لحاظ کردن اثرات رانت‌جویی بر روی رشد اقتصادی از متغیرهای شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، میانگین نرخ تعرفه و حجم دولت به صورت جداگانه استفاده شده است. وجه تمایز تحقیق حاضر با این مطالعات، استفاده از روش منطق فازی برای برآورد شاخصی برای اندازه‌گیری فرصت‌های رانت‌جویی می‌باشد که برای اولین بار در این مقاله مطرح می‌شود. از طرف دیگر بررسی ارتباط غیرخطی بین فرصت‌های رانت‌جویی و رشد اقتصادی موضوعی است که برای اولین بار در این مطالعه به آن پرداخته می‌شود و در هیچ کدام از مطالعات نامبرده مورد بحث قرار نگرفته است.

٤- روش شناسی تحقیق

در این تحقیق به علت استفاده از منطق فازی برای برآورد شاخص فرصت‌های رانت‌جویی، در ابتدا توضیح مختصری در رابطه با منطق فازی ارائه می‌گردد. از طرفی برای برآورد اثرات غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی نیز از مدل مارکف سوئیچینگ استفاده می‌شود، از این‌رو بخش دوم این قسمت به معرفی مدل‌های غیرخطی مارکف سوئیچینگ اختصاص می‌یابد.

٤-١- آشنایی با منطق فازی

از آن زمان که انسان اندیشیدن را آغاز نمود، همواره کلمات و عباراتی را بر زبان جاری ساخته که مرزهای روشنی نداشته‌اند. کلماتی نظیر «خوب»، «بد»، «بلند»، «کوتاه»، «قوی»، «ضعیف» و قیودی از قبیل «معمولاً»، «غالباً» و «تقریباً». روشن است که نمی‌توان برای این کلمات مرز مشخصی یافت، برای مثال در

گزاره «علی باهوش است» نمی‌توان مرز مشخصی برای باهوش بودن در نظر گرفت. اما در بسیاری از علوم نظیر ریاضیات و منطق[1]، فرض بر این است که مرزها و محدوده‌های دقیقاً تعریف شده‌ای وجود دارد و یک موضوع خاص یا در محدوده آن مرز می‌گنجد یا نمی‌گنجد. مواردی چون همه یا هیچ، فانی یا غیرفانی، زنده یا مرده، سفید یا سیاه، صفر یا یک و «این» یا «نقیض این» را می‌توان مثال زد. در این علوم هر گزاره‌ای یا درست است یا نادرست، پدیده‌های واقعی یا «صفر» هستند یا «یک».

اما باید توجه داشت پدیده‌های واقعی تنها سیاه یا تنها سفید نیستند، بلکه تا اندازه‌ای «خاکستری» هستند. پدیده‌های واقعی همواره «فازی»، «مبهم» و «غیردقیق» هستند. در مجموعه‌های فازی[2] بر خلاف مجموعه‌های قطعی عناصر به دو دسته عضو و غیرعضو تقسیم نمی‌شوند، بلکه بر اساس آنچه که تعریف می‌شود، میزان عناصر در مجموعه‌های فازی بین صفر و یک متغیر است (آذر و فرجی، ۱۳۸۹: ۳۹).

نظریه‌های مجموعه فازی برای نخستین بار در سال ۱۹۶۵ توسط پروفسور زاده[3] استاد دانشگاه برکلی معرفی شده است. این نظریه در شرایط ابهام و عدم اطمینان کاربرد دارد و قادر است بسیاری از مفاهیم و عبارات نادقیق را به زبان ریاضی بیان کند و زمینه را برای استدلال، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان فراهم آورد (زاده، ۱۹۶۵: ۳۴۷).

ظرفیت‌های موجود در این روش مبتنی بر تلفیق زبان گفتار در نظام‌بندی قوانین جاری در سیستم فازی و محدود کردن کاربرد معادلات بسیار پیچیده ریاضی، ما را هر چه بیشتر به کاوش در فهم این روش و یافتن زمینه‌های جدیدی از کاربرد آن تشویق می‌کند. منطق فازی[4] فناوری جدیدی است که شیوه‌هایی که برای طراحی و مدل‌سازی نیازمند یک سیستم ریاضیات پیچیده و پیشرفته است را با استفاده از مقادیر زبانی و دانش افراد خبره جایگزین می‌سازد. به عبارت دیگر تئوری مجموعه‌های فازی انعطاف‌پذیری مورد نیاز برای نشت دادن عدم اطمینان ناشی از فقدان دانش را فراهم می‌کند و به جای متغیرهای کمی، برای نشان دادن مفاهیم نادقیق از متغیرهای زبانی استفاده می‌کند (زاهدی، ۱۳۷۸: ۴۳).

مجموعه‌های فازی به «متغیرهای زبانی[5]» و «مفاهیم[6]» تقسیم می‌شوند؛ برای مثال «قیمت» یک مفهوم است و «قیمت نسبتاً بالا» یک متغیر زبانی است. یک مجموعه فازی از یک مجموعه منظم به یک مجموعه [۰،۱] نگاشت[7] می‌شود که اعضای آن مجموعه‌های فازی منعطف هستند. در منطق فازی به طور معمول عبارت و گزاره‌ها به صورت "اگر- آنگاه" بیان می‌شوند. این عبارت‌ها را قاعده‌های زبانی[8] یا قاعده‌های گفتاری می‌نامند. یک قاعده گفتاری یک گزاره شرطی «اگر- آنگاه» متکی به متغیرهای گفتاری است (گیلز[9]، ۱۹۹۸: ۱۳).

به‌کارگیری منطق فازی دارای دو مزیت است؛ نخست اینکه می‌توان از محاسبات پیچیده مدل‌های اقتصادسنجی اجتناب کرد و دوم اینکه، قواعد فازی با الفاظ وابسته به زبان شناسی برای فهمیدن و درک انسان‌ها آسان‌تر می‌باشد. در واقع به‌دلیل اینکه در منطق فازی از دانش افراد خبره استفاده می‌شود، می‌توان نتایج منعطف و بهتری نسبت به دیگر روش‌ها داشت. البته باید توجه داشت که پایگاه قواعد منطبق بر تئوری‌ها اقتصادی باشند تا جواب منطقی حاصل گردد.

٤-٢- مدل مارکف سوئیچینگ

مدل مارکف- سوئیچینگ برای اولین بار توسط کوانت (۱۹۷۲)، کوانت و گلدفلد (۱۹۷۳)، معرفی گردید و سپس توسط همیلتون[10] (۱۹۸۹)، برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. به طور کلی، در مدل‌های غیرخطی فرض بر این است که رفتار متغیری که مدل‌سازی روی آن انجام می‌گیرد در وضعیت‌های مختلف متفاوت بوده و تغییر می‌کند. مدل‌های غیرخطی از لحاظ سرعت تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به دو گروه عمده تقسیم می‌شوند. در برخی از

۱. و همچنین بسیاری از علومی که بر مبنای ریاضیات کلاسیک و منطق ارسطویی پایه‌گذاری شده‌اند.

2. Fuzzy Sets
3. Zadeh (1965)
4. Fuzzy Logic
5. Linguistic Variable
6. Concept
7. Map
8. Linguistic Rules
9. Giles (1998)
10. Hamilton (1989)

این مدل‌های غیرخطی، تغییر از یک وضعیت به وضعیت دیگر به صورت ملایم و آهسته[1] انجام می‌گیرد (مانند مدل‌های STAR[2] و شبکه مصنوعی ANN[3])، در برخی دیگر از این مدل‌های غیرخطی این انتقال به سرعت[4] انجام می‌گیرد که مدل مارکف- سوئیچینگ از این مدل‌ها می‌باشد (اندرس[5]، ۲۰۰٤: ۱۷۸).

یکی از مزایای این روش نسبت به روش‌های دیگر تفکیک درون‌زایی مشاهدات یک متغیر و نیز تفکیک درون‌زایی روابط بین مشاهدات متغیرها می‌باشد و از این حیث، روش مارکف سوئیچینگ کاملاً متفاوت از مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری و متغیرهای مجازی است. در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری، سال‌های شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی به صورت برون‌زا و یا درون‌زا بدون توجه به احتمالات تعیین می‌شود، این در حالی است که در مدل مارکف سوئیچینگ به منظور تفکیک متغیرهای سری زمانی و یا روابط بین متغیرها به دو یا چند رژیم، از احتمالات استفاده می‌شود و احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر محاسبه می‌شود. لیکن در بحث شکست ساختاری چنین مباحثی موضوعیت ندارد و امکان پیش‌بینی انتقال از یک وضعیت به وضعیت دیگر نامعلوم است. همچنین در مدل‌های مبتنی بر شکست ساختاری امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها وجود ندارد، لیکن در مدل مارکف سوئیچینگ امکان پیش‌بینی تغییرات متغیرها از یک رژیم به رژیم دیگر وجود دارد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۳).

در مدل‌های تبدیل مارکف اولاً، امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیفتند. در عین‌حال در این مدل به صورت درون‌زا زمان‌های دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری تعیین می‌شوند. ثانیاً، تفاوت واریانس‌ها نیز می‌تواند به عنوان ویژگی‌های این مدل‌ها لحاظ شود. به عبارت دیگر، مدل تبدیل مارکف از چندین معادله برای توضیح رفتار متغیرها در رژیم‌های مختلف استفاده می‌کند. ثالثاً، این مدل فروض کمتری را بر توزیع متغیرهای مدل تحمیل می‌نماید و همچنین قادر به برآورد همزمان تغییرات متغیرهای مستقل و وابسته، مشروط به درون‌زا بودن وضعیت اقتصاد کشور در هر مقطعی از زمان (رژیم‌های مختلف) می‌باشد (یونگفو و همکاران[6]، ۲۰۰۷: ۱۲).

در مدل مارکف سوئیچینگ فرض می‌شود رژیمی که در زمان t رخ می‌دهد، قابل مشاهده نبوده و بستگی به فرآیند غیرقابل مشاهده s_t دارد. در یک مدل با دو رژیم، به سادگی می‌توان فرض کرد که s_t ، مقادیر ۱ و ۲ را اختیار می‌کند. یک مدل دو رژیمی را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$y_t = \begin{cases} \emptyset_{0,1} + \emptyset_{1,1} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if} \quad s_t = 1 \\ \emptyset_{0,2} + \emptyset_{1,2} y_{t-1} + \varepsilon_t & \text{if} \quad s_t = 2 \end{cases} \quad (۱)$$

و یا به طور خلاصه می‌توان نوشت:

$$y_t = \emptyset_{0,s_t} + \emptyset_{1,s_t} y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۲)$$

برای تکمیل مدل، باید ویژگی‌های فرآیند s_t را مشخص کنیم. در مدل مارکف سوئیچینگ، s_t یک فرآیند مارکف از درجه اول در نظر گرفته می‌شود. این فرض، بیانگر این نکته است که s_t فقط به رژیم دورهٔ قبل، یعنی s_{t-1} بستگی دارد. در زیر، با معرفی احتمالات انتقال[7] از یک وضعیت به وضعیت دیگر، مدل کامل می‌گردد:

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 1) = p_{11} \quad (۳)$$

$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = p_{12} \quad (٤)$$

$$P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = p_{21} \quad (۵)$$

$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 2) = p_{22} \quad (٦)$$

در روابط بالا، $p_{i,j}$ ها بیانگر احتمال حرکت زنجیرهٔ مارکف، از وضعیت i در زمان $t-1$ به وضعیت j در زمان t است. $p_{i,j}$ ها باید غیرمنفی بوده و همچنین، شرط زیر برای آنها برقرار باشد:

$$p_{11} + p_{12} = 1 \quad (۷)$$

$$p_{21} + p_{22} = 1 \quad (۸)$$

برای تخمین مدل‌های تبدیل مارکف از تابع احتمال مشترک بین وقوع y_t و s_t ها استفاده می‌شود. به طوری‌که بر اساس

1. Smooth Transition or Gradual Switching
2. Smooth Transition Auto Regressive
3. Artificial Neural Network
4. Sudden Switching
5. Enders (2004)

6 . Yingfu et al. (2007)
7. Transition Probabilities

خاصیت توابع حداکثر درست‌نمایی ML به منظور حداکثر کردن احتمال رخداد نمونهٔ مورد بررسی در جامعهٔ آماری، احتمال وقوع مشترک کمیت‌های تصادفی در نمونه حداکثر می‌شود. بدین ترتیب با توجه به تابع احتمال مشترک، از روش حداکثر درست‌نمایی برای برآورد تمامی کمیت‌های تصادفی مدل‌های تبدیل مارکف استفاده می‌گردد (چونگ، ۲۰۰۲: ۵). می‌توان مدل مارکف سوئیچینگ را برای ضرایب جملات خودتوضیح، برای m رژیم و p وقفه، به صورت زیر نوشت:

$$\mathrm{MSAX(m)-ARX(p)}:$$
$$y_t = c(s_t) + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

$$\mathrm{MSA(m)-AR(p)}:$$
$$y_t = c + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i(s_t)(y_{t-i}) + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

در معادله اول علاوه بر ضرایب خودتوضیح، عرض از مبدأ نیز وابسته به رژیم‌ها[1] می‌باشد. در معادله دوم فقط ضرایب خودتوضیح به رژیم‌ها وابسته می‌باشند. از بین این دو مدل، هرکدام که بیشترین مقدار راست‌نمایی را داشته باشد انتخاب می‌گردد. از این‌رو برای برآورد اثرات غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی بعد از تعیین وقفه‌ها و تعداد رژیم بهینه و انتخاب مدل، مدل مورد نظر برآورد می‌گردد.

۵- تخمین مدل و یافته‌های تجربی تحقیق

برای به دست آوردن شاخص و سنجه‌ای که بتوان با آن فرصت‌های رانت‌جویی را اندازه گرفت از عمده‌ترین این فرصت‌ها که عبارتند از شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی، ارزش افزوده بخش ساختمان به تولید ناخالص داخلی بدون نفت و اندازهٔ دولت طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ استفاده می‌شود. آمار این متغیرها از پایگاه سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده است. همچنین لازم به ذکر است که برای رسیدن به این شاخص از برنامه‌نویسی در نرم افزار MATLAB.13 استفاده می‌شود. همچنین در گام دوم نیز از داده‌های رشد واقعی بدون نفت ارائه شده توسط بانک مرکزی برای در نظر گرفتن متغیر رشد و نرم‌افزار OXMETRIC6.2 برای برآورد مدل مارکف سوئیچینگ استفاده می‌شود.

۵-۱- استخراج روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی

همان‌طور که در روش شناسی بیان گردید، منطق فازی با استفاده از مفاهیم و متغیرهای زبانی قادر است تا مفاهیم مبهم و چندبعدی را برآورد کند. در این تحقیق برای رسیدن به یک تخمین دقیق و قابل اعتماد مراحل زیر طی می‌شود:

۱- مرحله اول در این روش، فازی سازی متغیرهای ورودی می‌باشد. در این مرحله درجه‌ای به هر متغیر داده می‌شود. به این ترتیب که متغیرهای ورودی را به صورت یک طیف (از صفر برای عدم عضویت تا یک برای عضویت کامل) تعریف کرده و مقدار هر ورودی از یک عدد به حالت فازی تبدیل می‌شود. برای این منظور ابتدا برای متغیرها یک میانگین متحرک شش ساله، برای احتساب چرخه‌های احتمالی اقتصادی در داده‌ها تعیین می‌شود. سپس از توابع عضویت مثلثی[2] با پنج حالت (خیلی زیاد، زیاد، متوسط، کم، خیلی کم) برای هر یک از متغیرهای ورودی استفاده می‌شود. حدود هر یک از این حالات در جدول زیر مشخص شده است. مطابق جدول زیر، مقادیر واقعی ورودی‌ها را برای هر سال وارد نموده و با توجه به اینکه در چه ناحیه‌ای قرار می‌گیرد، یکی از سطوح خیلی‌زیاد، زیاد، متوسط، کم، خیلی‌کم، به عنوان خروجی برای هر سال مشخص می‌شود به طوری‌که فاصله دو انحراف معیار از میانگین به عنوان محدودهٔ بسیار زیاد و بسیار کم انتخاب شده‌است و فاصله یک انحراف معیار از میانگین نیز به عنوان مقادیر کم و زیاد در نظر گرفته شده است. فواصل مدنظر برای متغیرهای ورودی در جدول ۳ گزارش می‌شود:

۱. وابستگی به رژیم به معنی این است که در رژیم‌های مختلف اثرات مختلفی بر متغیر وابسته خواهد داشت. بدین ترتیب به تعداد رژیم‌ها اثرات متغیر توضیحی بر متغیر وابسته متفاوت خواهد بود.

۲. دلیل این امر کاربرد زیاد توابع عضویت مثلثی در برآورد مفاهیم مبهم اقتصادی و مدیریتی می‌باشد. به طوری‌که در اکثر مطالعات (از جمله قربانی (۱۳۹۱)، صادقی و همکاران (۱۳۸۹)، شکیبایی و صادقی (۱۳۸۲)) از این توابع استفاده شده است.

جدول (۲): محدودهٔ متغیرهای زبانی[1]

بسیار زیاد	زیاد	متوسط	کم	بسیار کم
H	H	M	S	VS
Mean+ 2SD	Mean+ SD	Mean	Mean- SD	Mean- 2SD

مأخذ: محاسبات محقق

جدول (۳): فواصل متغیرهای زبانی ورودی‌های مدل

ورودی	بسیار کم	کم	متوسط	زیاد	بسیار زیاد
شکاف نرخ ارز	-۱۶۰۰	۱۲۷	۱۸۵۵	۳۵۸۳	۵۳۱۱
بخش ساختمانی	۰/۰٤۸۲	۰/۰۵۳۲	۰/۰۵۸۲	۰/۰٦۳۳	۰/۰٦۸۳
اندازه دولت	۷۱۲٦۷ -	-٤۲۱۰	٦۲۸٤۷	۱۲۹۹۰٤	۱۹٦۹٦۱

مأخذ: محاسبات محقق

۲- پس از تعیین توابع عضویت، تعیین قواعد تصمیم‌گیری مطرح می‌شود. هدف از نوشتن این قواعد، تعریف گزاره‌های مختلف و متنوعی است که از ترکیب حالات مختلف به‌دست می‌آید. این گزاره‌ها با جملات " اگر ..... آنگاه"[2] تعریف می‌شوند. که پس از تعریف کلیه حالات، پایگاه دانش مربوطه مورد نظر شکل می‌گیرد که در جدول الف در قسمت پیوست گزارش شده است. برای مثال جملات شرطی زیر را در نظر بگیرید:

اگر شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی "زیاد" باشد و نسبت ارزش افزوده ساختمان به تولید ناخالص داخلی "زیاد" باشد و اندازه دولت "زیاد" باشد آنگاه فرصت‌های رانت‌جویی "زیاد" خواهد بود. برای توجیه این قاعده می‌توان گفت، در شرایطی که شکاف نرخ ارز زیاد باشد علاوه بر ایجاد فرصت آربیتراژ در بازار، موجب شکل‌گیری درآمد و رانت اضافی برای کسانی خواهد شد که به ارز ارزان دسترسی دارند. همچنین در این شرایط دولت‌ها می‌توانند با اقبال فروش ارز به قیمت بازار، کسری بودجهٔ خود را به صورت نادرستی جبران نمایند. افزایش اندازه بخش ساختمان نیز موجب تمرکز سرمایه‌ها در این بخش می‌گردد و سوداگران را ترغیب می‌نماید تا از بازدهی به‌وجود آمده در این بخش نهایت استفاده را داشته باشند. از طرفی اندازه بزرگ دولت موجب دخالت گسترده آن در اقتصاد و ایجاد کمیابی‌های ساختگی و فرصت‌های رانت‌جویی برای عدهٔ قلیلی از جامعه می‌شود. در نتیجه مطالب بیان شده می‌توان گفت که در چنین شرایطی حجم فرصت‌های رانت‌جویی به‌وجود آمده در اقتصاد زیاد خواهد بود.

به تدریج با کامل شدن پایگاه دانش، سیستم هوشمند شکل می‌گیرد. این کار توسط موتور استنتاج صورت می‌گیرد. وقتی تمام حالات ممکن برای گزاره‌های شرطی بیان شد، موتور استنتاج قادر خواهد بود با استفاده از قوانین طراحی شده توسط افراد خبره، فرصت‌های رانت‌جویی را در کشور اندازه‌گیری کند. تعداد قواعد موجود در پایگاه قواعد از رابطه n^t به‌دست می‌آید که در آن n تعداد متغیرهای گفتاری و t تعداد متغیرهای مستقل می‌باشد. در این مطالعه تعداد متغیرهای گفتاری هر متغیر مستقل ۵ می‌باشد. بنابراین برای محاسبهٔ شاخص فرصت‌های رانت‌جویی که دارای سه ورودی می‌باشد، ۱۲۵ قاعده در نظر گرفته می‌شود.

۳- در گام آخر با توجه به تعیین مجموعه‌های مناسب برای کلیه ورودی‌ها، موتور استنتاج مجموعه خروجی را تعیین می‌کند و مقادیر خروجی قطعی سازی می‌شوند. چون درک انسان از اعداد دقیق‌تر است، بنابراین با تبدیل خروجی فازی به خروجی قطعی و غیرفازی می‌توان تحلیل‌های بهتری را ارائه کرد. برای غیرفازی سازی نیز از روش محاسبه مرکز جرم استفاده می‌شود. این روش پرکاربردترین استراتژی غیرفازی سازی است که در یادآور محاسبه مقادیر مورد انتظار یک توزیع احتمالی است و نتایج به مراتب مطلوب‌تری را به همراه خواهد داشت (کیا، ۱۳۹۰: ۱۰۲). همچنین در این پژوهش عمل‌گرهای MIN و MAX به جای عمل‌گرهای معمولی AND و OR عمل می‌کند.

لازم به توضیح می‌باشد که فازی سازی یک روش تجربی می‌باشد و بنا به نظر طراحان مدل می‌تواند نتایج متفاوتی داشته باشد. از این‌رو باید در نظر داشت که نتایج این مطالعه با توجه به فروض و استراتژی های مذکور حاصل شده است و در

1. Mean:میانگین SD:انحراف معیار
2. If…Then

صورت تغییر هر کدام از مراحل توضیح داده شده در قسمت قبلی، نتایج تغییر خواهند کرد. در واقع در این مطالعه سعی بر آن شده تا با در نظر گرفتن فروض بالا فرصت‌های رانت‌جویی بنا به نظر طراحان شبیه‌سازی گردد.

قبل از برآورد مدل ارائه توضیحاتی مختصر در رابطه با متغیرهای ورودی مدل خالی از لطف نمی‌باشد. بررسی روند شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی نشان می‌دهد که در طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۷۱ شکاف نرخ ارز زیر ۱۵۰ تومان می‌باشد و به عبارتی در فاصله کم قرار می‌گیرد. بعد از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۷۸ شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی روند صعودی را طی کرده است. به طوری‌که در سال ۱۳۷۸ به بیش‌ترین مقدار خود یعنی ۷۰۰ تومان و در محدودهٔ بسیار زیاد قرار می‌گیرد. بعد از سال ۱۳۷۸ روند نزولی این متغیر آغاز شده و تا سال ۱۳۸۰ ادامه می‌یابد. از سال ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۰ نیز شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی بسیار پایین می‌باشد. اما در سال ۱۳۹۱ و با توجه به اثر تحریم‌های نفتی و بانکی این شکاف بسیار زیاد شده است.

بررسی متغیر ورودی دوم نیز نشان می‌دهد که نسبت ارزش افزوده بخش ساختمان به تولید ناخالص واقعی در طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۱ دارای روند نوسانی بوده است. به طوری‌که در ابتدای دوره مقدار آن نسبت به سال‌های بعد بیشتر بوده و دارای نوسان می‌باشد. از سال ۱۳۷٦ تا ۱۳۸٦ تقریباً ثابت بوده و نسبت به دیگر سال‌ها از مقدار کمی برخوردار است و بعد از آن نیز کمی افزایش یافته است.

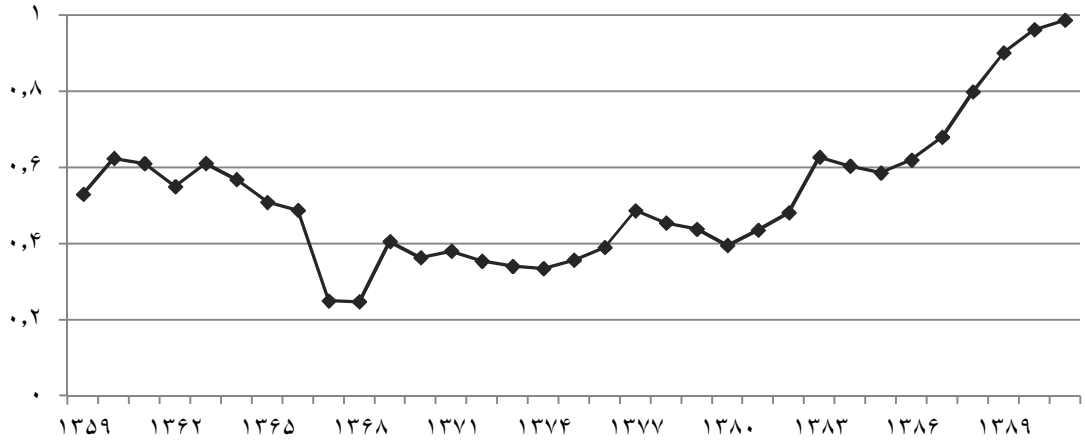
و در نهایت اندازهٔ دولت نیز طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳٦۵ صعودی بوده و در محدوده زیاد قرار گرفته است. بعد از سال ۱۳٦۵ تا سال ۱۳۷۱ روند نزولی طی کرده و در محدودهٔ کم قرار می‌گیرد. از سال ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۳ با شیب بسیار کمی افزایش یافته است و در طی این سال‌ها مقدار آن در محدودهٔ کم می‌باشد. از سال ۱۳۸٤ به بعد نیز به دلیل افزایش ورود دلارهای نفتی حجم دولت بسیار افزایش یافته است و بعد از سال ۱۳۸۷ در محدودهٔ بسیار زیاد قرار گرفته است.

بعد از طی مراحل برآورد و تحلیل ورودی‌های مدل، روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی همانند نمودار (۱) حاصل می‌گردد که با دقت در آن می‌توان دریافت، فرصت‌های رانت‌جویی طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳٦۵ بالای حد نرمال (۰/۵) می‌باشد. برای توجیه این امر کافی است تا به مؤلفه‌های آن دقت کرد. در طی این سال‌ها اندازهٔ دولت در اقتصاد نسبت به دیگر سال‌ها بالاتر بوده و همچنین روند صعودی نیز داشته است، از طرفی نوسانات بخش ساختمان و مقدار آن نیز در طی این دوره بالاتر از دیگر سال‌ها می‌باشد. مقدار شاخص فرصت‌های رانت‌جویی از سال ۱۳٦۷ تا ۱۳۸۳ پایین‌تر از حد نرمال (۰/۵) می‌باشد. در این دوره اندازه دولت کم‌ترین مقدار را دارا می‌باشد و همچنین این متغیر دارای روند نزولی می‌باشد. همچنین ارزش افزوده بخش ساختمان نیز دارای سیر نزولی می‌باشد. از طرفی به دلیل وجود نظام نرخ ارز دو نرخی در این سال‌ها و افزایش شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی در طول دوره ۱۳۷٤ تا ۱۳۷۸ شاخص فرصت‌های رانت‌جویی سیر صعودی را طی کرده است. در نهایت در سال‌های بعد از ۱۳۸٤ به دلیل افزایش بیش از اندازه دخالت دولت در اقتصاد و نوسانات بخش ساختمان شاخص فرصت‌های رانت‌جویی روند صعودی داشته است و در سال ۱۳۸۷ از مرز بسیار زیاد (۰/۷۵) عبور کرده است. همچنین بعد از سال ۱۳۹۰ به دلیل تحریم‌های خارجی نفتی و بانکی و مشکلات ناشی از هدفمندی یارانه‌ها شکاف نرخ ارز رسمی و غیررسمی به بیش از ۲۰۰۰ افزایش پیدا کرده است که در پی آن قیمت مسکن و بسیاری از کالاها و خدمات رشد چشمگیری داشته است. این عوامل و از طرف دیگر اقدامات مداخله‌جویانه دولت برای کاهش التهاب بازار موجب افزایش شاخص فرصت‌های رانت‌جویی تا مرز ۰/۹۷ شده‌است.

۵-۲- نتایج مدل مارکف سوئیچینگ

در مدل‌های رشد به دو طریق می‌توان به برآورد مدل پرداخت. در روش اول با استفاده از متغیرهای کنترلی که از منظر تئوری‌های اقتصادی دارای تأثیر به‌سزایی بر رشد می‌باشند، از جمله مقدار سرمایه، نیروی انسانی و شاخص توسعه انسانی استفاده کرد. در روش دوم نیز از متغیرهای وقفهٔ رشد برای در نظر گرفتن متغیرهای اثرگذار بر رشد که در مدل حضور

نمی‌یابند استفاده می‌شود (سوری، ۱۳۹۱: ۱۵۸). در این مقاله برای برآورد تأثیر فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی از روش دوم استفاده می‌شود و تعداد وقفهٔ بهینه بر اساس کم‌ترین مقدار معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین تعیین می‌گردد. در جدول (٤) معیارهای آکائیک و شوارتز بیزین برای متغیر رشد اقتصادی و وقفه‌های ۱ تا ۳ آورده می‌شود:



نمودار (۱): روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی در ایران

جدول (٤): نتایج معیارهای آکائیک شوارتز بیزین در تعیین وقفهٔ بهینهٔ مدل

وقفه	SC	AIC
*۱	*-۲/۰۸۱	*-۲/۲٦۹
۲	-۲/۰۰۳	-۲/۱۰۸
۳	-۱/۹۳۲	-۲/۰۲۲

*وقفهٔ بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج به دست آمده در جدول (٤) نشان می‌دهد که بر طبق هر دو معیار آکائیک و شوارتز وقفهٔ بهینه برای برآورد مدل، یک وقفه است.

بعد از به دست آوردن روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی و تعیین وقفه‌های رشد اقتصادی، نوبت تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک می‌باشد. معیار آکائیک در مقایسه با مقدار تابع راست نمایی شاخص مناسب‌تری برای تعداد رژیم‌ها است. مطالعهٔ ساراداکیس و سپاگتولو (۲۰۰۳) در این زمینه نشان می‌دهد در مواردی که تعداد مشاهدات مورد بررسی و تغییرات در پارامترها به‌اندازهٔ کافی بزرگ است، استفاده از معیار آکائیک تعداد درست رژیم را تعیین می‌کند. جدول زیر نشان دهندهٔ مقادیر آماره آکائیک و مقدار تابع راست نمایی، برای تعداد رژیم‌های دو تا چهار است:

جدول (۵): تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

تعداد رژیم	AIC	ML
۲	۱۸۳/۳۸۹	-۸۸/۲۸۰
*۳	*۱۷۵/۱٦۳	*-۷۹/۰۲۸
٤	۱۹۷/۸۲۹	-۹٦/۷۸۲

*رژیم بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول (۵) نشان می‌دهد که تعداد رژیم بهینه برای برآورد مدل سه است. به طوری‌که مقدار آماره آکائیک، در حالت سه رژیمی کم‌ترین مقدار و برحسب آماره حداکثر مقدار راست نمایی، بیش‌ترین مقدار را در بین دیگر حالت‌ها داراست. همان‌طور که اشاره گردید، مدل مارکف سوئیچینگ حالات مختلفی دارد که در هر کدام از این حالات جزء خاصی از معادله وابسته به رژیم‌هاست. در نتیجه برای اینکه بتوان بهترین حالت را برگزید، از مقدار حداکثر راست نمایی این حالت‌ها استفاده می‌شود و مدل با مقدار حداکثر راست نمایی بیشتر به عنوان مدل بهینه برگزیده می‌شود. مقادیر حداکثر راست نمایی مربوط به دو حالت مد نظر در این مقاله در جدول (٦) آورده شده است:

جدول (٦): تعیین حالت بهینهٔ مدل مارکف سوئیچینگ

مدل مارکف سوئیچینگ	ML
MSAX(3)-ARX(3)*	*-۷۹/۰۲۸
MSA(3)-AR(3)	-۹۳/۱۹۰۳

*مدل بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول بالا می‌توان نتیجه گرفت که بیش‌ترین مقدار راست نمایی مربوط به مدلی است که عرض از مبدأ و ضرایب وقفهٔ تورم به رژیم‌ها بستگی داشته است. پس از گزینش بهترین مدل، نتایج زیر حاصل می‌گردد:

جدول (۷): نتایج مدل غیرخطی مارکف سوئیچینگ

	متغیر	عرض از مبدأ	Gr_{t-1}	$Rent_t$
رژیم۱	ضریب	* ٦/٤۲۸	* ۱/٦۰۳	* -۳۸/۱٥
	t-value	۲/۳٦	۹/٥۹	-٥/۹۷
رژیم۲	ضریب	۱/۷٥۰	* ۰/٤٤٥	* -۱۱/٦٦
	t-value	۱/۳۸	٥/۲۹	-۱۱/۲۰
رژیم۳	ضریب	* -٦/۳۰۸	۰/۳۹۷	* -۲/۷۰٤
	t-value	-۳/۳٦	۱/٥٦	-۷/۸٥
linearity test		*۲۸/۰۱۷ (۰/۰۰۲٦)		

* سطح اطمینان ۱٪ را نشان می‌دهد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج آزمون LR می‌توان خطی بودن ارتباط بین فرصت‌های رانت‌جویی و رشد اقتصادی را رد کرد. در نتیجه مقدار این آزمون وجود رابطهٔ غیرخطی را تصدیق می‌کند. همچنین از خروجی مدل می‌توان نتیجه گرفت که عرض از مبدأ فقط در رژیم‌های اول و سوم معنی‌دار می‌باشد و در رژیم دوم اثر عرض از مبدأ بی‌معنی می‌باشد. علاوه بر این بنا به مقاله همیلتون[1] (۱۹۸۹) عرض از مبدأ مثبت، بیانگر رونق اقتصادی و عرض از مبدأ منفی، بیانگر رکود اقتصادی می‌باشد، در نتیجه می‌توان گفت، رژیم اول شامل سال‌های رونق و رژیم سوم شامل سال‌های رکود اقتصادی می‌باشد. از طرفی مقدار وقفهٔ رشد اقتصادی در رژیم اول و دوم معنی‌دار و در رژیم سوم دارای تأثیر معنی‌داری نمی‌باشد و مقدار اثرگذاری آن در رژیم اول بیش‌تر از سایر رژیم‌هاست. در نهایت ضریب فرصت‌های رانت‌جویی نیز در هر سه رژیم دارای تأثیر معنی‌داری بوده است که اثر این متغیر در مدل همان‌طور که انتظار می‌رفت منفی حاصل شده است. همان‌طور که مشخص است مقدار فرصت‌های رانت‌جویی در رژیم رونق اقتصادی دارای بیش‌ترین تأثیر منفی (-۳۸/۱٥) و در رژیم رکودی دارای کم‌ترین تأثیر منفی (-۲/۷۰٤) می‌باشد. به عبارتی رونق اقتصادی در ایران به رونق درآمدهای نفتی وابسته می‌باشد از این‌رو در شرایطی که درآمدهای نفتی افزایش یابد، رانت این منابع وارد چرخهٔ اقتصادی شده و در این شرایط فرصت‌های رانت‌جویی اثر مخرب شدیدتری خواهد داشت. لیکن در شرایط رکودی نیز که درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد، رانت نفتی کمتری وارد چرخهٔ اقتصاد شده و اثر فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

در ادامه به منظور تحلیل بیش‌تر نتایج، برخی از ویژگی‌های مدل برآورد شده بررسی می‌شود. جدول زیر بیان‌گر سال‌هایی است که در هرکدام از رژیم‌ها قرار می‌گیرند:

جدول (۸): سال‌های قرار گرفته در هریک از رژیم‌های اول تا سوم

رژیم اول	۱۳٦۲ - ۱۳٦۹ - ۱۳۷۰ - ۱۳۷٥ - ۱۳۸۱ - ۱۳۸۲ - ۱۳۸۳ - ۱۳۸٤ - ۱۳۸٥ - ۱۳۸٦ - ۱۳۸۷ - ۱۳۸۸ - ۱۳۸۹ - ۱۳۹۰ - ۱۳۹۱ - ۱۳۹۲
رژیم دوم	۱۳٦۱ - ۱۳٦۳ - ۱۳٦٤ - ۱۳٦۸ - ۱۳٦۹ - ۱۳۷۱ - ۱۳۷۳ - ۱۳۸۰
رژیم سوم	۱۳٥۹ - ۱۳٦۰ - ۱۳٦٥ - ۱۳٦٦ - ۱۳٦۷ - ۱۳۷۲ - ۱۳۷٤ - ۱۳۷٦ - ۱۳۷۷ - ۱۳۷۸ - ۱۳۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول بالا نشان می‌دهد که داده‌های مربوط به هر سال در کدام رژیم قرار گرفته است. به راحتی با دقت در مقدار رشد اقتصادی در هر سال می‌توان دریافت که سال‌هایی که رشد اقتصادی نسبتاً بالا بوده در رژیم اول قرار گرفته و سال‌هایی که مقدار رشد نسبت به قبل کاهش یافته و یا دارای مقدار منفی می‌باشد در رژیم سوم قرار می‌گیرد و سال‌هایی که مقدار رشد نه بسیار زیاد و نه بسیار کم است، در رژیم دوم قرار گرفته‌اند.

در جدول زیر نیز ویژگی‌های هر یک از رژیم‌ها نشان داده شده است. سطر اول آن تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۳۰ مشاهدهٔ بررسی شده، چه تعداد در هرکدام از رژیم‌ها قرار گرفته‌است. سطر دوم آن احتمال حضور در رژیم مد نظر را نشان می‌دهد. برای مثال اگر به طور تصادفی یکی از

1. Hamilton (1989)

مشاهدات گزینش شود با احتمال ٤٤ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم اول قرار می‌گیرد. سطر سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به طور پیاپی در آن رژیم قرار دارند. به طور مثال اگر از رژیم یک به رژیم دو حرکت کنیم، به طور میانگین حدود ۱/۵۰ دوره در این رژیم باقی می‌ماند.

جدول (۹): ویژگی‌های هریک از رژیم‌ها

	رژیم۱	رژیم۲	رژیم۳
تعداد سال‌های	۱۵	۸	۱۱
احتمال قرار گرفتن در رژیم	٪٤٤/۱۱	٪۲۳/۵۲	٪۳۲/۳۵
میانگین دوره تداوم	٤/۵٦	۲/۰۲	۱/۵۲
میانگین رشد اقتصادی	۷/۵۷	٤/۲٦	-۰/۰۲۱
میانگین درآمد نفتی	۱۳٦۷۵۰	۱۹۱۱۹	۱۳۳۲۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که جدول (۹) گویاست، رژیم اول دارای بیش‌ترین میانگین رشد اقتصادی و رژیم سوم دارای کم‌ترین رشد اقتصادی می‌باشد. از طرفی تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم به ترتیب اول، سوم و دوم می‌باشد. به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی انتظار بر این است که افزایش رشد اقتصادی بدون قیمت نفت در پی افزایش درآمدهای نفتی و رکود اقتصادی نیز در پی کاهش این درآمدها باشد. علت این امر نیز اثرگذاری غیرمستقیم بخش نفتی در اقتصاد ایران از جمله پتروشیمی‌ها، پالایشگاه‌ها، فرآورده‌های نفتی و یا موارد دیگر می‌باشد. همان‌طور که در جدول بالا نیز مشخص است، در رژیم اول که در بخش قبلی به عنوان رونق اقتصادی معرفی گردید میانگین درآمد نفتی بیش‌تر از سایر رژیم‌ها می‌باشد. از طرفی برای رژیم سوم هم که معرف شرایط رکودی است، میانگین درآمدهای نفتی کم‌ترین مقدار را دارا می‌باشد.

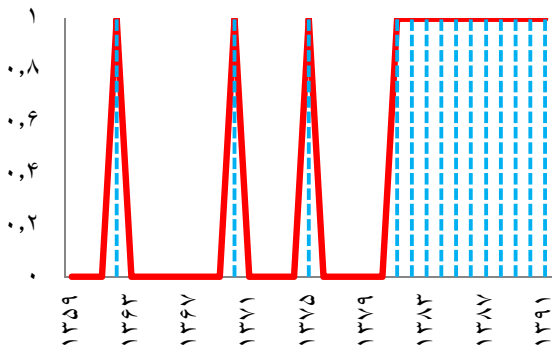
جدول زیر نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول بیانگر میزان پایداری و ناپایداری رژیم‌ها را نسبت به رژیم‌های دیگر نشان می‌دهد:

با توجه به جدول (۱۰) پایداری رژیم اول بیشتر از رژیم‌های دیگر است، و همچنین رژیم سوم از دو رژیم دیگر ناپایدارتر است. به طوری‌که احتمال انتقال از رونق اقتصادی به شرایط رونق در سال بعد ۰/۷٦ درصد و احتمال انتقال از شرایط رکودی به رکودی در سال بعد ۰/۵۳ می‌باشد. دلیل ناپایداری در رژیم سوم نیز حساسیت سیاست‌گذاران و مسئولان به رکود می‌باشد که با اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب از بروز رکود در سال‌های بعدی آن جلوگیری می‌نمایند. نتایج این جدول با نتایج سطر سوم جدول قبلی (۹) سازگار می‌باشد. در جدول قبلی نیز رژیم اول با تداوم ٤/۵٦ دوره پایدارترین و رژیم سوم با تداوم ۱/۵۲ ناپایدارترین رژیم می‌باشد. برای روشن شدن و تفکیک سال‌های موجود در هر رژیم، نمودار زیر احتمال قرار گرفتن سال‌ها در هر سه رژیم را نشان می‌دهد.

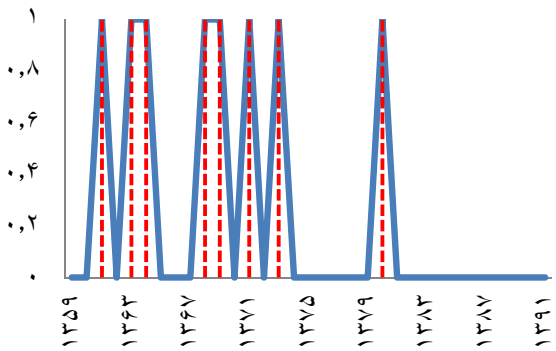
جدول (۱۰): احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم ۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۷٦	۰/۳۰	۰/۳۳
رژیم ۲	۰/۱٤	۰/٦۱	۰/۱٤
رژیم ۳	۰/۱۰	۰/۰۹	۰/۵۳

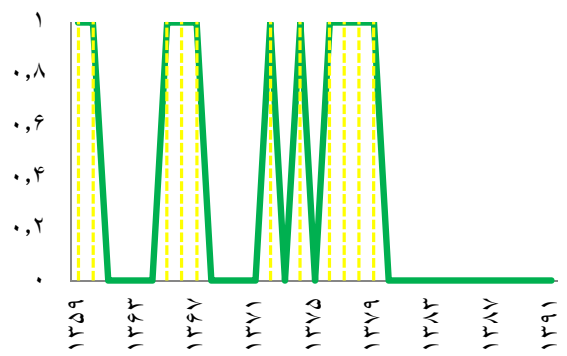
مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار (۲): احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم ۱

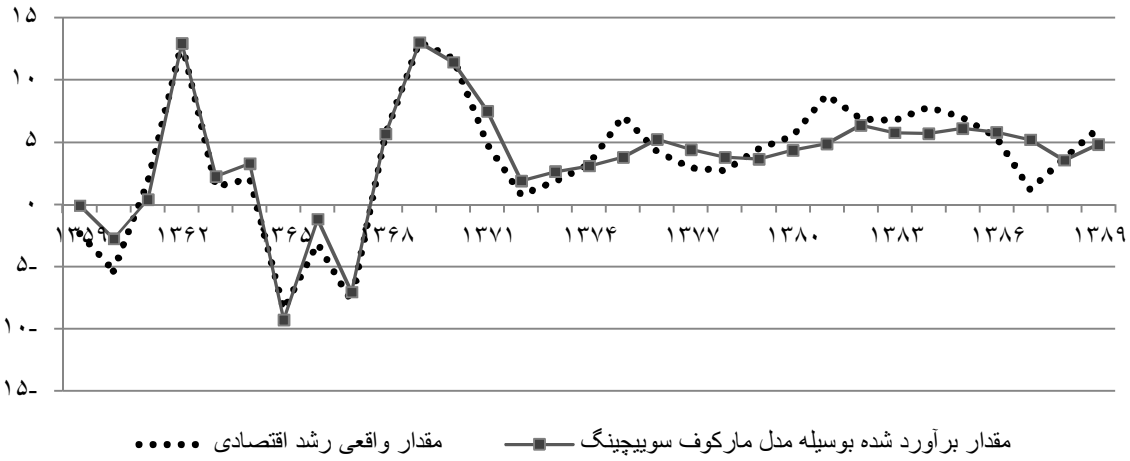


نمودار (۳): احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم ۲



نمودار (٤): احتمال قرار گرفتن هر سال در رژیم ۳

در قسمت پایانی این بخش به منظور بررسی و به تصویر کشیدن قدرت مدل به کار رفته در این تحقیق در برآورد اثر فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی نمودار (۵) آورده می‌شود که در آن مقدار برآورد شده و واقعی برای رشد، نمایش داده می‌شود. همان‌طور که نمودار نیز کاملاً گویاست، مدل به کار رفته با دقت و قدرت زیادی توانسته است تا رشد اقتصادی را برآورد نماید. به طوری‌که هم روند رشد اقتصادی و هم جهت نوسانات آن به خوبی تخمین زده شده است. در نتیجه مدل به کار رفته در این تحقیق به خوبی توانسته تا اثر فرصت‌های رانت‌جویی بر روی رشد اقتصادی را به دست آورد.



نمودار (۵): ارزیابی قدرت مدل در برآورد رشد اقتصادی

٦- بحث و نتیجه‌گیری

فرصت‌های رانت‌جویی به دنبال ضعف در ساختار و نهادهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به‌وجود می‌آیند و افراد و گروه‌های سودجو با استفاده از این فرصت‌ها درآمدهای بادآورده و بدون زحمتی را صاحب می‌شوند. تلاش و صرف منابع برای استفاده از این موقعیت‌ها موجب انحراف سرمایه‌ها و نهاده‌ها به سمت فعالیت‌های غیرمولد می‌گردد. از طرفی موجب حاکم شدن روحیه رانت‌جویی و دوری از ارزش‌های کار و کارآفرینی و در نهایت کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. هدف اصلی این تحقیق نیز ارزیابی اثرات غیرخطی فرصت‌های رانت‌جویی بر رشد اقتصادی می‌باشد.

برای این منظور در گام اول روند سری زمانی فرصت‌های رانت‌جویی با استفاده از منطق فازی به دست آمد. بر اساس نتایج این مطالعه فرصت‌های رانت‌جویی در طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳٦۵ بالای حد نرمال و از سال‌های ۱۳٦۷ تا ۱۳۸۳ پایین‌تر از حد نرمال می‌باشد. همچنین مقدار شاخص فرصت‌های رانت‌جویی بعد از سال ۱۳۸٤ تا ۱۳۸۹ از مرز بسیار زیاد گذشته است. در گام دوم نیز با استفاده از مدل مارکف سوئیچینگ اثرات غیرخطی مقدار به دست آمده در مرحله قبلی بر روی رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت که مدل سه رژیمی با ضرایب متغیر عرض از مبدأ، وقفهٔ رشد اقتصادی و فرصت‌های رانت‌جویی به عنوان بهترین مدل انتخاب گردید. بر اساس نتایج مدل، رژیم اول با عرض از مبدأ مثبت به عنوان رژیم رونق اقتصادی و رژیم سوم با عرض از مبدأ منفی به عنوان رژیم رکودی حاصل گردید (بر اساس مقالهٔ همیلتون (۱۹۸۹)). یافته‌های تجربی تحقیق نشان می‌دهد که

فرصت‌های رانت‌جویی در هر سه رژیم دارای اثر منفی معنی‌داری می‌باشد. البته بیش‌ترین اثر منفی مربوط به رژیم اول (رونق اقتصادی) با ضریب ۳۸/۱۵- و کم‌ترین اثر منفی نیز مربوط به رژیم سوم (رکود اقتصادی) با ضریب ۲/۷۰٤- حاصل گردید.

در اقتصاد ایران به دلیل وابستگی بیش از حد به درآمدهای نفتی در زمان رونق این درآمدها، رشد اقتصادی افزایش و در رکود درآمدهای نفتی، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. در این تحقیق نیز در رژیم اول که نشان‌گر رونق اقتصادی می‌باشد میانگین درآمدهای نفتی بیش‌ترین مقدار را داراست. برای رژیم سوم نیز که شامل سال‌های همراه با رکود اقتصادی است، میانگین درآمدهای نفتی کم‌ترین مقدار به‌دست می‌آید. به همین جهت با افزایش درآمدهای نفتی به دلیل سرازیر شدن دلارهای نفتی اقتصاد ایران به شدت رانتی می‌شود و با بروز بیماری هلندی در اقتصاد فرصت‌های رانت‌جویی زیادی برای افراد و گروه‌های سودجو مهیا می‌شود. در این شرایط اثر منفی فرصت‌های رانت‌جویی بسیار بیش‌تر خواهد بود.

اما در طرف مقابل در مواقعی که درآمدهای نفتی کاهش می‌یابد و اقتصاد دچار رکود می‌شود فرصت‌های رانت‌جویی پیش روی سودجویان کاهش می‌یابد. همچنین به دلیل اینکه در این شرایط «اولویت خارج شدن از شرایط رکودی می‌باشد» و منابع عمومی به منظور افزایش رشد اقتصادی «با دقت بیش‌تری نسبت به مواقع دیگر» هزینه می‌شوند از این‌رو اثرات منفی فرصت‌های رانت‌جویی کمتر نمایان می‌شود. بدین ترتیب فرضیه تحقیق که متفاوت بودن اثرات فرصت‌های رانت‌جویی در شرایط رونق و رکود اقتصادی می‌باشد را نمی‌توان رد کرد.

٦-۱- پیشنهادات

در این قسمت بر اساس نتایج تحقیق پیشنهادات و سیاست‌های زیر در راستای جلوگیری و کاهش فرصت‌های رانت‌جویی و اثرات آن بر رشد اقتصادی ارائه می‌گردد:

- جلوگیری از چند نرخی شدن نرخ ارز و انتخاب نظام نرخ ارز تک قیمتی.
- مدیریت عرضه و تقاضای بخش زمین و ساختمان که با اتخاذ مالیات بر واحدهای مسکونی، تصویب برنامه‌های حمایتی برای افزایش عرضه و شناسنامه‌دار کردن واحدهای مسکونی، موجب کاهش نوسانات قیمت زمین و ساختمان می‌شود.
- حمایت از روند آزاد بازار و کاهش دخالت دولت در اقتصاد.
- استفاده از صندوق توسعه ملی به منظور سرمایه‌گذاری درآمدهای مازاد نفتی و جلوگیری از وارد شدن دلارهای نفتی به چرخهٔ اقتصادی.

منابع

آذر، عادل و فرجی، حجت (۱۳۸۹). علم مدیریت فازی. تهران: مؤسسه کتاب مهربان.

ابریشمی، حمید و هادیان، محمد (۱۳۸۳). رانت‌جویی و رشد اقتصادی (شواهد تجربی از ایران). *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ٦۷، ۲۸-۱.

اسدی، علی و اسماعیلی، سید میثم (۱۳۹۲). تأثیر شاخص توسعه انسانی بر رشد اقتصادی ایران در قالب مدل مارکف- سوئیچینگ. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۲، ۱۰٤-۸۹.

اصغرپور، حسین؛ رضازاده، علی؛ محمدپور، سیاوش و جهانگیری، خلیل (۱۳۹۰). بررسی تجربی مدل پولی نرخ ارز در ایران با استفاده از رهیافت مارکف سوئیچینگ. *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال دوم، شماره چهارم، ۲۲-۱.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ احسانی، محمدعلی؛ طهرانچیان، امیرمنصور و قادری، سامان (۱۳۹۳). اثرات نامتقارن کل‌های پولی دیویزیا بر تورم در ایران: کاربرد روش چرخشی مارکف. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٦، ٤۰-۲۱.

حاجی‌یوسفی، امیرمحمد (۱۳۷۸). دولت، نفت و توسعه اقتصادی در ایران. تهران: مرکز اسناد انقلاب اسلامی.

خضری، محمد (۱۳۸۷). اقتصاد سیاسی رانت‌جویی در

بودجه‌ریزی دولتی ایران. *پژوهشنامه علوم سیاسی*، دوره ۳، شماره ۱۲، ۷۲-۳۹.

رحمانی، تیمور و گلستانی، ماندانا (۱۳۸۸). تحلیلی از نفرین منابع نفتی و رانت‌جویی بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب نفت‌خیز. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ٤٤، شماره ٤، ٨٦-٥٧.

زاهدی، مرتضی (۱۳۷۸). تئوری مجموعه فازی و کاربرد آن. تهران: نشر کتاب دانشگاهی.

سوری، علی (۱۳۹۱). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews7. تهران: نشر نور علم، چاپ سوم.

شکیبایی، علیرضا و صادقی، حسین (۱۳۸۲). برآورد اقتصاد زیرزمینی با استفاده از منطق فازی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۷۵-۵۳.

صادقی، حسین؛ وفایی‌یگانه، رضا؛ محمد غفاری، حسن و مسائلی، ارشک (۱۳۸۹). برآورد روند هزینه‌های مبادله در اقتصاد ایران با رویکرد منطق فازی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره سوم، ۱۲۵-۱٤۹.

عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۸). تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران. *مجله پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره اول، ۷۷- ۵۹.

قربانی، فرناز (۱۳۹۱). برآورد شاخص بیماری هلندی در کشور با رویکرد فازی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

قنبری، علی (۱۳۹۰). اقتصادهای نفتی. چاپ اول، تهران: نشر چالش.

کیا، مصطفی (۱۳۹۰). منطق فازی در MATLAB. چاپ دوم، تهران: انتشارات کیان رایانه سبز.

Angelopoulos, K. & Philippoulos, S. (2009). The Social Cost of Rent Seeking in Europe. *European Journal of Political Economy*, 25, 280-299.

Arezki, R. & Bruckner, M. (2011). Oil Rents, Corruption, and State Stability: Evidence from Panel Data Regressions. *European Economic Review*, 55, 955-963.

Auty, R. M. (2001). Resource Abundance and Economic Development. *Oxford University Press*. Oxford.

Auty, R. M. (2007). Natural Resources, Capital Accumulation and the Resource Curse. *Ecological Economics*, 61, 627-634.

Chung-Ming Kuan (2002). Lecture on the Markov Switching Model. Department of Finance & CRETA, National Taiwan University.

Demirbas, D. (1999). Rent-Seeking and Growth in Turkey. Faculty of Social Sciences, Department of Economics, University of Leicester.

Enders, W. (2004). Regime Switches in Interest Rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, American Statistical Association. 20, 163-182.

Gang, I. & Epstein, G. (2009). Good Governance and Good Aid Allocation. *Journal of Development Economics*, 89, 12-18.

Gelb, A. H. (1988). Oil Windfalls, Blessing or Curse. *Oxford University Press*, Oxford.

Giles, A. D. (1998). A Fuzzy Logic Approach Modelling the Underground Economy. *Econometrics Working Paper*, EWP9910. Department of Economics. University of Victoria.

Gunning, J. (2000). Understanding Democracy; An Introduction to Public Choice, Nomad Press.

Hall, R. & Jones, C. (1999). Why do some Countries Produce so much more Output per Worker than others?. *Journal of Economics*, 114(1), 83–116.

Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Non-Stationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica 57*, 357–384.

Hamilton, J. D. (1994). Time Series Analysis. Princeton. NJ: Princeton University Press.

Iqbal, N. & Daly, V. (2013). Rent Seeking Opportunities and Economic Growth in Trasitional Economies. *PIED Working Papers*.

Khan, M. H. (2000). Rent- Seeking and Economic Development. *Cambridge University Press*.

Krueger, A. (1974). The Political Economy of the Rent-Seeking Society. *American Economic Review,* 64(3), 291-303.

Leite, C. & Weidman, J. (1999). Does Mather Nature Corrupt? Natural Resources Corruption and Economic Growth. *African and Research Departments*, International Monetary Fund. WP/99/85.

Mohtadi, H. & Roe, T. (2003). Lobbying, Public Goods and Growth. *European Journal of Political Economy*, 14, 453–473.

Murphy, K. M., Andrei, S. & Vishny, R. (1993). Why is Rent-Seeking So Costly to Growth?. *The American Economic Review*,135, 409-414.

Park, H., Philippopoulos, A. & Vassilatos, V. (2005). Choosing the Size of the Public Sector under Rent Seeking from State Coffers. *European Journal of Political Economy*, 21, 830-850.

Psaradakis, Z. & Spagnolo, N. (2003). On the Determination of the Number of Regimes in Markov Switching Autoregressive Models. *Journal of Time Series Analysis*, 24, 237-252.

Qiao, Y., Nir, K. & Sam, M. (2009). Utilization of Accident Databases and Fuzzy Sets to Estimate Frequency of HazMat Transport Accidents. *Journal of Hazardous Materials*, 167(1-3), 374-382.

Quant, R. E. & Goldflat, M. (1973). A New Approach to Estimating Switching Regressions. *Journal of American Statistical Association*, 67(338), 306–310.

Quant, R. E. (1972). Markov Switching Regressions. *Econometrica,* 34, 123–149.

Rama, M. (1993). Rent Seeking and Economic Growth: A Theoretical Model and Some Empirical Evidence. *Journal of Development Economics*, 42, 35–50.

Saradakise, D. R. & Spagtolo, R. A. (2003). Markov-Switching and Stochastic Volatility Diffusion Models of Short-Term Interest Rates. *Journal of business & Economic Statistics*, 20, 183-197.

Schneider, F., Farzanegan, M. R. & Bjorvatn, K. (2012). Resource Curse and Power Balance: Evidence from Oil-Rich Countries. *World Develpoment*, 40, 1308-1316.

Spinesi, L. (2009). Rent-Seeking Bureaucracies, Inequality and Growth. *Journal of Development Economics*, 90, 244-257.

Yingfu Xie., Jun Yu & Bo, R. (2007). A General Autoregressive Model with Markov Switching: Estimation and Consistency. *Research Report.* Centre of Biostochastics.

Zadeh, L. A. (1965). Fuzzy Sets. *Information Control,* 8, 338-353.

پیوست

جدول (الف): قواعد تصمیم‌گیری شاخص فرصت‌های رانت‌جویی

وزن	فرصت‌های رانت‌جویی	اندازه دولت	بخش ساختمان	شکاف نرخ ارز	قواعد	وزن	فرصت‌های رانت‌جویی	اندازه دولت	بخش ساختمان	شکاف نرخ ارز	قواعد
۰/۹	زیاد	زیاد	متوسط	متوسط	٦٤	۱	خیلی کم	خیلی کم	خیلی کم	خیلی کم	۱
۱	زیاد	خیلی زیاد	متوسط	متوسط	٦٥	۱	خیلی کم	کم	خیلی کم	خیلی کم	۲
۱	متوسط	خیلی کم	زیاد	متوسط	٦٦	۱	خیلی کم	متوسط	خیلی کم	خیلی کم	۳
۱	متوسط	کم	زیاد	متوسط	٦٧	۰/۸	کم	زیاد	خیلی کم	خیلی کم	٤
۱	متوسط	متوسط	زیاد	متوسط	٦٨	۰/۸	کم	خیلی زیاد	خیلی کم	خیلی کم	٥
۱	زیاد	زیاد	زیاد	متوسط	٦٩	۱	خیلی کم	خیلی کم	کم	خیلی کم	٦
۰/۹	زیاد	خیلی زیاد	زیاد	متوسط	۷۰	۱	خیلی کم	کم	کم	خیلی کم	۷
۰/۸	متوسط	خیلی کم	خیلی زیاد	متوسط	۷۱	۰/۸	کم	متوسط	کم	خیلی کم	۸
۱	متوسط	کم	خیلی زیاد	متوسط	۷۲	۰/۹	کم	زیاد	کم	خیلی کم	۹
۱	زیاد	متوسط	خیلی زیاد	متوسط	۷۳	۰/۸	کم	خیلی زیاد	کم	خیلی کم	۱۰
۱	زیاد	زیاد	خیلی زیاد	متوسط	۷٤	۱	خیلی کم	خیلی کم	متوسط	خیلی کم	۱۱
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	متوسط	۷٥	۱	کم	کم	متوسط	خیلی کم	۱۲
۱	کم	خیلی کم	خیلی کم	زیاد	۷٦	۱	متوسط	متوسط	متوسط	خیلی کم	۱۳
۱	کم	کم	خیلی کم	زیاد	۷۷	۱	متوسط	زیاد	متوسط	خیلی کم	۱٤
۱	متوسط	متوسط	خیلی کم	زیاد	۷۸	۱	متوسط	خیلی زیاد	متوسط	خیلی کم	۱٥

۰/۸	زیاد	زیاد	خیلی کم	زیاد	۷۹	۰/۸	کم	خیلی کم	زیاد	خیلی کم	۱۶
۰/۹	زیاد	خیلی زیاد	خیلی کم	زیاد	۸۰	۰/۹	کم	کم	زیاد	خیلی کم	۱۷
۱	کم	خیلی کم	کم	زیاد	۸۱	۱	متوسط	متوسط	زیاد	خیلی کم	۱۸
۰/۹	کم	کم	کم	زیاد	۸۲	۱	زیاد	زیاد	زیاد	خیلی کم	۱۹
۰/۹	متوسط	متوسط	کم	زیاد	۸۳	۱	زیاد	خیلی زیاد	زیاد	خیلی کم	۲۰
۱	زیاد	زیاد	کم	زیاد	۸٤	۰/۸	کم	خیلی کم	خیلی زیاد	خیلی کم	۲۱
۱	زیاد	خیلی زیاد	کم	زیاد	۸۵	۱	متوسط	کم	خیلی زیاد	خیلی کم	۲۲
۱	متوسط	خیلی کم	متوسط	زیاد	۸٦	۱	متوسط	متوسط	خیلی زیاد	خیلی کم	۲۳
۱	متوسط	کم	متوسط	زیاد	۸۷	۰/۹	زیاد	زیاد	خیلی زیاد	خیلی کم	۲٤
۱	متوسط	متوسط	متوسط	زیاد	۸۸	۱	زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی کم	۲۵
۱	زیاد	زیاد	متوسط	زیاد	۸۹	۱	خیلی کم	خیلی کم	خیلی کم	کم	۲٦
۰/۹	زیاد	خیلی زیاد	متوسط	زیاد	۹۰	۱	خیلی کم	کم	خیلی کم	کم	۲۷
۰/۹	متوسط	خیلی کم	زیاد	زیاد	۹۱	۱	کم	متوسط	خیلی کم	کم	۲۸
۱	متوسط	کم	زیاد	زیاد	۹۲	۰/۸	کم	زیاد	خیلی کم	کم	۲۹
۱	زیاد	متوسط	زیاد	زیاد	۹۳	۰/۹	متوسط	خیلی زیاد	خیلی کم	کم	۳۰
۱	زیاد	زیاد	زیاد	زیاد	۹٤	۱	خیلی کم	خیلی کم	کم	کم	۳۱
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	زیاد	زیاد	۹۵	۱	کم	کم	کم	کم	۳۲
۱	متوسط	خیلی کم	خیلی زیاد	زیاد	۹٦	۰/۸	کم	متوسط	کم	کم	۳۳
۰/۹	کتوسط	کم	خیلی زیاد	زیاد	۹۷	۱	متوسط	زیاد	کم	کم	۳٤
۰/۸	زیاد	متوسط	خیلی زیاد	زیاد	۹۸	۱	متوسط	خیلی زیاد	کم	کم	۳۵
۱	خیلی زیاد	زیاد	خیلی زیاد	زیاد	۹۹	۱	کم	خیلی کم	متوسط	کم	۳٦
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	زیاد	۱۰۰	۱	کم	کم	متوسط	کم	۳۷
۰/۹	کم	خیلی کم	خیلی کم	خیلی زیاد	۱۰۱	۱	متوسط	متوسط	متوسط	کم	۳۸
۰/۹	کم	کم	خیلی کم	خیلی زیاد	۱۰۲	۰/۸	متوسط	زیاد	متوسط	کم	۳۹
۰/۹	متوسط	متوسط	خیلی کم	خیلی زیاد	۱۰۳	۰/۸	متوسط	خیلی زیاد	متوسط	کم	٤۰
۰/۸	زیاد	زیاد	خیلی کم	خیلی زیاد	۱۰٤	۱	کم	خیلی کم	زیاد	کم	٤۱
۱	زیاد	خیلی زیاد	خیلی کم	خیلی زیاد	۱۰۵	۱	کم	کم	زیاد	کم	٤۲
۰/۸	کم	خیلی کم	کم	خیلی زیاد	۱۰٦	۱	متوسط	متوسط	زیاد	کم	٤۳
۰/۹	متوسط	کم	کم	خیلی زیاد	۱۰۷	۱	زیاد	زیاد	زیاد	کم	٤٤
۱	زیاد	متوسط	کم	خیلی زیاد	۱۰۸	۱	زیاد	خیلی زیاد	زیاد	کم	٤۵
۱	زیاد	زیاد	کم	خیلی زیاد	۱۰۹	۰/۸	کم	خیلی کم	خیلی زیاد	کم	٤٦
۰/۹	خیلی زیاد	خیلی زیاد	کم	خیلی زیاد	۱۱۰	۰/۸	متوسط	کم	خیلی زیاد	کم	٤۷
۱	متوسط	خیلی کم	متوسط	خیلی زیاد	۱۱۱	۱	زیاد	متوسط	خیلی زیاد	کم	٤۸
۱	متوسط	کم	متوسط	خیلی زیاد	۱۱۲	۱	زیاد	زیاد	خیلی زیاد	کم	٤۹
۱	زیاد	متوسط	متوسط	خیلی زیاد	۱۱۳	۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	کم	۵۰
۰/۹	زیاد	زیاد	متوسط	خیلی زیاد	۱۱٤	۱	خیلی کم	خیلی کم	خیلی کم	متوسط	۵۱
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	متوسط	خیلی زیاد	۱۱۵	۰/۹	کم	کم	خیلی کم	متوسط	۵۲
۱	متوسط	خیلی کم	زیاد	خیلی زیاد	۱۱٦	۰/۸	کم	متوسط	خیلی کم	متوسط	۵۳
۰/۹	زیاد	کم	زیاد	خیلی زیاد	۱۱۷	۱	متوسط	زیاد	خیلی کم	متوسط	۵٤
۱	زیاد	متوسط	زیاد	خیلی زیاد	۱۱۸	۱	متوسط	خیلی زیاد	خیلی کم	متوسط	۵۵
۱	خیلی زیاد	زیاد	زیاد	خیلی زیاد	۱۱۹	۰/۹	کم	خیلی کم	کم	متوسط	۵٦
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	زیاد	خیلی زیاد	۱۲۰	۱	کم	کم	کم	متوسط	۵۷
۰/۸	زیاد	خیلی کم	خیلی زیاد	خیلی زیاد	۱۲۱	۱	متوسط	متوسط	کم	متوسط	۵۸
۰/۹	زیاد	کم	خیلی زیاد	خیلی زیاد	۱۲۲	۱	متوسط	زیاد	کم	متوسط	۵۹
۱	خیلی زیاد	متوسط	خیلی زیاد	خیلی زیاد	۱۲۳	۰/۹	زیاد	خیلی زیاد	کم	متوسط	٦۰
۱	خیلی زیاد	زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	۱۲٤	۱	کم	خیلی کم	متوسط	متوسط	٦۱
۱	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	خیلی زیاد	۱۲۵	۱	متوسط	کم	متوسط	متوسط	٦۲
						۱	متوسط	متوسط	متوسط	متوسط	٦۳

نظامی‌گری و رشد اقتصادی: شواهدی تجربی از کشورهای منطقه منا در قالب الگوی پانل‌پویا

Militarism and Economic Growth: Empirical Evidence from the MENA Region Countries Using Dynamic Panel Model

ابوالقاسم گل‌خندان*، مجتبی خوانساری**، داود گل‌خندان***

Abolghasem Golkhandan, Mojtaba Khansari**, Davood Golkhandan****

دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۳۰

Received: 1/Feb/2014 Accepted: 20/June/2014

چکیده:

مقاله حاضر به بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا می‌پردازد. سهم بالای مخارج نظامی کشورهای منطقه منا از تولید ناخالص داخلی از یک سو و قرار گرفتن کشورهای خاورمیانه با موقعیتی استراتژیک در این منطقه از سویی دیگر، لزوم بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا را مهم جلوه می‌دهد. در این راستا، از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته (ارائه شده توسط نایت و همکاران (۱۹۹٦) در مورد مخارج نظامی و رشد اقتصادی) طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ استفاده شده است. صحت وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای این مدل نیز توسط آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی پدرونی (۲۰۰٤) و کائو (۱۹۹۹) تأیید شده است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، در چارچوب داده‌های ترکیبی پویا، نشان‌دهنده اثر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا است. لذا می‌توان گفت که اگرچه افزایش مخارج نظامی به منظور تأمین امنیت بسیاری از کشورهای این منطقه لازم و ضروری است، اما این مخارج باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شوند.

کلمات کلیدی: مخارج نظامی، رشد اقتصادی، مدل سولوی‌تعمیم‌یافته، کشورهای منطقه منا، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM).

طبقه‌بندی JEL: C23، H5، O53.

Abstract:

This paper examines the effect of military expenditure on economic growth in MENA region countries. High share of military expenditure in GDP of the MENA region countries on the one hand and strategic position of Middle East countries in this region, on the other hand, need to examine the effect of military spending on economic growth in the MENA region countries. In this regard, an augmented Solow model (proposed by Knight et al. (1996) about military expenses and economic growth) during the period 1995-2012 is used. Long-run equilibrium relationship between the variables of this model *verified* by Pedroni (2004) and Kao (1999) panel cointegration tests. The results of this research by using generalized method of moments (GMM) of dynamic panel data, show the negative impact of military spending on economic growth in the MENA region countries. So can be said that although military spending is required in order to increase security of many countries in the region, *but these* expenditure will reduce economic growth.

Keywords: Military Expenditure, Economic Growth, Augmented Solow Model, MENA Region Countries, Generalized Method of Moments (GMM).

JEL: C23, H5, O53.

* دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی دانشگاه لرستان (نویسنده مسئول)

Email: golkhandana@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد مدیریت صنعتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک

Email: eng.khansari@gmail.com

*** کارشناس ارشد مدیریت صنعتی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد اراک

Email: davood.golkhandan@yahoo.com

* Ph.D. Student in Public Sector Economics, Lorestan University, Lorestan, Iran (Corresponding Authour).

** M.A. Student in Industrial Management, Islamic Azad University of Arak, Arak, Iran.

*** M.A. in Industrial Management, Islamic Azad University of Arak, Arak, Iran.

۱- مقدمه

موضوع اقتصاد و رابطهٔ آن با نظامی‌گری، بحث بسیار مهم و پیچیده‌ای است که از زوایای مختلف قابل تأمل و بررسی است. اقتصاد از ناحیه فعالیت‌های نظامی می‌تواند رشد یابد و هم مورد آسیب قرار گیرد. بعضی از کشورها از طریق تولید و فروش تسلیحات جنگی توانسته‌اند ارز قابل توجهی به دست آورند. شعله‌ور شدن آتش جنگ در نقاط مختلف جهان تا حدودی متأثر از ملاحظات اقتصادی تولیدکنندگان این سلاح‌هاست که در کنار عوامل دیگری از قبیل نیل به اهداف سیاسی، آزمایش عملی سلاح‌ها و فراهم آمدن بستر لازم برای تحقیقات بیشتر در خصوص سلاح‌های پیشرفته، همیشه مورد توجه تولیدکنندگان بوده است. در کشورهای عقب‌مانده و در حال توسعه وضعیت تا حدود زیادی متفاوت است. به طوری‌که در کشورهای یاد شده، هزینه‌های نظامی که معمولاً برای تأمین امنیت صرف می‌شود، توان اقتصادی کشورها را تحلیل برده و در نتیجه معیشت و فرآیند توسعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد (دیزجی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱۱۸). امنیت، یک کالای عمومی است و همان‌طور که آدام اسمیت مطرح کرده است، همه دولت‌ها تلاش می‌کنند تا با صرف مخارج دفاعی، امنیت شهروندان خود را تأمین کنند. به تبع امنیت می‌توان اقتصاد دفاع را زیرمجموعه‌ای از اقتصاد بخش عمومی دانست. با توجه به اثرات خارجی امنیت، تقویت توان دفاعی یک کشور برای دیگر کشورها حائز اهمیت است؛ به این معنی که مسلح شدن یک کشور برای دیگر کشورها می‌تواند تبعات مثبت یا منفی داشته باشد. امروزه سیاست‌هایی که از جانب دول مختلف اعمال می‌شود حاکی از آن است که دولت‌ها تلاش می‌کنند تا توان دفاعی خود را به شکل رقابتی بالا ببرند. مخارج دفاعی کشورها که به‌طور فزاینده‌ای رو به افزایش است، گویای این واقعیت است (اسمیت[1]، ۱۹۹۵: ۷۰).[2]

با توجه به اهمیت این موضوع، در سال‌های گذشته مطالعات گوناگونی در سطح کشوری و بالاخص در سطح منطقه‌ای در زمینه اثر مخارج (هزینه‌های) نظامی بر رشد اقتصادی انجام شده است. در این راستا می‌توان به مطالعات انجام‌شده توسط دان و نیکولایدو[3] (۲۰۱۲: ۵۴۸-۵۳۷) برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا[4]، ویجورا و وب[5] (۲۰۱۱: ۵۵۴-۵۴۵) برای کشورهای جنوب آسیا، دان[6] (۲۰۱۰: ۱۳-۱) برای کشورهای صحرای آفریقا[7] و پرادهان[8] (۲۰۱۰: ۳۰۷-۲۹۷) برای کشورهای آسه‌آن[9] اشاره کرد. در مقاله حاضر نیز این اثرگذاری برای کشورهای منطقه منا[10] (کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا) انجام شده است. وضعیت اقتصادی تقریباً مشابه کشورهای این منطقه و قرارگرفتن کشورهای خاورمیانه در آن (کشورهای خاورمیانه به دلیل در دست داشتن منابع عظیم انرژی جهان و مواجهه با تهدیدات امنیتی بعضی از کشورهای خارجی از موقعیتی حساس و استراتژیک برخوردارند) از یک‌سو و سهم بالای مخارج نظامی کشورهای این منطقه از تولید ناخالص داخلی از سوی دیگر[11]، باعث شده تا موضوع تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منا، از اهمیت خاصی برخوردار باشد. حال آنچه به عنوان سؤال اساسی این مطالعه مطرح می‌شود این است که آیا این مخارج (با توجه به محدودیت بودجه) توانسته‌اند از طریق ایجاد آثار مثبت اقتصادی مانند ایجاد امنیت، رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا را افزایش دهند یا اینکه به واسطه آثار منفی اقتصادی مانند اثر جایگزینی[12] این مخارج با سایر مخارج (مانند مخارج بهداشتی، آموزشی و ...) یا افزایش کسری تراز تجاری، رشد اقتصادی این کشورها را کاهش داده است؟ در این راستا مقاله حاضر در شش بخش

1. Smith (1995)

۲. براساس گزارش سالانه مؤسسه بین‌المللی تحقیقات صلح استکهلم (۲۰۱۰)، میزان هزینه‌های نظامی جهان در سال ۲۰۱۰، ۱/۶۳ تریلیون دلار بوده است که این میزان نسبت به سال‌های ۲۰۰۸ و ۲۰۰۱ به‌ترتیب ۱/۳ درصد و ۵۰ درصد افزایش داشته است (SIPRI Yearbook, 2010).

3. Dunne & Nikolaidou (2012)
4. European Union
5. Wijeweera & Webb (2011)
6. Dunne (2010)
7. Sub-Saharan Africa
8. Pradhan (2010)
9. Asean
10. Middle East & North Africa

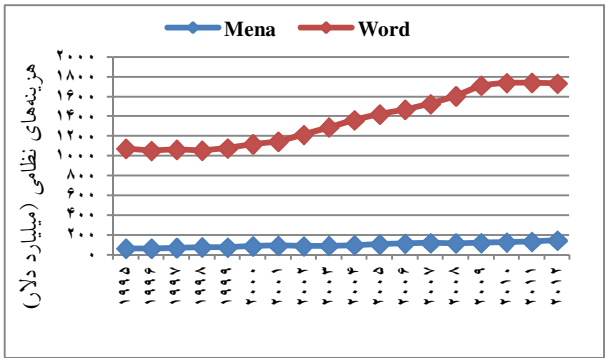
۱۱. بر اساس گزارش بانک جهانی، متوسط سهم مخارج نظامی کشورهای منطقه منا از تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۱، نسبت به سایر مناطق جهان بالاترین مقدار و درحدود ۵/۵ درصد بوده است (Word Bank, 2010).

12. Crowding Out Effect

تنظیم شده است. پس از مقدمه، بخش دوم مقاله به بررسی هزینه‌های نظامی جهان و منطقه منا و بخش سوم مقاله به ادبیات موضوع می‌پردازد. بخش چهارم به مدل و روش تحقیق اختصاص دارد. در بخش پنجم به برآورد مدل و تحلیل نتایج پرداخته شده است. در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری آمده است.

۲- مروری بر هزینه‌های نظامی جهان و منطقه منا

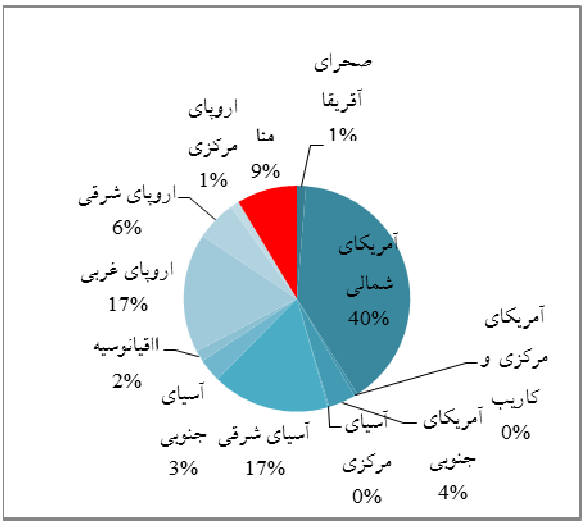
نمودار (۱) روند هزینه‌های نظامی صرف شده کل جهان و منطقه منا را طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ نشان می‌دهد. بر اساس این نمودار در فاصله زمانی سال‌های ۱۹۹٦ تا ۲۰۱۱ هزینه‌های نظامی جهان یک روند صعودی داشته، که این روند صعودی از سال ۱۹۹٦ تا ۲۰۰۱ با شیب ملایمی همراه بوده است. از سال ۲۰۰۱ به بعد هزینه‌های نظامی جهان با شیب تندی افزایش یافته است که می‌تواند از حادثه ۱۱ سپتامبر سال ۲۰۰۱ نشأت گرفته باشد. در این سال‌ها حملات تروریستی و جنگ افغانستان از مهم‌ترین دلایل برای افزایش هزینه‌های نظامی بوده است. به طور کلی عوامل محرک متعددی برای افزایش هزینه‌های نظامی جهان طی این سال‌ها می‌توان برشمرد که اهداف سیاست‌های خارجی کشورها، واقعیت درک تهدید، جنگ‌های مسلحانه و سیاست‌هایی برای کمک به عملیات حفظ صلح چند جانبه، همراه با دسترسی به منابع اقتصادی از آن جمله است. در مورد روند هزینه‌های نظامی کشورهای منطقه منا نیز همان‌طور که از نمودار (۱) مشخص است، می‌توان گفت که این روند، کاملاً صعودی بوده است.



نمودار (۱): هزینه‌های نظامی جهان و منا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های SIPRI

شکل (۱) میزان هزینه‌های نظامی جهان در سال ۲۰۱۲ را به تفکیک مناطق مختلف نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، کشورهای واقع در شمال آمریکا با چیزی حدود ٤۰ درصد از هزینه‌های نظامی جهان بیشترین هزینه‌های نظامی را داشته‌اند. بعد از این منطقه، بیشترین هزینه‌های نظامی، به‌ترتیب مربوط به کشورهای واقع در غرب اروپا (حدود ۱۷ درصد)، شرق آسیا (حدود ۱۷ درصد) و منا (حدود ۹ درصد) است. این چهار منطقه روی هم رفته حدود ۸۳ درصد از هزینه‌های نظامی کل دنیا را تشکیل می‌دهند. این در حالی است که سهم سایر مناطق جهان از هزینه‌های نظامی کل دنیا کم و ناچیز است (حدود ۱۷ درصد). به طور مثال سهم هزینه‌های نظامی کشورهای مناطق آمریکای مرکزی و کارائیب و آسیای مرکزی از هزینه‌های نظامی جهان بسیار ناچیز و تقریباً حدود صفر درصد است.



شکل (۱): میزان هزینه‌های نظامی مناطق مختلف جهان در سال ۲۰۱۲

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های SIPRI

انتخاب شاخص نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی به‌جای متغیر هزینه‌های نظامی صرف‌شده، می‌تواند تحلیل دقیق‌تری از میزان اهمیت این هزینه‌ها در مناطق مختلف جهان ارائه دهد. بانک جهانی[1] در گزارش خود در سال ۲۰۱۰، متوسط این شاخص را طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۱ برای مناطق مختلف جهان اعلام کرده که در جدول (۱) نشان داده شده است. بر اساس این جدول، مقدار

1. World Bank (2010)

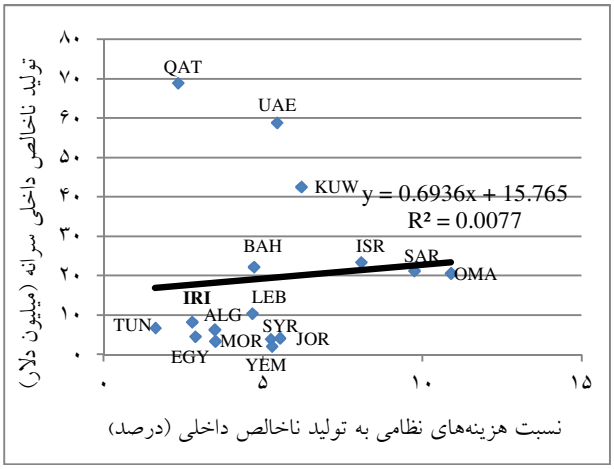
شاخص یاد شده برای کشورهای منطقه منا با چیزی حدود ۵/۵ درصد بالاترین مقدار بوده، که نشان دهنده سهم بالای هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی در این منطقه است. بعد از این منطقه نیز، مناطق آمریکا شمالی، اروپا و آسیای مرکزی به ترتیب با ۳/۸ و ۱/۹ درصد بیشترین سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی را داشته‌اند. این سهم برای سه منطقه یاد شده بالاتر از متوسط جهان بوده است.

جدول (۱): متوسط سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی مناطق مختلف جهان طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۱

منطقه	M/GDP	منطقه	M/GDP
جهان	۰/۰۲۵	اروپا و آسیای مرکزی	۰/۰۱۹
منا	۰/۰۵۵	صحرای آفریقا	۰/۰۱۷
آمریکا شمالی	۰/۰۳۸	آسیای شرقی و پاسیفیک	۰/۰۱۶

مأخذ: بانک جهانی (۲۰۱۰)

در نمودار (۲) متوسط میزان تولید ناخالص داخلی سرانه (برحسب میلیون دلار) و متوسط نسبت هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی (به صورت درصد) و رابطه بین این دو برای کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵ نشان داده شده است. بر اساس این نمودار کشورهای عمان، اسرائیل و عربستان بیشترین سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی را در این منطقه داشته‌اند. بالاترین میزان تولید ناخالص داخلی سرانه نیز مربوط به کشورهای قطر، امارات و کویت است. خط رگرسیون برازش شده نشان دهنده این موضوع است که با افزایش سهم هزینه‌های نظامی کشورهای منطقه منا از تولید ناخالص داخلی، تولید ناخالص داخلی سرانه این کشورها (رشد اقتصادی) افزایش می‌یابد. اما این نمودار تنها حاوی یک سری اطلاعات مقدماتی بوده و بدون در نظر گرفتن سایر متغیرهای مؤثر بر رشد اقتصادی (متغیرهای کنترل) رسم شده است. از طرفی پایین بودن مقدار R^2 معادله نشان می‌دهد که خط رگرسیون به‌خوبی نتوانسته تغییرات تولید ناخالص داخلی سرانه را به تغییرات مستقل سهم هزینه‌های نظامی از تولید ناخالص داخلی نسبت دهد. لذا در این مقاله سعی شده است با استفاده از مبانی نظری و طراحی یک مدل در قالب مدل‌های رشد و بهره‌گیری از روش اقتصادسنجی گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) تبیین دقیق‌تری از میزان تأثیر هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا ارائه داده شود.



نمودار (۲): متوسط تولید ناخالص داخلی سرانه و متوسط نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۹۵

مأخذ: محاسبات تحقیق با استفاده از داده‌های SIPRI

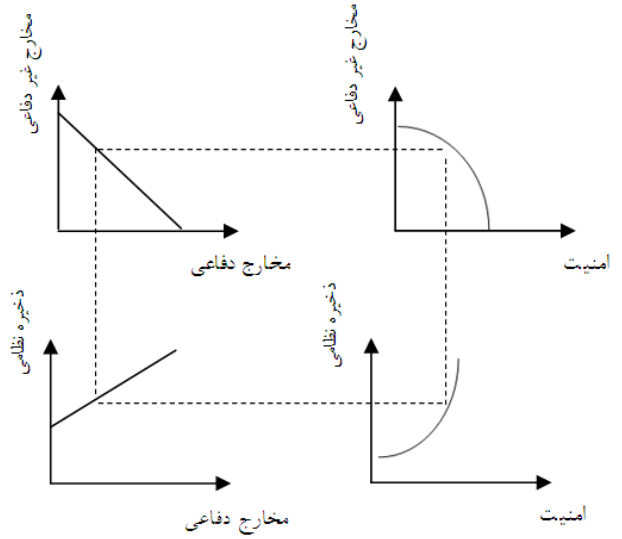
۳- مروری بر ادبیات تحقیق

۳-۱- مبانی نظری

اقتصاد دفاع[1] به‌عنوان یک شاخهٔ مطالعاتی جدید، با توجه به مسائلی در خصوص تجهیز و بهره‌برداری از منابع، نیروی انسانی و تجهیزات دفاعی، در زمان جنگ جهانی دوم توسعه پیدا کرد. اقتصاد دفاع در آن دوره بنا به ضرورت‌های سیاستی از ماهیتی دستوری برخوردار بود و جنبه‌های کلان اقتصادی را شامل می‌شد. در چنین شرایطی، علم اقتصاد دفاع در شاخه‌های مختلفی رو به گسترش نهاد. در سطح خرد نیز تحقیق در عملیات، موجب پیشرفت تحلیل‌های اقتصادی و تحلیل‌های هزینه ـ فایده شد. در کنار آن، نکات دقیق و پیچیده‌ای در ارتباط با موضوع بازدارندگی، توجه اقتصاددانان را به‌خود جلب کرد. به این ترتیب، در این دوران علاوه بر استفاده از ابزار نظامی، اعمال سیاست‌های اقتصادی نیز به منزله ابزاری جهت بهبود وضعیت امنیت ملی کشورها مناسب تشخیص داده شد (حسنی‌صدرآبادی و کاشمری، ۱۳۸۷: ۲۷).

1. Defense Economics

با ظهور جنگ سرد، موضوعاتی کـه اقتصـاددانان در خصـوص امنیت به آنها پرداختند، طیف گسترده‌ای یافت. برخـی از ایـن موضوعات، از قبیـل تقسـیم بـار مـالی، کـارایی اتحادیـه‌هـای نظـامی، آمـادگی نیـروی نظـامی و توسـعه صـنایع دفـاعی، تحـریم‌هـا و جنـگ اقتصـادی بـا هـدف‌گیـری کشـورهای غیردوست، حفظ مرزبندی‌های بین‌المللی، محافظت از غـرب، نظم جهانی و بقا در کنار سلاح‌های هسـته‌ای، دفـاع موشـکی، تجارت سلاح‌های بین‌المللی، کاهش فعالیت‌های تروریسـتی و کاهش ساخت تسلیحات موشکی مـورد توجـه خاصـی واقـع شد. طی سال‌های اخیر بـا وقـوع تحـولات جدیـد در عرصـه سیاست‌های بین‌المللی، دامنه موضوعات اصـلی اقتصـاد دفـاع نه تنها تغییر نیافته، بلکه گسترده‌تـر نیـز شـده اسـت و نهایـت اینکه با پایان جنگ سرد و فروپاشی شـوروی، تغییـری عمیـق در منطق، اهداف و در نتیجـه ابـزار دسـتیابی بـه ایـن اهـداف ایجاد کرد (ساندلر و هـارتلی[1]، ۱۹۹۵: ٤۳-۱۳). بـا توجـه بـه توضیحات ارائه شده فوق، مـی‌تـوان گفـت کـه اقتصـاد دفـاع شـاخه‌ای جدیـد از مطالعـات اقتصـادی اسـت کـه مـدیریت مخارج دفاعی را طی دوره‌های جنـگ و صـلح مطالعـه و آثـار خارجی این مخـارج را بـر سـایر بخـش‌هـای اقتصـاد تحلیـل می‌کند. به‌طور کلی مخارج دفاعی به عنـوان مخـارج کالاهـای عمومی یک اقتصاد در نظر گرفته می‌شوند، ولی اقتصـاد دفـاع رابطه مخارج دفاعی و رشد اقتصـادی را از طریـق کانـال‌هـای مختلـف تحلیـل مـی‌کنـد (آنـدو[2]، ۲۰۰۹: ۱٤۲). شـکل (۲) خلاصه مفیدی از اقتصاد دفاع را نشان می‌دهد. نمـودار بـالایی قسمت چپ شکل (۲) نشان‌دهنده محـدودیت بودجـه دولـت در تخصیص درآمد ملی بین مخارج دفاعی و غیردفاعی اسـت. حال اگر دولت تصمیم به سرمایه‌گـذاری بیشـتر روی قسـمت دفاعی داشته باشد، باید مخارج دفاعی خـود را افـزایش دهـد. این عمل باعث افزایش ذخیره (انباشت) نظامی می‌شود کـه بـه وسیله نمودار پایینی قسمت چپ شـکل (۲) نشـان داده شـده است. افزایش ذخیـره نظـامی، مطـابق نمـودار پـایینی قسـمت راست شکل (۲) امنیت را افزایش می‌دهد. اما افـزایش امنیـت باعث کاهش مخارج غیرنظـامی خواهـد شـد. نمـودار بـالایی قسمت راست شکل (۲) نشان دهنده این موضوع اسـت (انـور و همکاران[3]، ۲۰۱۲: ۱٦۵).



شکل (۲): مخارج دفاعی

مأخذ: انور و همکاران (۲۰۱۲: ۱٦۵)

بر این اساس می‌توان رابطه هزینه‌های نظامی و رشد اقتصـادی را از سه کانال اثـرات تقاضـا، اثـرات عرضـه و اثـرات امنیـت بررسی کرد.

از زاویـه اثـرات مثبـت تقاضـا، یـک افـزایش بـرون‌زا در مخارج نظامی، سمت تقاضـای اقتصـاد را تحریـک و افـزایش می‌دهد. افزایش تقاضای کل از طریـق مخـارج نظـامی باعـث می‌شود که میزان بهره‌برداری از ظرفیت‌هـای اقتصـادی کشـور افزایش یافته و افزایش نرخ بهره‌وری ناشی از آن موجب شـود که افزایش تقاضا بدون افزودن بر نرخ تـورم، موجـب ارتقـای سطح تولیـد از طریـق ضـریب فزاینـده (تکـاثر) کینـزی و در نهایت رشد اقتصادی شود. به عـلاوه اینکـه، اگـر هزینـه‌هـای نظـامی صـرف تولیـد تجهیـزات و ادوات نظـامی نیـز شـود، صادرات آن می‌تواند باعث بهبـود تـراز تجـاری شـده و رشـد اقتصادی را افـزایش دهـد (دان و همکـاران، ۲۰۰۵: ٤۵۱). در نقطه مقابل، از زاویـه اثـرات منفـی تقاضـا، گسـترش مخـارج نظامی با توجـه بـه محـدودیت بودجـه دولـت، از طریـق اثـر جایگزینی این مخارج بـا مخـارج غیرنظـامی بخـش عمـومی

1. Sandler & Hartley (1995)
2. Ando (2009)
3. Anwar et al. (2012)

(مانند مخارج آموزشی و بهداشتی)، افزایش مالیات‌ها و بدهی‌های خارجی و گسترش حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود (یلدیریم و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۸۱۱). این مسئله را می‌توان بر اساس مثال کلاسیکی «جایگزینی اسلحه با رفاه»[2] نیز تشریح کرد. بر این اساس خرید اسلحه با توجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای وارد کردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار، کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت[3]، ۲۰۰۹: ۲۳۵). علاوه بر این، چنانچه هزینه‌های نظامی عمدتاً صرف واردات تجهیزات و ادوات نظامی شود (که در کشورهای در حال توسعه، معمولاً این‌چنین است)، با توجه به تأثیر منفی آن بر روی تراز تجاری، می‌تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد (میو[4]، ۲۰۱۳: ۹). در این راستا، اثرگذاری مثبت یا منفی هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی از کانال تقاضا را می‌توان توسط مدل پرکاربرد کینزی مطرح شده توسط آتسوگلو[5] (۲۰۰۲: ۶۰-۵۵) بررسی کرد. آتسوگلو (۲۰۰۲)، با در نظر گرفتن مخارج نظامی به‌عنوان یک متغیر برون‌زای سمت تقاضا (با تفکیک مخارج دولت به دو بخش نظامی و غیرنظامی)، در قالب یک مدل ساده اقتصاد کلان کینزی چهاربخشی، پس از ساده‌سازی، مدل زیر را به‌منظور بررسی اثر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی پیشنهاد داده است:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 ME_t + \alpha_3 GE_t + \alpha_4 R_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

در این مدل: Y_t تولید حقیقی، GE_t مخارج غیرنظامی دولت، ME_t مخارج نظامی دولت و R_t نرخ بهره است. معادله (۱) یک مدل کلان اقتصادی جدید است که تولید را وابسته به مخارج دفاعی، غیردفاعی و نرخ بهره معرفی می‌کند (هلیکیوگلو[6]، ۲۰۰۴: ۱۹۵).

از کانال اثرات عرضه می‌توان تأثیر هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی را این‌گونه تشریح کرد که افزایش این هزینه‌ها، از طریق به‌کارگیری فاکتورهای تولید (نظیر: سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و منابع طبیعی) و تکنولوژی، سطح تولید بالقوه را افزایش و رشد اقتصادی را تسریع می‌بخشد. البته ممکن است این کانال مانند کانال اثرات تقاضا از طریق تغییر موجودی سرمایه و اثر جایگزینی مخارج نظامی به‌جای مخارج سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را کاهش دهد. (دان و همکاران: ۲۰۰۵: ٤٥٢). در این راستا، مدل سمت عرضه فدر ـ رم، به‌منظور بررسی اثر این هزینه‌ها بر روی رشد اقتصادی و آثار غیرمستقیم آن بر روی سایر بخش‌ها مطرح شده است. به این‌صورت که بیسواس و رم[7] (۱۹۸٦: ۳۷۲-۳٦۱)، مدل فدر[8] (۱۹۸۳: ۷۳-۵۹) در مورد تأثیر صادرات بر رشد اقتصادی را با اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی تطبیق دادند. مدل دو بخشی فدر ــ رم، شامل بخش مصرفی خصوصی (C) و بخش دفاعی (M) است که مجموع این دو بخش تولید (Y) را حاصل می‌کند:

$$Y = C + M \qquad (۲)$$

سرمایه و نیروی کار در این دو بخش تقسیم می‌شوند، به‌گونه‌ای که:

$$K = K_C + K_M \quad , \quad L = L_C + L_M \qquad (۳)$$

بخش M دارای اثرات غیرمستقیم بر بخش C است؛ لذا توابع تولید برای دو بخش مذکور به‌صورت زیر است:

$$M = M(L_M, K_M), \qquad C = C(L_C, K_C, M) \qquad (٤)$$

در این مدل فرض بر آن است که یک اختلاف بهره‌وری بین نهاده‌ها با بخش C وجود دارد که توسط $\mu + 1$ نشان داده می‌شود:

$$\frac{M_L}{C_L} = \frac{M_K}{C_K} = 1 + \mu \qquad (۵)$$

در روابط بالا، اندیس‌های K و L بیانگر مشتق جزئی تابع تولید برحسب نهاده مربوط (K,L) در بخش مورد نظر هستند. حال با مشتق‌گیری از معادله (۲) و استفاده از رابطه‌های (۳)، (٤) و (۵) می‌توان مدل زیر را نتیجه گرفت (دان و همکاران، ۲۰۰۵: ٤٥٤):

$$\dot{Y} = \frac{C_L L}{Y}\dot{L} + C_K \frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M\right)\frac{M}{Y}\dot{M} \qquad (٦)$$

در این مدل: $\dot{Y}$ رشد تولید ناخالص داخلی، $\frac{C_L L}{Y}$ کشش تولید نسبت به نیروی کار در بخش C، $\dot{L}$ رشد نیروی کار،

1. Yildirim et al. (2011)
2. Guns Versus Butter Trade Off
3. Narayan and Smyth (2009)
4. Myo (2013)
5. Atesoglu (2002)
6. Halicioglu (2004)
7. Biswas & Ram (1986)
8. Feder (1983)

C_K تولید نهایی سرمایه در بخش C، $\frac{I}{Y}$ نسبت سرمایه‌گذاری به تولید، C_M مشتق جزئی تابع مصرف نسبت به مخارج دفاعی و $\frac{M}{Y}\dot{M}$ اثر مستقیم بخش دفاعی بر رشد اقتصادی است.

حال اگر اثر غیرمستقیم بخش M را بر بخش C به‌صورت $C = M^{\theta}C(L_C, K_C)$ در نظر بگیریم، با توجه به اینکه $C_M = \theta\frac{C}{M}$ و با بسط مدل و اضافه کردن عرض از مبدأ α_0 و نیز کم کردن اثرات غیرمستقیم بخش دفاعی (θ) از اثرات مستقیم ($\frac{\mu}{1+\mu}$) آنها بر رشد اقتصادی و تفکیک کردن اثرات غیرمستقیم از مستقیم به مدل زیر خواهیم رسید (هوانگ و مینتز، ۱۹۹۱: ۳۸-۳۷):

$$\dot{Y} = \alpha_0 + \frac{C_L L}{Y}\dot{L} + C_K\frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} - \theta\right)\frac{M}{Y}\dot{M} + \theta\dot{M}\left(\frac{C}{Y}\right) \qquad (۷)$$

در نهایت مدل قابل برآورد دو بخشی فدر ـ رام را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$\dot{Y} = \alpha_0 + \alpha_1\dot{L} + \alpha_2\frac{I}{Y} + \alpha_3\frac{M}{Y}\dot{M} + \alpha_4\dot{M}\left(\frac{C}{Y}\right) + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

در مدل فوق بخش دفاعی (M) تأثیری غیرمستقیم بر بخش مصرفی خصوصی (C) به‌صورت $\dot{M}\left(\frac{C}{Y}\right)$ خواهد داشت. مشاهده تأثیر غیرمستقیم مخارج دفاعی بر سایر بخش‌ها، علاوه بر تبیین اثر مستقیم مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی در مدل فدر ـ رم علت محبوبیت آن در بین پژوهشگران اقتصاد دفاع است. البته این مدل را با اضافه‌نمودن بخش دولتی غیردفاعی و صادرات نیز می‌توان به‌صورت یک مدل چهار بخشی بازنویسی کرد.[۱] نحوه اثرگذاری هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی از کانال اثرات عرضه را می‌توان با استفاده از مدل سولوی تعمیم‌یافته و با توجه به بحث ارتقای تکنولوژی نیز توضیح داد؛ که به دلیل استفاده از این مدل در مقاله حاضر، در قسمت مدل تحقیق به شرح آن پرداخته شده است.

در پایان این قسمت به بررسی اثر هزینه‌های نظامی بر روی رشد اقتصادی از کانال امنیت می‌پردازیم. همان‌طور که پیش از این گفته شد و از شکل (۲) نیز پیداست، افزایش هزینه‌های نظامی، امنیت را افزایش می‌دهد. ایجاد امنیت نیز به‌منظور دست‌یابی به رشد اقتصادی ضروری است، زیرا ناامنی با کاهش منابع لازم برای سرمایه‌گذاری داخلی، مانع ورود سرمایه‌گذاری خارجی و تکنولوژی جدید همراه آن شده و موجب فرار سرمایه می‌شود. این عوامل باعث شده که کشور از ارتقای سطح فعالیت و کسب و کار باز بماند و شکاف تکنولوژی زیاد و رشد بالقوه کاهش یابد (میو، ۲۰۱۳: ٦). در شرایط ناامنی، تخصیص منابع در جامعه بنا به دلایل متعدد (از جمله رشد اقتصاد زیرزمینی، شیوع فساد مالی و ...) بهینه نبوده و از نظر اقتصادی، جامعه در داخل منحنی امکانات تولید حرکت می‌کند؛ نه بر روی آن. در این حالت، از منابع به‌صورت کامل استفاده نمی‌شود و اشتغال کامل هم تحقق نمی‌یابد و به تبع آن، رشد اقتصادی هم کاهش می‌یابد (کمیجانی، ۱۳۷۳: ۵). همچنین افزایش تمایل شهروندان به نگهداری دارایی‌های خارجی، بر اثر وجود ناامنی اقتصادی از یک طرف و کمبود عرضه به دلیل کاهش توان تولید کشور از طرف دیگر، باعث می‌شود که ذخایر محدود ارزی در راستای تأمین مالی واردات سرمایه‌ای تخصیص نیابد. در این صورت ارز خارجی کاهش یافته و با کاهش واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای رشد اقتصادی هم کاهش می‌یابد. مجموع دلایل فوق سبب می‌شود که اثر افزایش هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی از کانال افزایش امنیت مهم جلوه کند. به گونه‌ای که در بسیاری از کشورهای فقیر، جنگ و ناامنی از جمله موانع اصلی توسعه است (دان و همکاران، ۲۰۰۵: ٤٥٢). بعضی از نظریات اقتصادی امنیت را نوعی کالای عمومی می‌دانند که خصوصیات غیرقابل استثنا کردن و غیررقابتی بودن در مصرف، در آن وجود دارد. این ویژگی‌ها موجب شده است تا تأمین مالی هزینه‌های دفاعی توسط بخش‌های غیردفاعی توجیه‌پذیر گردد. به‌عبارت دیگر بخش دفاعی که اغلب تولیدکننده نوعی کالای عمومی خالص است، با سایر بخش‌های غیردولتی اقتصاد شباهت چندانی ندارد. لذا برای تأمین مالی فعالیت‌های این بخش، ضروری است که یک نظام مالیاتی اجباری بر سایر بخش‌ها تحمیل شود. این امر می‌تواند کاهش نرخ رشد اقتصادی را به‌همراه داشته باشد. گرچه این کاهش نیز با آثار تراوشی مثبت حاصله از بخش

۱. برای اطلاعات بیشتر در این زمینه به هوانگ و مینتز (۱۹۹۱: ٤٠-۳۵) مراجعه کنید.

دفاعی، می‌تواند جبران شود (هارتلی[1]، ۲۰۰۵: ۲). از این‌رو در بعضی از مطالعات، اثر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی مثبت ارزیابی شده است.

با توجه به مباحث فوق می‌توان گفت که ارتباط بین مخارج نظامی و رشد و توسعه، مسئله‌ای پیچیده و چند بعدی است که در خصوص آن پاسخی آشکار و قاطع، قابل ارائه نیست و هرگونه نتیجه‌گیری باید نسبی و با احتیاط کامل تلقی شود (بیضایی، ۱۳۸۰: ٦۰).

۳-۲- پیشینه تحقیق

تحقیقات اولیه مربوط به تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی به مطالعه بنویت[2] (۱۹۷۳) برمی‌گردد. وی اثر مثبت بین مخارج دفاعی و رشد اقتصادی را برای ٤٤ کشور کم توسعه‌یافته طی سال‌های ۱۹٦۰-۱۹۵۰ مشاهده نمود. مطالعه وی سبب شد بعدها مطالعات دیگری در این زمینه با استفاده از مدل وی و روش‌های توسعه‌یافته‌تر از آن شکل بگیرند؛ که در ادامه منتخبی از مطالعات انجام شده در این زمینه به ترتیب مطالعات خارجی و داخلی مورد بررسی قرار می‌گیرد.

وادلاماناتی[3] رابطه میان مخارج نظامی و نابرابری درآمد را در کشورهای جنوب آسیا طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۷۵ مورد بررسی قرار داده است. وی در این مطالعه با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی 2-SLS و POLS نشان داده است که با افزایش مخارج نظامی نابرابری درآمد در این کشورها افزایش می‌یابد. همچنین بین مخارج نظامی و نابرابری درآمد، در زمان جنگ رابطه مستقیم و در زمان صلح رابطه معکوس وجود دارد (وادلاماناتی، ۲۰۰۸: ۲۳-۱).

دان در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای صحرای آفریقا را طی دورهٔ زمانی ۲۰۰٦-۱۹۸۸ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه با استفاده از یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و در قالب تکنیک اقتصادسنجی پانل‌پویا، نشان‌دهنده اثر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای این منطقه است (دان، ۲۰۱۰: ۱۳-۱).

یلدیریم و همکاران اثر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی ۱۳۳ کشور دنیا را طی سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۰ بررسی کرده‌اند. آنها با استفاده از مدل‌های سولوی تعمیم‌یافته و فدر - رام در مورد مخارج دفاعی و رشد اقتصادی و بهره‌گیری از روش‌های اقتصادسنجی OLS و GS-2SLS نشان داده‌اند که مخارج دفاعی اثری مثبت بر رشد اقتصادی خواهد داشت (یلدیریم و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۲۱-۸۱۱).

اوزان و اربایکال[4] رابطهٔ علیت بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی را برای ۱۳ کشور عضو ناتو طی دورهٔ زمانی ۲۰۰٦-۱۹٤۹ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه با استفاده از آزمون علیت گرنجری تودا و یاماموتو حاکی از عدم رابطه علیت بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی ٦ کشور عضو (شامل: بلژیک، کانادا، دانمارک، آلمان، ایتالیا و آمریکا)، علیت یک‌طرفه بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی در ٦ کشور عضو (شامل: انگلیس، فرانسه، یونان، هلند، نروژ و پرتقال) و علیت دوطرفه بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی در کشور ترکیه است (اوزان و اربایکال، ۲۰۱۱: ١٤-١).

ویجورا و وب در مطالعه‌ای اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی ۵ کشور جنوب آسیا (شامل: هند، پاکستان، نپال، سری‌لانکا و بنگلادش) طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۷-۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه در قالب رهیافت هم‌انباشتگی پانلی حاکی از تأثیر مثبت، اما ناچیز هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست؛ به‌گونه‌ای که با یک‌درصد افزایش در هزینه‌های نظامی رشد اقتصادی ۰/۰٤ درصد افزایش می‌یابد (ویجورا و وب، ۲۰۱۱: ٥٥٤-٥٤٥).

دان و نیکولایدو در مطالعه‌ای به بررسی اثر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا طی دورهٔ ۲۰۰۷-۱۹٦۱ پرداخته‌اند. آنها با استفاده از مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش‌های اقتصادسنجی پانل‌دیتا به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش مخارج دفاعی باعث رشد و گسترش توسعه اقتصادی نمی‌شود (دان و نیکولایدو، ۲۰۱۲: ٥٤٨-٥۳۷).

1. Hartly (2005)
2. Benoit (1973)
3. Vadlamannati (2008)
4. Ozun & Erbaykal (2011)

شهباز و همکاران[1] در مقاله‌ای به دنبال یافتن پاسخی برای این پرسش هستند که آیا مخارج دفاعی باعث رشد اقتصادی پاکستان طی دورهٔ زمانی (۲۰۰۸-۱۹۷۲) شده است یا خیر؟ به این منظور آنها از مدل سمت تقاضای آتسوگلو در مورد مخارج دفاعی و رشد اقتصادی و تحلیل‌های اقتصادسنجی هم‌انباشتگی و علیت استفاده نموده‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از رابطه منفی بین مخارج نظامی و رشد اقتصادی در بلندمدت و همچنین وجود علیت یک‌طرفه از سمت مخارج نظامی به رشد اقتصادی است (شهباز و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۲۰-۱۰۵).

هو و چن[2] اثر هزینه‌های نظامی را بر رشد اقتصادی ۳۵ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۷۵ بررسی کرده‌اند. یافته‌های این تحقیق در قالب یک مدل سولوی تعمیم‌یافته و روش اقتصادسنجی GMM حاکی از اثر منفی و معنادار هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی این کشورهاست (هو و چن، ۲۰۱۳: ۱۹۳-۱۸۳).

مطالعات داخلی اندکی در زمینه مخارج نظامی و رشد اقتصادی انجام شده است که تمام آنها به بررسی اثر این هزینه‌ها بر رشد اقتصادی ایران پرداخته‌اند. اهم این مطالعات در زیر آمده است:

بیضایی در مطالعه‌ای تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی ایران را طی سال‌های ۱۳۷٦-۱۳۵۱ بررسی کرده است. نتایج این مطالعه با استفاده از مدل تقاضای کینزی و روش OLS نشان می‌دهد که بین بار نظامی و رشد اقتصادی در ایران رابطه منفی و معناداری وجود داشته است. همچنین سهم مخارج نظامی کشور از تولید ملی وابسته به صادرات نفتی کشور بوده که تغییر نظام حکومتی ایران از سلطنتی به جمهوری اسلامی باعث کاهش این سهم در اقتصاد کشور شده است (بیضایی، ۱۳۸۰: ۷۵-٤۷).

حسنی و عزیزنژاد در مطالعه‌ای به بررسی هزینه دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی ایران طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. در این مطالعه به‌منظور طراحی الگویی برای تعیین اثرات اقتصادی هزینه‌های دفاعی عمومی بر رشد اقتصادی، دستگاهی با چهار معادله و با استفاده از روش‌های تک معادله‌ای OLS و 2SLS و روش دستگاه معادلات همزمان 3SLS برای تشریح روابط موجود بین متغیرها ارزیابی شده است. یافته‌های پژوهش حاکی از این است که هم اثر مستقیم هزینه‌های دفاعی بر رشد اقتصادی و هم اثرات غیرمستقیم آن بر پس‌انداز و تراز تجاری کشور، به‌طور قابل توجهی منفی است (حسنی و عزیزنژاد، ۱۳۸٦: ۲۱۲-۱۹۳).

پورصادق و همکاران تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی ایران را طی سال‌های ۱۳۸٤-۱۳۵۳ و با توجه به اثرات جنگ تحمیلی و واقعهٔ ۱۱ سپتامبر بررسی کرده‌اند. به این منظور از مدل تولید سنتی و روش اقتصادسنجی OLS استفاده شده است. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد، افزایش سهم هزینه‌های نظامی در تولید ناخالص داخلی، منجر به بهبود تراز تجاری و در نتیجه رشد اقتصادی شده است. همچنین، تأثیر متغیرهای جنگ و واقعه ۱۱ سپتامبر بر رشد اقتصادی منفی بوده است (پورصادق و همکاران، ۱۳۸٦: ۱۰۰-۷۳).

حسنی‌صدرآبادی و کاشمری مقاله‌ای با عنوان تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد) ارائه داده‌اند. در این تحقیق با ملاحظه طرف عرضه اقتصاد، مدل چهاربخشی فدر که شامل بخش‌های مصرفی خصوصی، دولتی غیردفاعی، صادرات و دفاعی است مورد استفاده قرار گرفته و ضمن بررسی تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، اثرات غیرمستقیم بخش دفاعی بر بخش مصرفی خصوصی ارزیابی گردیده است. نتایج این تحقیق با استفاده از داده‌های دوره زمانی (۱۳۸٤-۱۳۵۳) و روش OLS نشان می‌دهد که اثر مستقیم تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی، مثبت و اثر غیرمستقیم بخش دفاعی بر بخش مصرفی خصوصی، منفی است (حسنی‌صدرآبادی و کاشمری، ۱۳۸۷: ٤۰-۲۵).

1. Shahbaz et al. (2013)
2. Hou & Chen (2013)

٤- مدل و روش تحقیق

٤-١- مدل تحقیق

در این مقاله برای بررسی تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا، از مدل سولوی تعمیم‌یافته استفاده شده است. این مدل در بسیاری از کارهای تجربی در این زمینه، نظیر مطالعه: هو و چن (۲۰۱۳)، دان و نیکولایدو (۲۰۱۲)، یلدیریم و همکاران (۲۰۱۱) و دان (۲۰۱۰) استفاده شده است. مزیت اصلی این مدل در مقایسه با سایر مدل‌های مطرح شده در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی، آن است که در بردارنده سایر فاکتورهای اساسی رشد اقتصادی مانند: سرمایه انسانی، سرمایه فیزیکی و نرخ رشد نیروی کار است (هو و چن، ۲۰۱۳: ۱۸٦). مدل سولوی تعمیم‌یافته توسط منکیو و همکاران[1] (۱۹۹۲) مطرح شده و به‌منظور بررسی اثر مخارج نظامی (دفاعی) بر روی رشد اقتصادی، توسط نایت و همکاران[2] (۱۹۹٦) به کار گرفته شده است. در این مدل فرض اساسی آن است که سهم مخارج نظامی از تولید از طریق اثر سطحی روی کارایی، تولید را متأثر می‌کند (دان و همکاران، ۲۰۰۵: ٤٥٦). نقطه شروع این مدل استفاده از یک تابع تولید نئوکلاسیکی به‌صورت کاب ـ داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس تولید و متغیرهای تولید (Y)، سرمایه (K)، پیشرفت فنی یا سطح تکنولوژی (A) و نیروی کار (L) است (همان):

$$Y(t) = K(t)^{\alpha}\,[A(t).L(t)]^{1-\alpha} \quad 0<\alpha<1 \qquad (۹)$$

نیروی کار و پیشرفت فنی طبق رابطه‌های زیر رشد می‌کنند:

$$L(t) = L(0)e^{nt}\ ,\ A(t) = A(0)e^{gt}m(t)^{\theta} \qquad (۱۰)$$

در رابطه‌های فوق، n: نرخ برون‌زای رشد نیروی کار، g: نرخ برون‌زای رشد تکنولوژی و m سهم مخارج نظامی از تولید است. بر اساس معادله سمت راست رابطه (۱۰) کارایی تنها به نرخ رشد برون‌زای تکنولوژی وابسته نیست و تغییر در سهم مخارج نظامی دولت از تولید با کشش θ روی کارایی اثر می‌گذارد. به این صورت که افزایش سهم هزینه‌های نظامی از تولید، با تعلیم و آموزش نیروی‌های مسلح (نظامی) و افزایش سطح دانش و مهارت آنها و همچنین گسترش فعالیت‌های تحقیق و توسعه (R&D) و انتقال نیروی کار مجرب به بخش‌های غیرنظامی و خصوصی، میزان بهره‌وری را تغییر می‌دهد و پارامتر کارایی را متأثر می‌کند (نایت و همکاران، ۱۹۹٦: ۱۳-۱۲ و میلونیدیس[3]، ۲۰۰۷: ۳٤۷). همچنین بر اساس این معادله تغییر در سهم مخارج نظامی از تولید (m) یک اثر بر سطح به‌جای می‌گذارد و نه اثر بر رشد. این تغییر مسیر رشد متعادل اقتصاد را تغییر می‌دهد، یعنی سطح تولید سرانه در هر نقطه از زمان افزایش می‌یابد، اما نرخ رشد تولید سرانه روی مسیر رشد متعادل را تغییر نمی‌دهد (دان و همکاران، ۲۰۰۵: ٤٥٦).

اگر نرخ پس‌انداز سرمایه (درصدی از تولید که به سرمایه‌گذاری اختصاص داده می‌شود) به‌صورت s نشان داده شود، می‌توان معادله اصلی الگوی سولو را برای هر واحد نیروی کار مؤثر، به‌صورت زیر استخراج نمود:

$$\begin{aligned} \dot{k}_e &= sk_e^{\alpha} - (n+g+\delta)k_e \\ \frac{\delta \ln k_e}{\delta t} &= se^{(\alpha-1)\ln k_e} - (g+n+\delta) \end{aligned} \quad \Leftrightarrow \qquad (۱۱)$$

سطح وضعیت پایدار $k=K/A.L$ (سرمایه سرانه نیروی کار مؤثر) و $y=Y/A.L$ (تولید سرانه نیروی کار مؤثر) نیز از رابطه‌های زیر محاسبه می‌شوند (همان: ٤٥٧):

$$k_e^{*} = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \quad , \quad y_e^{*} = \left[\frac{s}{n+g+\delta}\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \qquad (۱۲)$$

با خطی‌کردن معادله رابطه (۱۱) به‌وسیله بسط تقریبی سری تیلور در نزدیکی سطح پایدار k و استفاده از معادله سمت چپ رابطه (۱۲)، خواهیم داشت:

$$\frac{\partial \mathrm{Lnk}}{\partial t} = (\alpha-1)(g+n+\delta)[\mathrm{Lnk}(t) - \mathrm{Lnk}^{*}] \qquad (۱۳)$$

می‌توان نشان داد که y با نرخی مشابه نرخ حرکت از k به k^{*} به‌سمت y^{*} حرکت می‌کند، پس:

$$\frac{\partial \mathrm{Lny}}{\partial t} = (\alpha-1)(g+n+\delta)[\mathrm{Lny}_e(t) - \mathrm{Lny}_e^{*}] \qquad (۱٤)$$

با استفاده از معادله رابطه (۱٤) و تبدیل t به t-1 در این معادله، به منظور استفاده در مطالعات تجربی، خواهیم داشت:

$$\mathrm{lny}_e(t) = e^{z}\ln y_e(t-1) + (1-e^{z})\mathrm{lny}_e^{*}, \qquad (۱۵)$$

$$z = (\alpha-1)(n+g+\delta)$$

حال با استفاده از رابطه‌های (۱۰)، (۱۲) و (۱۵) می‌توان به معادله‌ای برای درآمد سرانه (y=Y/L) به صورت زیر دست

1. Mankiw et al. (1992)
2. Knight et al. (1996)
3. Mylonidis (2007)

یافت (دان، ۲۰۱۰: ٦):

$$Lny(t)= e^{z}Lny(t-1) + (1-e^{z})\{LnA_0 + \alpha 1-\alpha[Lns-Lnn+g+d]+\theta Lnmt-ez\theta Lnmt-1 +(t-(t-1)ez)g \quad (١٦)$$

در نهایت با در نظرگرفتن:

$$x_1 = s, x_2 = n+g+\delta, x_3 = m, x_4 = m_{t-1}, \gamma = e^{z} > 0, \beta_1 = \frac{(1-e^{z})\alpha}{1-\alpha-\beta} > 0, \beta_2 = -\beta_1 < 0, \beta_3 = \theta, \beta_4 = -e^{z}\theta = -\gamma\beta_3, \eta_t = g(t-(t-1)e^{z}), \mu_i = (1-e^{z})A_0 \quad (١٧)$$

و بسط سرمایه به انواع سرمایه فیزیکی و انسانی[1] می‌توان به مدل پانل دیتای پویای[2] زیر دست یافت (همان: ٦)

$$Lny_{i,t} = \gamma Lny_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{5}\beta_j Lnx_{j,i,t} + \eta_t + \mu_i + v_{it} \quad (١٨)$$

با توجه به تحلیل فوق، به منظور بررسی ارتباط میان مخارج نظامی و رشد اقتصادی مدل پانل‌دیتای پویای فوق مبنا قرار گرفته شده است. تعاریف متغیرهای به‌کار گرفته شده در این مقاله، با توجه به معادله رابطه (۱۸) عبارتند از:

$Lny = Ln(\frac{GDP}{POP})$: لگاریتم طبیعی تولید ناخالص داخلی سرانه، که از نسبت تولید ناخالص داخلی به کل جمعیت به‌دست می‌آید؛ به‌عنوان شاخص[3] اندازه‌گیری رشد اقتصادی. این متغیر به‌قیمت‌های ثابت سال (۲۰۰۵) مورد استفاده قرار گرفته است.

$Lnx_1 = Ln(\frac{GFC}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، به‌عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ پس‌انداز سرمایه فیزیکی (s_K).

$Lnx_2 = Ln(n+g+\delta)$: لگاریتم طبیعی مجموع نرخ‌های رشد نیروی کار، تکنولوژی و استهلاک. در این مطالعه به پیروی از مطالعات نایت و همکاران (۱۹۹٦)، دان (۲۰۱۰) و دان و نیکولایدو (۲۰۱۲)، مجموع نرخ‌های رشد تکنولوژی و استهلاک مساوی مقدار ثابت ۵ درصد در نظر گرفته شده است یعنی: ($g+\delta=0.05$).

$Lnx_3 = Ln(\frac{MEX}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج نظامی به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص اندازه‌گیری سهم مخارج نظامی از تولید (m).

$Lnx_4 = Ln(\frac{MEX}{GDP})(-1)$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج نظامی به تولید ناخالص داخلی با یک وقفه.

$Lnx_5 = Ln(\frac{HEX}{GDP})$: لگاریتم طبیعی نسبت مخارج سلامت به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص اندازه‌گیری نرخ پس‌انداز سرمایه انسانی (s_H). شاخص‌های گوناگونی برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی وجود دارد، اما با توجه به کامل‌تر بودن داده‌های سهم هزینه‌های سلامت از تولید ناخالص داخلی نسبت به سایر شاخص‌ها، در این مطالعه از این شاخص استفاده شده است. بنابراین مدل نهایی این تحقیق به‌صورت زیر در می‌آید:

$$\begin{aligned} Ln(GDP/POP)_{i,t} &= \gamma Ln(GDP/POP)_{i,t-1} \\ &+ \beta_1 Ln(GFC/GDP)_{i,t} \\ &+ \beta_2 Ln(n+0.05)_{i,t} \\ &+ \beta_3 Ln(HEX/GDP)_{i,t} \\ &+ \beta_4 Ln(MEX/GDP)_{i,t} \\ &+ \beta_5 Ln(MEX/GDP)_{i,t-1} + \mu_i \\ &+ v_{it} \end{aligned} \quad (١٩)$$

همچنین i نشان‌دهنده کشورهای منطقه منا (i=1,…,16) (در جدول پیوست (۷))، این کشورها به همراه نام اختصاری و مقدار شاخص توسعه انسانی[4] (HDI) و رتبه آنها از لحاظ این شاخص، نشان داده شده‌اند)، t نشان‌دهنده بازهٔ زمانی (۲۰۱۲-۱۹۹۵)، μ_i اثر ثابت کشورها و v_{it} جزء خطاء تصادفی است. منبع داده‌های مربوط به متغیر M/GDP، مؤسسه تحقیقات صلح بین‌المللی استکهلم[5] (SIPRI) و منبع داده‌های سایر متغیرها شاخص‌های توسعه جهانی[6] (WDI) است. با توجه به مبانی نظری، مطالعات تجربی انجام‌شده و رابطه (۱۷)، انتظار بر آنست که علامت ضرایب β_1، β_2 و β_5 به‌ترتیب مثبت، منفی و مثبت باشد.

٤-۲- روش تحقیق

از آنجا که در مدل تحقیق (معادله رابطه ۱۹)، متغیر وابسته به صورت با وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده است، با یک الگوی داده‌های پانل پویا مواجه هستیم. فرم کلی یک

۱. جهت صرفه‌جویی، از ارائه مباحث ریاضی مربوط به بسط تابع تولید به انواع سرمایه فیزیکی و انسانی و بازنویسی مجدد رابطه‌ها، صرف‌نظر شده است. جهت اطلاع بیشتر در این زمینه به دان و همکاران (۲۰۰۵: ٤٦١-٤٤٩) مراجعه شود.

2. Dynamic Panel Data
3. Proxy
4. Human Development Index
5. Stockholm International Peace Research Institute
6. World Development Indicators

الگوی پویا در داده‌های پانل به صورت زیر است:

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۲۰)$$

که در آن: $Y_{i,t}$ متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای مستقل که تحت عنوان متغیرهای ابزاری نیز به‌کار می‌روند، μ_i عامل خطای مربوط به مقاطع و ε_{it} عامل خطای مقطع iام در زمان t است. هنگامی که در مدل داده‌های پانل، متغیر وابسته به صورت با وقفه در طرف راست ظاهر می‌شود، دیگر برآوردگرهای OLS سازگار نیست[1] (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۹۷-۲۷۷) و باید به روش‌های برآورد دو مرحله‌ای 2SLS اندرسون و هسیائو[2] (۱۹۸۱) یا گشتاورهای تعمیم‌یافته[3] (GMM) آرلانو و باند (۱۹۹۱) متوسل شد. به گفته ماتیاس و سوستر[4] (۱۹۹۱)، برآوردکننده 2SLS ممکن است به دلیل مشکل در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند (طیبی و همکاران، ۱۳۹۰: ۵۱). لذا روش GMM دو مرحله‌ای توسط آرلانو و باند برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. آرلانو و باند با تفاضل‌گیری از معادله رابطه (۲۰) به صورت زیر:

$$Y_{it} - Y_{it-1} = \alpha(Y_{it-1} - Y_{it-2}) + \beta(X_{it} - X_{it-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}) \quad (۲۱)$$

و با فرض اینکه جملات خطا به صورت سریالی همبسته نیستند:

$$E[\varepsilon_{it}\varepsilon_{is}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad s \neq t \quad (۲۲)$$

و حالات اولیه Y_{it} از قبل تعیین شده هستند:

$$E[Y_{it}\varepsilon_{it}] = 0 \quad \text{for } i = 1, \dots, N \text{ and } \quad t \geq 2 \quad (۲۳)$$

محدودیت‌های گشتاوری زیر را بیان می‌کنند:

$$E[Y_{it}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = 0 \text{ for } i = 3, \dots, T \text{ and } s \geq 2 \quad (۲۴)$$

یعنی، ابتدا اقدام به تفاضل‌گیری می‌شود تا به این ترتیب بتوان اثرات مقاطع یا μ_i را به ترتیبی از الگو حذف کرد و در مرحلهٔ دوم از پسماندهای باقی‌مانده در مرحلهٔ اول برای متوازن کردن ماتریس واریانس ـ کواریانس استفاده می‌شود. به عبارت دیگر این روش، متغیرهای تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌کند تا برآوردهای سازگار و بدون تورش داشته باشیم (بالتاجی[5]، ۲۰۰۵: ۱۴۰).

سازگاری تخمین‌زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور[6] (۱۹۹۵: ۵۱-۲۹) و بلوندل و باند[7] (۱۹۹۸: ۱۴۳-۱۱۵) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[8] از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان (J-Statistic) دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی[9] است که به‌وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم یا AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون، تخمین‌زن GMM زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی را دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند. از آنجا که در روش GMM، تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل‌شده، فراهم می‌آورد (باند[10]، ۲۰۰۲: ۴-۳) و با توجه به اینکه سازگاری این تخمین‌زننده بر اساس فرض عدم همبستگی جملات خطا استوار است، انجام آزمون AR(2) بسیار مهم است (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۸۳-۲۷۸).

۵- تخمین مدل و تفسیر نتایج

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر

1. Arellano & Bond (1991)
2. Anderson & Hsiao (1981)
3. Generalized Method of Moments
4. Matyas & Sevestre (1991)
5. Baltagi (2005)
6. Arellano & Bover (1995)
7. Blundell & Bond (1988)
8. Sargan Test
9. Serial Correlation Test
10 . Bond (2002)

خواهد شد (بالتاجی، ۲۰۰۵). از این‌رو قبل از استفاده از این داده‌ها لازم است نسبت به مانایی و نامانایی آنها اطمینان حاصل کرد. در این مطالعه به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون ایم و همکاران[1] (IPS) (۲۰۰۳: ۷٤-۵۳) استفاده شده است. فرضیه صفر در این آزمون مبتنی بر وجود یک ریشه واحد است. خلاصه نتایج این آزمون با فرض وجود متغیرهای روند زمانی و عرض از مبدأ، در جدول (۲) ارائه شده است. بر اساس نتایج، کلیه متغیرها به‌جز متغیر مجموع نرخ‌های رشد بیکاری، تکنولوژی و استهلاک در سطح نامانا بوده و پس از یک‌بار تفاضل‌گیری به‌صورت مانا درآمده‌اند.

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد ایم و همکاران

متغیر	آماره IPS		درجه مانایی
	در سطح	با یک تفاضل	
I(1)	-۲/۲۵۱ (۰/۰۱۲)	۰/۷۹٤ (۰/۷۸٦)	Ln(GDP/POP)
I(0)	-	-۳/۰۵٤ (۰/۰۰۱)	Ln(n+g+δ)
I(1)	-۲/٦۸۲ (۰/۰۰٤)	-۰/٦۸٤ (۰/۲٤۷)	Ln(GFC/GDP)
I(1)	-۲/۰۸۹ (۰/۰۱۸)	-۰/۲۱٦ (۰/٤۱۵)	Ln(MEX/GDP)
I(1)	-۳/۰۱۹ (۰/۰۰۱)	۰/۱۲۱ (۰/۵٤۸)	Ln(HEX/GDP)

وقفه انتخابی برای آماره IPS توسط معیار شوارتز انتخاب شده است و اعداد داخل پرانتز نشان دهنده سطح احتمال هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

تخمین مدل در حالت نامانابودن متغیرها باعث ایجاد رگرسیون کاذب در مدل می‌شود. برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب روش‌های تفاضل‌گیری و آزمون هم‌انباشتگی وجود دارد، اما هنگام استفاده از تفاضل متغیرها در برآورد ضرایب الگو اطلاعات ارزشمندی در رابطه با سطح متغیرها از دست می‌رود. لذا این روش برای جلوگیری از اتکا به رگرسیون کاذب مناسب نمی‌باشد. می‌توان برای رفع این مشکل از آزمون هم‌انباشتگی استفاده کرد. مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۸۹: ۷۷). در صورت نامانایی متغیرهای مدل اگر بین آنها هم‌انباشتگی برقرار باشد، نتایج حاصل از تخمین مدل قابل اعتماد خواهد بود. آزمون‌های هم‌انباشتگی در داده‌های پانل دارای قدرت و اعتبار بیشتری نسبت به آزمون‌های هم‌انباشتگی برای هر مقطع به‌صورت جداگانه است. این آزمون‌ها حتی در شرایطی‌که دوره‌زمانی کوتاه‌مدت و حجم نمونه نیز کوچک باشد، قابلیت استفاده را دارند (بالتاجی، ۲۰۰۵). در این مقاله به منظور بررسی آزمون هم‌انباشتگی پانلی در مدل‌های مورد استفاده از روش ارائه شده توسط پدرونی[2] (۲۰۰٤: ٦۲۵-۵۹۷) و کائو[3] (۱۹۹۹: ٤-۱) استفاده شده است.

پدرونی (۲۰۰٤) برای انجام آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی دو نوع آماره آزمون را پیشنهاد داده است: نوع اول مبتنی بر رویکرد درون‌گروهی[4] است که شامل چهار آماره پانل v، rho، PP و ADF است. این آماره‌ها بیان‌گر متوسط آماره آزمون‌های سری‌زمانی هم‌انباشتگی پانلی در طول مقاطع هستند. آزمون دوم پدرونی مبتنی بر روش بین‌گروهی[5] است که شامل سه آماره گروه rho، PP و ADF است. فرضیه صفر تمام آماره‌های این آزمون نشان‌دهنده عدم هم‌انباشتگی و فرضیه مقابل آن اشاره به هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل دارد. نتایج این آزمون با وجود عرض از مبدأ و متغیر روند زمانی در جدول (۳) آمده است.

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

آماره آزمون	مقدار آماره	احتمال
Panel v-Statistic	۹/۱۷۹	۰/۰۰۰
Panel rho-Statistic	۳/۹۹۱	۱/۰۰۰
Panel PP-Statistic	-۱/٦۵٦	۰/۰٤۹
Panel ADF-Statistic	-۱/۹۹۵	۰/۰۲۵
Group rho-Statistic	۵/۹۳۱	۱/۰۰۰
Group PP-Statistic	-۳/۲۸٤	۰/۰۰۰
Group ADF-Statistic	-۲/۰۷۱	۰/۰۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Im et al. (2003)

2. Pedroni (2004)
3. Kao (1999)
4. Within-Dimension
5. Between-Dimension

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد بر اساس نتایج ارائه شده در جدول مذکور، هم‌انباشتگی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل در سه آماره پانل v، PP و ADF و دو آماره گروه PP و ADF در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود. این نتایج نشان می‌دهد که یک ارتباط قوی بلندمدت میان متغیرهای مدل در کشورهای منا وجود دارد.

به‌منظور تأیید صحت نتایج بدست آمده از آزمون پدرونی مبنی بر هم‌انباشتگی متغیرهای مدل، از آزمون هم‌انباشتگی کائو (۱۹۹۹) نیز استفاده شده است. این آزمون با استفاده از آماره آزمون‌های ریشه واحد DF و ADF انجام می‌شود. در این آماره‌ها فرضیه صفر برابر عدم وجود هم‌انباشتگی و فرضیه مخالف آن وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو با استفاده از آماره ADF برای معادله تخمینی، در جدول (٤) نشان داده شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود. بنابراین، بر اساس آماره ADF آزمون کائو (۱۹۹۸)، هم‌انباشتگی در بین متغیرهای مدل برقرار است.

جدول (٤): نتایج آزمون هم‌انباشتگی کائو

احتمال	مقدار آماره	آماره آزمون
۰/۰٤۷	-۱/٦۷۷	ADF

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بعد از اثبات وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد کرد. قبل از تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، به منظور اطمینان انتخاب بین روش‌های داده‌های پانل و داده‌های تلفیقی[1] (پولینگ) از آماره F لیمر با درجه آزادی (N-1, NT-K-N) استفاده شده است که K تعداد متغیرهای توضیحی لحاظ شده در مدل، N تعداد مقاطع و T دورهٔ زمانی است:

$$F = \frac{RRSS - URSS/N - 1}{URSS/NT - K - N} \qquad (۲۵)$$

در رابطه فوق RRSS مجموع مربعات باقیمانده مقید حاصل از تخمین مدل پانل به‌دست آمده از روش OLS و URSS مجموع مربعات باقیمانده غیرمقید است. فرضیه صفر (H_0) این آزمون آن است که هر یک از مقاطع عرض از مبدأهای یکسانی دارند (لزوم استفاده از داده‌های تلفیقی) و فرضیه مقابل (H_1) اشاره به ناهمسانی عرض از مبدأهای هر یک از مقاطع دارد (لزوم استفاده از داده‌های پانل). از آنجا که محاسبات این تحقیق احتمال پذیرش فرضیه صفر را ۰/۰۱۲ به دست آورده است، لذا فرضیه صفر مبنی بر قابلیت تخمین داده‌ها به شیوه تلفیقی پذیرفته نمی‌شود و لازم است مدل به روش داده‌های پانل برآورده شود. همان‌طور که قبلاً نیز توضیح داده شد به دلیل حضور وقفه متغیر وابسته به صورت متغیر توضیحی، با یک مدل پانل‌دیتای پویا مواجه هستیم که برای تخمین آن از روش GMM استفاده شده است.

نتایج برآورد مدل سولوی تعمیم‌یافته در زمینه مخارج نظامی و رشد اقتصادی، برای کشورهای منطقه منا طی بازهٔ زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۵ و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) در قسمت بالای جدول (۵) آمده است. بر اساس نتایج قسمت بالای این جدول کلیه متغیرها در سطح اطمینان ۹۰ درصد معنادار بوده‌اند و دارای اعتبار آماری هستند (به جز متغیر مجموع نرخ‌های رشد نیروی کار، تکنولوژی و استهلاک که در سطح اطمینان ۸٦ درصد معنادار است). همچنین علامت ضرایب محاسبه شده با توجه به مبانی نظری و مطالعات تجربی، انتظار ما را در تخمین مدل برآورده می‌کنند. در قسمت پایین جدول (۵) نتایج آزمون‌های تشخیص مدل آورده شده است. بر اساس نتیجه آزمون والد که از توزیع کای‌دو با درجه آزادی معادل تعداد متغیرهای توضیحی منهای جزء ثابت برخوردار است، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری یک درصد در مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. نتیجه آزمون سارگان نیز، با توجه به مقدار آماره و سطوح احتمال محاسبه شده، فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند و حاکی از سازگاری تخمین‌زننده GMM است؛ بنابراین نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر می‌باشند. وجود همبستگی سریالی در تفاضل

1. Pooling Data

مرتبه اول خطاها در مراتب بالاتر از یک، مانند AR(2) بر این موضوع دلالت دارد که شرایط گشتاوری به‌منظور انجام آزمون خودهمبستگی آرلانو و باند (۱۹۹۱) معتبر نبوده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۲: ۷۸). زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از مرتبهٔ دو نباشد. به این منظور، باید ضریب خودرگرسیونی مرتبه اول AR(1) معنی‌دار باشد و ضریب خودرگرسیونی مرتبهٔ دوم AR(2) معنی‌دار نباشد (گرین، ۲۰۱۲: ۲۵). بر اساس نتایج پایینی جدول (۵)، فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبهٔ اول جملات اختلال را می‌توان، اما فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد کرد. بنابراین در مدل تحقیق تورش تصریح وجود ندارد.

جدول (۵): نتایج برآورد مدل تحقیق با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیر	ضریب	آماره t	سطح احتمال
Ln(GDP/POP)(-1)	۰/۷٤٥	۱۲/٤۳٤	۰/۰۰۰
Ln(n+g+δ)	-۰/۰۳۷	-۱/٤۹۱	۰/۱۳۷
Ln(GFC/GDP)	۰/۱۷۲	٤/٤۸۲	۰/۰۰۰
Ln(MEX/GDP)	-۰/۰٤۱	-۲/۰٦۲	۰/۰۳۹
Ln(MEX/GDP)(-1)	-۰/۰۱۲	-۱/۸٥٤	۰/۰٦٤
Ln(HEX/GDP)	۰/۰٦۲	۳/۹۲۱	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیصی			
نام آزمون	آماره	سطح احتمال	
والد	۲۱۰۷۱/۳٥	۰۰/۰۰۰	
سارگان	۱٦/٤۹۲	۰/۳٥۲	
AR(1)	-۱/۸۸۹	۰/۰۸۱	
AR(2)	-۰/٤۱۱	۰/٦۸۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس یافته‌های جدول (۵)، ضریب اثرگذاری مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه که موضوع اصلی این تحقیق است، ۰/۰٤۱- محاسبه شده است که به این معناست که یک درصد افزایش در هزینه‌های نظامی کشورهای منطقه منا باعث کاهش رشد اقتصادی این کشورها به میزان ۰/۰٤۱ درصد خواهد شد. این نتیجه‌گیری مؤید آن است که افزایش هزینه‌های نظامی کشورهای منطقه منا (با توجه به محدودیت بودجه) از طریق جایگزین نمودن این هزینه‌ها به‌جای هزینه‌های آموزشی، بهداشتی و سرمایه‌ای، فقدان صنایع دفاعی توسعه‌یافته و پایین بودن بهره‌وری عوامل تولید شاغل در بخش نظامی و همچنین اثر منفی این هزینه‌ها روی تراز تجاری (از آنجا که اکثر کشورهای این منطقه واردکننده تجهیزات نظامی محسوب می‌شوند، اثر منفی هزینه‌های نظامی روی تراز تجاری منطقی به‌نظر می‌رسد) رشد اقتصادی کشورهای مستقر در منطقه منا را کاهش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت که هزینه‌های نظامی در کشورهای منطقه منا، هرچند لازم اما برای رشد اقتصادی این کشورها مضر است. وقفه نسبت هزینه‌های نظامی به تولید ناخالص داخلی نیز دارای اثر منفی بر رشد اقتصادی دوره جاری است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در این نسبت، باعث کاهش رشد اقتصادی دوره بعد به اندازه ۰/۰۱۲ می‌شود.

مطالعات داخلی انجام شده در زمینه رابطه بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی، این موضوع را تنها برای اقتصاد ایران مورد بررسی قرار داده‌اند. به هر حال نتایج این تحقیق مبنی بر اثر منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا با توجه به قرار گرفتن ایران در این منطقه، با نتایج مطالعات بیضایی (۱۳۸۰) و حسنی و عزیزنژاد (۱۳۸٦) همسویی و با نتایج مطالعات پورصادق و همکاران (۱۳۸٦) و حسنی صدرآبادی و کاشمری (۱۳۸۷) مغایرت دارد. مطالعات یاد شده از مدل‌های سمت تقاضای کینزی (به جز مطالعه حسنی صدرآبادی و کاشمری (۱۳۸۷) که از مدل فدر – رام استفاده کرده‌اند) و روش اقتصادسنجی OLS که چندان معتبر به نظر نمی‌رسد، استفاده کرده‌اند. اما مطالعه حاضر به منظور تبیین اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا از مدل سولوی تعمیم یافته و روش اقتصادسنجی GMM استفاده کرده است. همان‌طور که هو و چن (۲۰۱۳: ۱۸٦)

بیان می‌کنند، نقطه قوت این مدل نسبت به سایر مدل‌ها آن است که فاکتورهای اصلی رشد اقتصادی را در بر دارد. در جدول (٦) نتایج به دست آمده از تحقیق حاضر برای کشورهای منطقه منا، با نتایج منتخبی از مطالعات انجام گرفته در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی مناطق مختلف جهان مقایسه شده است.

جدول (٦): مقایسه نتیجه مطالعات منتخب در زمینه اثر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای مناطق مختلف جهان و مقاله حاضر

نتیجه تحقیق	روش اقتصادسنجی	کشور و دوره زمانی	محقق (محققین) و سال تحقیق
اثر منفی	اثرات ثابت (FE)	۳۵ کشور صحرای آفریقا (۲۰۰٦-۱۹۸۸)	دان (۲۰۱۰)
اثر مثبت	اثرات ثابت (FE)	۵ کشور جنوب آسیا (۲۰۰۷-۱۹۸۸)	ویجورا و وب (۲۰۱۱)
اثر منفی	اثرات ثابت (FE) و اثرات تصادفی (RE)	۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا (۲۰۰۷-۱۹٦۱)	دان و نیکولایدو (۲۰۱۲)
اثر منفی	GMM	۳۵ کشور در حال توسعه (۲۰۰۹-۱۹۷۵)	هو و چن (۲۰۱۳)
عدم رابطه علیت	آزمون علیت پانلی	۱٦ کشور آمریکای جنوبی و لاتین (۲۰۱۰-۱۹۸۸)	کانگ و مین[1] (۲۰۱۳)
اثر منفی	GMM	۱٦ کشور منطقه منا (۲۰۱۲-۱۹۹۵)	مقاله حاضر (۲۰۱٤)

مأخذ: مطالعات تجربی و یافته‌های تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۵)، در مورد متغیر $n+g+\delta$ (نرخ رشد جمعیت فعال + ۰/۰۵)، افزایش یک درصدی آن موجب کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت به میزان ۰/۰۳۷ درصد می‌شود. علی‌رغم آنکه بر اساس مبانی نظری در بیشتر کشورهای پیشرفته و توسعه یافته، جمعیت، نیروی کار و رشد آنها به عنوان یکی از عوامل اصلی رشد اقتصادی مطرح می‌شود، در کشورهای در حال توسعه (مانند ایران) شواهد و مطالعات مختلف نشان می‌دهد که این عوامل بر رشد اقتصادی تأثیر چندانی نداشته است؛ بلکه حتی در برخی موارد عامل محدود کننده رشد نیز محسوب شده است. یکی از واقعیت‌های اقتصاد این کشورها در مورد نیروی کار فعال، بیکاری آشکار و پنهان و کم‌کاری نیروی‌کار است؛ به نحوی‌که می‌توان انتظار داشت طبق تئوری‌های اقتصاد خرد، با افزایش یک عامل تولید و گذشتن آن از یک حد مشخص، نه‌تنها این عامل تأثیری بر رشد اقتصادی نداشته باشد؛ بلکه حتی تولید نیز کاهش یابد. نتیجه به‌دست آمده در این زمینه، با نتایج مطالعات هو و چن (۲۰۱۳: ۱۸۹) برای کشورهای در حال توسعه و دان (۲۰۱۰: ۸) برای کشورهای صحرای آفریقا، همسویی نزدیکی دارد. علامت سایر متغیرهای تخمین زده شده نیز طبق انتظار و براساس مطالعات تجربی است. وقفه تولید ناخالص داخلی سرانه اثر مثبت و معنادار و از لحاظ جبری قابل توجهی روی رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارد. به طوری‌که یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط، رشد اقتصادی را حدود ۰/۷۵ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که ایجاد تغییرات در تولید ناخالص داخلی سرانه در یک دوره، تنها به همان دوره ختم نشده و رکود یا رونق در این دوره، می‌تواند دوره‌های بعد را نیز تحت تأثیر قرار دهد. نسبت تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به تولید ناخالص داخلی، مطابق با مبانی نظری دارای ضریب مثبت و معناداری است. یک درصد افزایش در این متغیر، رشد اقتصادی را ۰/۱۷۲ درصد افزایش می‌دهد. ضریب نسبت هزینه‌های سلامت به تولید ناخالص داخلی نیز مثبت، معنادار و مطابق با مبانی نظری است. به طوری که یک درصد افزایش در این متغیر با فرض ثبات سایر شرایط، رشد اقتصادی را ۰/۰٦۲ درصد افزایش می‌دهد. این به آن معناست که افزایش مخارج سلامت در کشورهای منطقه منا، باعث ارتقای بهداشت و سلامت عمومی جامعه شده و از طریق انباشت سرمایه بهداشتی و تأثیر آن بر سرمایه انسانی به‌طور مستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

سال‌هاست که کشورهای صنعتی و به تبع آن کشورهای در حال توسعه به این موضوع پرداخته‌اند که مخارج نظامی اعمال شده چه تأثیراتی بر رشد اقتصادی کشورشان داشته است؟ طی سال‌های اخیر این مطالعات برای مناطق وسیعی از

1. Kung & Min (2013)

جهان نظیر آسیا، اروپا و آمریکای لاتین انجام گرفته است. این مطالعات نتایج متفاوتی در پی داشته است؛ در حالی‌که برخی مطالعات اثرات هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی را مثبت ارزیابی نموده‌اند، یافته‌های برخی دیگر از مطالعات حاکی از اثرات منفی هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی است. بدیهی است نتایج هر مطالعه به شرایط حاکم بر آن منطقه بستگی دارد که به نوبه خود زمینه مطالعات بیشتری را فراهم می‌سازد.

هدف از این مطالعه بررسی اثر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا، با توجه به اهمیت موضوع قرارگرفتن کشورهای خاورمیانه در این منطقه و همچنین سهم بالای مخارج نظامی آنها از تولید ناخالص داخلی است. در این راستا پس از مروری بر هزینه‌های نظامی جهان و منطقه منا و ادبیات موضوع، یک مدل سولوی تعمیم‌یافته (ارائه‌شده توسط نایت و همکاران (۱۹۹٦) درمورد مخارج نظامی و رشد اقتصادی) طی دورهٔ زمانی (۲۰۱۲-۱۹۹۵) برای کشورهای منطقه منا طراحی شده است. وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای این مدل نیز توسط آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی پانلی پدرونی و کائو تأیید شده است. به‌منظور تخمین مدل نیز از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)، در چارچوب داده‌های ترکیبی استفاده شده و صحت این تخمین توسط آزمون‌های سارگان و همبستگی سریالی تأیید شده است. نتایج حاصل از تخمین مدل حاکی از رابطه منفی بین هزینه‌های نظامی و رشد اقتصادی کشورهای منطقه منا است.

بنابراین می‌توان گفت که اگر چه افزایش هزینه‌های نظامی به منظور تأمین امنیت کشورهای منطقه منا لازم و ضروری است، اما هزینه‌های یاد شده باعث کاهش رشد اقتصادی این کشورها می‌شود. بنابراین چنانچه روابط خارجی این کشورها در سایه تعامل مثبت با سایر کشورها بهبود یابد، زمینه نیاز کمتر به هزینه‌های نظامی اجباری به منظور تأمین امنیت (با توجه به محدودیت بودجه دولت) و به تبع آن افزایش در سرمایه‌گذاری‌های زیربنایی و سرمایه‌گذاری‌های مربوط به تشکیل سرمایه‌های انسانی و در نتیجه رشد اقتصادی فراهم خواهد شد. در این زمینه به نظر می‌آید که اگر بهبودی در روابط کشورهای منطقه منا با بیگانگانی که امنیت ملی آنها را تهدید می‌کنند صورت نگیرد، کاهش در مخارج نظامی این کشورها که عمدتاً برای مسائل امنیتی آنها صرف می‌شود، غیرممکن است. در این‌صورت، توصیه می‌شود سیاست‌مداران و برنامه‌ریزان این کشورها، هزینه‌های نظامی خرج شده را صرف گسترش صنایع نظامی پیشرفته کنند و با تجدید نظر در روش‌های جاری تأمین نیروی انسانی و تدارکات بخش نظامی، زمینه ارتقای کارایی در این بخش را فراهم نمایند. تحت چنین شرایطی می‌توان با تولید اسلحه و ادوات نظامی در داخل کشور، به جای خرید از خارج، ضمن کاهش وابستگی نظامی کشور به قدرت‌های نظامی جهان با ایجاد اشتغال، رونق اقتصادی و صادرات اسلحه به کشورهای مختلف جهان و بهبود تراز تجاری، با آثار تراوشی مثبت حاصله از بخش نظامی، آثار منفی آن‌را جبران و رشد اقتصادی را فراهم کرد.

منابع

بیضایی، سید ابراهیم (۱۳۸۰). رابطهٔ بین مخارج نظامی و برخی متغیرهای اقتصادی در ایران (۱۳۷٦-۱۳۵۱). *فصلنامه علوم انسانی الزهرا*، شماره ۳۷ و ۳۸، ۷٦-٤٧.

پورصادق، ناصر؛ کاشمری، علی و افتخاری‌شاهی، جابر (۱۳۸٦). تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی ایران با توجه به اثرات جنگ تحمیلی و واقعهٔ ۱۱ سپتامبر. *فصلنامه مدیریت نظامی*، شماره ۲۸، ۱۰۰-۷۳.

جلیلی، زهرا (۱۳۹۲). بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*. سال چهارم، شماره ۱۳، ٤۲-۲۹.

حسنی صدرآبادی، محمدحسین و عزیزنژاد، صمد (۱۳۸٦). هزینه‌های دفاعی و تأثیر آن بر رشد اقتصادی (مدل عرضه و تقاضای کل برای ایران). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*

ایران، سال نهم، شماره ۳۰، ۲۱۲-۱۹۳.

حسنی صدرآبادی، محمدحسین و کاشمری، علی (۱۳۸۷). تأثیر مخارج دفاعی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هشتم، شماره ۲، ۴۰-۲۵.

دیزجی، منیژه؛ پناهی، حسین و تقی‌زاده، حجت (۱۳۸۸). اثر هزینه‌های نظامی بر بدهی‌های خارجی در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱، ۱۳۶-۱۱۷.

صمدی، سعید؛ خوش‌اخلاق، رحمان؛ جلیلی‌کامجو، سید پرویز و امیری، هادی (۱۳۹۲). ارزیابی تاثیر همزمان و مجزای شاخص‌های پولی و مالی بر رشد اقتصادی: کاربرد مدل پانل پویای دو مرحله‌ای آرلانو ـ باور/ بوندل ـ باند. *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال دوم، شماره ۷، ۸۶-۶۳.

طیبی، کمیل؛ حاجی‌کرمی، مرضیه و سریری، هما (۱۳۹۰). تحلیل درجه باز بودن مالی و تجاری روی توسعه مالی ایران و شرکای تجاری (۲۰۰۹-۱۹۹۶). *فصلنامه تحقیقات اقتصادی راه اندیشه*، شماره ٤، ٦٠-٣٩.

کمیجانی، اکبر (۱۳۷۳). فرار سرمایه، علل و آثار اقتصادی آن، (با نگاهی به ایران). *مجله اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی، شماره ٤* ، ۸-۱.

متفکرآزاد، محمدعلی؛ کریمی‌تکانلو، زهرا؛ سلمانی‌بی‌شک، محمدرضا و حسن‌نژاد دانشمند، الناز (۱۳۹۳). بررسی آثار متغیرهای اقتصادی- اجتماعی بر کاهش اختلافات قومی در کشورهای منتخب حوزه منا طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸٤). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره پنجم، شماره ۱۷، ٤٨-۲۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۹). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران: انتشارات رسا.

Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1981). Estimation of Dynamic Models with Error Components. *Journal of the American Statistical Association*, 76, 589-606.

Ando, S. (2009). The Impact of Defense Expenditure on Economic Growth: Panel Data Analysis Based on the Feder Model. *The International Journal of Economic Policy Studies*, 4(8), 141-154.

Anwar, M. A., Rafique, Z. & Joiya, S. A. (2012). Defense Spending-Economic Growth Nexus: A Case Study of Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 50(2), 163-182.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Component Models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.

Atesoglu, H. S. (2002). Defense Spending Promotes Aggregate Output in the United States, Evidence from Cointegration Analysis. *Defense and Peace Economics*, 13(1), 55-60.

Baltagi, B. (2005). Econometric Analysis of Panel Data. *John Wiley & Sons Ltd.*

Benoit, E. (1973). Defense and Economic Growth in Developing Countries. *Lexington Books* Boston.

Biswas, B. & Ram, R. (1986). Military Spending and Economic Growth in Less Developed Countries: An Augmented Model and Further Evidence. *Economic Development and Cultural Change*, 34(2), 361-372.

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

Bond, R. (2002). Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Methods and Practice. *The Institute for Fiscal Studies,* Department of Economics.

Dunne, P. (2010). Military Spending and Economic Growth in Sub-Saharan Africa. *Defense and Peace Economics,* 21,1-13.

Dunne, P. & Nikolaidou, E. (2012). Defense Spending and Economic Growth in the EU15. *Defense and Peace Economics*, 23(6), 537-548.

Dunne, P., Smith, R. & Willenbockel, D. (2005). Models of Military Expenditure and Growth: A

Critical Review. *Defense and Peace Economics*, 16(6), 449-461.

Feder, G. (1983). On Export and Economic Growth. *Journal of Development Economics*, 12, 59-73.

Green, W. H. (2012). Econometric Analysis. New Jersey, *Upper Saddle River: Pearson International*.

Halicioglu, F. (2004). Defense Spending and Economic Growth in Turkey: An Empirical Application of New Macroeconomic Theory. *Review of Middle East Economic Finance*, 2(3), 193-201.

Hartly, K. (2005). Defense Spending and its Impact on the National Economy. *Center of Defense Economics*, University of York.

Hou, N. & Chen, B. (2013). Military Expenditure and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from System GMM Estimates. *Defense and Peace Economics*, 24(3), 183-193.

Huang, C. & Mintz, A. (1991). Defense Expenditure and Economic Growth: The Externality Effect. *Defense Economics*, 3, 35-40.

Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53-74.

Kao, C. (1999). Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data. *Journal of Econometrics*, 90, 1- 44.

Knight, M., Loayza, N. & Villanueva, D. (1996). The Peace Dividend: Military Spending Cuts and Economic Growth. *IMF Staff Papers*, 43, 1-44.

Kung, H. H. & Min, J. C. (2013). Military Spending and Economic Nexus in Sixteen Latin and South American Countries: A Bootstrap Panel Causality Test. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4, 171-185.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.

Matyas, L. & Sevestre, P. (1991). The Econometrics of Panel Data: a handbook of the theory with applications. *Kluwer Academic Publishers*, Dordrecht.

Mylonidis, N. (2007). Revisiting the Nexus between Military Spending and Growth in the European Union. *Annual International Conference on Economics and Security*, Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI), 345-356.

Myo, K. M. (2013). Military Expenditures and Economic Growth in Asia. *Annual International Conference on Economics and Security*, Stockholm International Peace Research Institute (SIPRI), 1-50.

Narayan, P. K. & Smyth, R. (2009). A Panel Data Analysis of the Military Expenditure-External Debt Nexus: Evidence from Six Middle Eastern Countries. *Journal of Peace Research*,34 ,235-250.

Ozun, A. & Erbaykal, E. (2011). Forther Evidence on Defense Spending and Economic Growth NATO Countries. Koç University-Tüsiad Economic Research Forum, *Working Paper*, 1119.

Pedroni, P. (2004). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. *Econometric Theory*, 3, 597-625.

Pradhan, R. P. (2010). Modeling the Nexus between Defense Spending and Economic Growth in Asean-5: Evidence from Cointegrated Panel Analysis. *African Journal of Political Science and International Relations*, 4(8), 297-307.

Sandler, T. & Hertley, K. (1995). The Economics of Defense. *Cambridge Surveys of Economic Literature*, Cambridge University Press.

Shahbaz, M., Afza, T. & Shabbir, M. S. (2013). Does Defense Spending Impede Economic Growth? Cointegration and Causality Analysis For Pakistan. *Defense and Peace Economics,* 24(2), 105-120.

SIPRI (Stockholm International Peace Research Institute). Yearbooks Armaments and Disarmaments and International Security. *SIPRI-Oxford University Press*, New York, Various Issues.

Smith, R. (1995). Demand for Military Expenditure. in *Hartley and Sandler (eds.)*, Amsterdam, 69-88.

United Nations Development Programme, (2013). .Human Development Report.

Vadlamannati, K. C. (2008). Exploring the Relationship between Military Spending & Income Inequality in South Asia. *The William Davidson Institute*, Working Paper, 918, 1-23

Wijeweera, A. & Webb, M. J. (2011). Military Spending and Economic Growth in South Asia: A Panel Data Analysis. *Defense and Peace Economics*, 22(5), 545-554.

World Bank (2010). World Development Report 2009/2010: Entering the 21st Century. *New York: Oxford University Press*.

Yildirim, J., Ocal, N. & Keskin, H. (2011). Military Expenditure, Economic Growth and Spatial Spillovers: A Global Perspective. *International Conferencre on Applied Economics*, 811-821.

پیوست

جدول (۷): کشورهای مورد مطالعه منطقه منا و

شاخص HDI این کشورها و رتبه آنها از لحاظ این شاخص در سال (۲۰۱۲)

کشور	نام اختصاری	HDI	رتبه	کشور	نام اختصاری	HDI	رتبه
الجزایر	ALG	۰/۷۱۳	۹۳	مراکش	MOR	۰/۵۹۱	۱۳۰
بحرین	BAH	۰/۷۹۶	٤۸	عمان	OMA	۰/۷۳۱	۸٤
مصر	EYG	۰/٦٦۲	۱۱۲	قطر	QAT	۰/۸۳٤	۳٦
ایران	IRI	**۰/۷٤۲**	**۷٦**	عربستان	KSA	۰/۷۸۲	۵۷
اسرائیل	ISR	۰/۹۰۰	۱٦	سوریه	SYR	۰/٦٤۸	۱۱٦
اردن	JOR	۰/۷۰۰	۱۰۰	تونس	TUN	۰/۷۱۲	۹٤
کویت	KUW	۰/۷۹۰	۵٤	امارات	UAE	۰/۸۱۸	٤۱
لبنان	LEB	۰/۷٤۵	۷۲	یمن	YEM	۰/٤۵۸	۱٦۰

مأخذ: گزارش برنامه توسعه بین‌الملل (UNDP) (۲۰۱۳)

اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران

Government Size and Unemployment in Iran

سعید کریمی پتانلار [*]، یونس نادمی [**]،
هدی زبیری [***]

Saeed Karimi[*],
Younes Nademi[**], Hoda Zobeiri [***]

دریافت: ۱۳۹۳/۱/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۲

Received: 6/April/2014 Accepted: 23/June/2014

چکیده:

بیکاری یکی از مهم‌ترین چالش‌های پیش روی اقتصاد ایران به شمار می‌رود که بر عملکرد اقتصاد و جامعه اثرگذار است. هدف از این مقاله بررسی اثر اندازه دولت بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران است. برای این منظور با استفاده از مدل کریستوپولس، لویزیدس و تسوناس (۲۰۰۵) ارتباط اندازه دولت –نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی– و بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۱–۱۳۵۳ بررسی گردید. نتایج برآورد مدل آستانه‌ای در این تحقیق نشان می‌دهد تا وقتی اندازه مخارج دولت کمتر از ۰/۲٤۸٤ باشد، افزایش اندازه مخارج عمرانی دولت باعث کاهش قابل توجه نرخ بیکاری شده است اما پس از حد آستانه‌ای مذکور، اثر اندازه مخارج عمرانی بر کاهش نرخ بیکاری به میزان قابل توجهی کاهش یافته است که می‌تواند از تبعات اثر ازدحامی فعالیت‌های گسترده دولت باشد که فضا را بر بخش خصوصی تنگ‌تر نموده است. همچنین نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که نرخ تورم اثری منفی و معنی‌دار بر نرخ بیکاری دارد که تأییدی بر صحت منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران است.

کلمات کلیدی: اندازه دولت، نرخ بیکاری، رگرسیون آستانه‌ای، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: E24، H11، H50.

Abstract:

Unemployment is one of the most important challenges of Iranian economy that affects the society and economic performance. The aim of this paper is to investigate the impact of government size on unemployment rate in Iranian economy. By using the model of Christopoulos, Loizides & Tsionas (2005), the relationship between government size and unemployment has been investigated during 1974-2012. The results of threshold model indicate that when the government size is less than 0.2484, increasing of government size has a significant negative impact on unemployment but after the mentioned threshold value, due to crowding out effect of government intervence, government size has a significant positive impact on unemployment. Also, the results of estimation show that inflation has a significant negative impact on unemployment that confirms Philips curve in Iranian economy.

Keywords: Government Size, Unemployment Rate, Threshold Regression, Iranian Economy.
JEL: E24, H11, H50.

* دانشیار اقتصاد دانشگاه مازندران
Email: saeedkarimi35@yahoo.com
** استادیار اقتصاد دانشگاه آیت‌الله بروجردی
Email: younesnademi@ut.ac.ir
*** استادیار اقتصاد دانشگاه مازندران (نویسنده مسئول)
Email: h.zobeiri@umaz.ac.ir

* Associate Professor of Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran.
** Assistant Professor of Economics, Ayatollah Boroojerdi University, Iran.
*** Assistant Professor of Economics, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran (Corresponding Author).

۱- مقدمه

بیکاری اصلی‌ترین چالش پیش روی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران به شمار می‌رود که پیامدهای نامطلوب آن تمام بخش‌های جامعه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. دلایل زیادی وجود دارد که موجب می‌شود در پی بزرگ‌تر شدن اندازه دولت، بیکاری به طور نامطلوب تحت تأثیر قرار گیرد و نرخ آن افزایش یابد.

اول اینکه بزرگ‌تر شدن دولت اثر جانشینی جبری[1] برای بخش خصوصی به ویژه سرمایه‌گذاری خصوصی ایجاد می‌کند. در نتیجهِ پیشرفت تکنولوژیکی، رشد بهره‌وری و قدرت رقابت صنایع کاهش می‌یابند و در نتیجه، بیکاری افزایش می‌یابد (آلسینا و پروتی[2]، ۱۹۹۷: ۹۲۵). دوم؛ از آنجایی‌که هر چه دولت بزرگ‌تر شود منجر به کوچک‌تر شدن نسبی بخش خصوصی می‌شود، ممکن است بیکاری ایجاد شده ناشی از بخش‌های خصوصی حذف شده، زمان زیادی طول بکشد تا در سایر بخش‌ها جذب شوند. سوم؛ دولت بزرگ‌تر دخالت‌های وسیع‌تری در تمام زمینه‌ها و از جمله قوانین و مقررات بازار کار دارد که موجب اختلال در عملکرد بازار کار می‌شود که این مسئله نیز می‌تواند منجر به افزایش بیکاری گردد. چهارم؛ هر چه دولت بزرگ‌تر شود مخارج بیش‌تری را صرف بیمه‌های تأمین اجتماعی و بیمه‌های بیکاری می‌کند و در نتیجه هزینه بیکار شدن افراد کاهش می‌یابد و این نیز می‌تواند منجر به افزایش بیکاری شود (فلدستین و پوترباً[3]، ۱۹۸٤: ۱٤۱). پنجم و مهم‌تر از همه اینکه هر چه دولت بزرگ‌تر شود مخارج بیشتر دولتی نیازمند درآمدهای مالیاتی بیش‌تری است. مالیات‌های بیش‌تر به معنی کاهش درآمد قابل‌تصرف خانوارها و با ثابت بودن سایر شرایط به معنی کاهش تقاضا است. از طرف دیگر نرخ‌های بالاتر مالیاتی منجر به کاهش سوددهی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی نیز می‌شود. بنابراین هر دو اثر می‌توانند منجر به افزایش بیکاری شوند (آلسینا و همکاران[4]، ۱۹۸٤: ۲٦).

تمامی موارد فوق گویای این است که اثر منفی اندازه دولت بر اشتغال امکان‌پذیر است. از این‌رو بر آن شدیم تا این رابطه را در ایران به شکل تجربی مورد بررسی قرار دهیم. ساختار این مقاله مشتمل بر پنج بخش است. پس از این مقدمه، در بخش دوم ادبیات تحقیق (نظری و تجربی) درباره اثرگذاری اندازه دولت بر نرخ بیکاری به‌طور اجمالی ارائه می‌شود. سپس، در بخش سوم ضمن ارائه تحلیلی از روند اندازه دولت و بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱، به تصریح مدل می‌پردازیم. پس از آن، در بخش چهارم نتایج تجربی و در نهایت در بخش پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲- پیشینه تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

از دیرباز تاکنون در ادبیات اقتصاد در خصوص دخالت دولت در فعالیت‌های اقتصادی، دیدگاه‌ها و نظریه‌های متفاوتی وجود داشته است. بحث دخالت و حضور دولت در اقتصاد به همراه تدوین علم اقتصاد و مکتب اقتصاد کلاسیک به شکل جدی مطرح شده است. از آن زمان (۱۷۷٦) تا دهه ۱۹۳۰ دو نگرش جدی از حضور دولت وجود داشته است، یکی نگرش دولت حداقل که منشأ آن مکاتب فیزیوکرات و کلاسیک بوده است و دیگری دولت حداکثر که از سوی مکتب مقابل کلاسیک‌ها یعنی مارکسیست‌ها و سوسیالیست‌ها حمایت می‌شده است (تنزی[5]، ۱۹۹۷: ٤). از دهه ۱۹۳۰ به بعد قضیه دولت در اقتصاد مختلط مطرح شد که حالت بینابین دو وضع افراط و تفریط مذکور محسوب می‌شد. تحولات مربوط به بحث دخالت دولت در اقتصاد بین دهه ۱۹۳۰ تا اواخر ۱۹٦۰ به نسبت آرام و هماهنگ با دولت در اندیشه کینزی و اقتصاد مختلط بود. در دهه ۱۹۷۰ تحولات چشمگیری در حوزه دخالت دولت در اقتصاد شکل گرفت. نقش‌آفرینی گسترده دولت در اقتصاد و شکل‌گیری دولت‌های رفاه جدید در این دوره نتایج مطلوبی به همراه نداشت و در عمل ناکارآمدی عملکرد دولت و وخامت اوضاع اقتصادی موجب شد تا بر شمار طرفداران دولت کوچک افزوده شود. به طوری‌که دهه ۱۹۸۰ نوعی چرخش عقیده علیه

1. Crowding Out Effect
2. Alesina & Perroti (1997)
3. Feldstein & Poterba (1984)
4. Alesina et al. (1984)
5. Tanzi (1997)

دولت صورت گرفت و سرانجام این تصور غلبه پیدا کرد که در حوزه اقتصاد، بخش دولت نسبت به بخش خصوصی کارایی کمتری دارد. بنابراین، از اواخر این دهه نقش دولت در اقتصاد رو به کاهش نهاد، موضوع خصوصی‌سازی به شکلی فراگیر مطرح شد و مسائل تعدیل ساختاری و آزادسازی تجاری به‌طور جدی‌تر دنبال شد (تنزی، ۱۹۹۷: ۹، هولکامب[1]، ۲۰۰۵: ۱۰۳). فقدان مطالعه کافی و اجرای عجولانه برنامه تعدیل ساختاری، سپردن امور به بخش خصوصی و کوتاه کردن دست دولت‌ها در کشورهای جهان سوم باعث بروز معضلات فراوان اجتماعی، اقتصادی و حتی سیاسی شد و شرایط حاکم بر اقتصادها به مراتب بدتر از قبل شد. به گونه‌ای که سرعت بالای اجرای تعدیلات در بستر نامناسب اقتصادی و خلأ ناشی از حذف دولت سبب شد تا تعدادی از نظریه‌پردازان تعدیل و خصوصی‌سازی در دهه ۱۹۹۰ تغییر عقیده دهند و خواهان دخالت بیشتر دولت‌ها در امور اقتصادی شوند. بنابراین، گرایش نسبت به سیاست‌های تثبیت تغییر کرد. دیگر توصیه‌ای مبنی بر حذف دولت از فعالیت‌های اقتصادی صادر نمی‌شد؛ کما اینکه در اجرای سیاست‌های تعدیل بیش از آنکه به کاربرد ابزارها (همچون خصوصی‌سازی، آزادسازی، ...) توجه شود بر دست‌یابی به ثبات اقتصادی در عین بهبود مؤلفه‌های رفاهی تمرکز شد. در این فضا، سیاست‌های تعدیل اقتصادی استحاله یافت و تحولات اقتصادی و اجتماعی با رویکرد دولت توسعه‌گرا[2] شکل گرفت که نقش اساسی این دولت‌ها، ایجاد زمینه‌ای جهت استقرار نهادها در امر توسعه است و بدون وجود این دولت‌ها با ویژگی‌های خاص خود تحول و پیشرفت کشورهای در حال توسعه ممکن نیست (همان، ۱۹۹۷: ۱۵؛ ۲۰۰۵: ۱۱۰). از ویژگی‌های این اقتصاد، رویکرد جدیدی است که نسبت به بخش عمومی اتخاذ شده است. در فضای جدید هیچ‌گونه دیدگاه حدی نسبت به دولت (گسترش بی‌رویه یا حذف کامل) مورد پذیرش نیست. در حقیقت، تجربه سال‌های متمادی بحران و تنش در اقتصاد جهان نشان داد در عین آنکه دولت (و در مجموع بخش عمومی) قادر نیست به تنهایی پاسخ‌گوی تمام مشکلات اقتصادی باشد، حذف کامل این نهاد و سپردن امور به دست بازار نیز به معنای تضعیف اقتصاد است. در فضای جدید تلاش شده است تا از هرگونه تقابل میان دولت و بازار ممانعت شود و در مقابل زمینه‌ای فراهم آید تا از نتایج مضاعف تعامل میان این دو نهاد بهره‌گیری شود. در فضای جدید اگرچه نقش بازارها پررنگ می‌شود، اما در هر کجا که لازم باشد نقش حمایت‌گر دولت وجود دارد تا از هرگونه فشار احتمالی به فعالان اقتصادی و نابرابری ممانعت شود (همان، ۱۹۹۷: ۱۵؛ ۲۰۰۵: ۱۱۰).

۲-۱-۱- رابطه اندازه دولت و نرخ بیکاری

به‌طور کلی نرخ بیکاری U به رابطه بلندمدت نرخ پیدا کردن کار (f) و نرخ از دست دادن کار[3] (s) بستگی دارد و معادله ساده شده آن با فرض حجم ثابت نیروی کار عبارت است از (هال[4]، ۱۹۷۹: ۱۵۹):

$$U = \frac{s}{s+f}$$

هرگونه افزایش در نرخ از دست دادن کار یا کاهشی در نرخ پیدا کردن کار موجب افزایش نرخ بیکاری می‌شود. بدیهی است که دولت‌های مختلف با برنامه‌های خاص بر نرخ پیدا کردن و نرخ از دست دادن کار تأثیر می‌گذارند. به عنوان مثال، فلدستین[5] (۱۹۷۸: ۸۳٤) معتقد است که بیمه بیکاری موجب کاهش نرخ پیدا کردن کار و افزایش نرخ بیکاری می‌شود. همچنین، ارائه مراقبت‌های بهداشتی عمومی که اغلب یکی از اجزای اصلی هزینه‌های دولت‌ها است تأثیر به‌سزایی در نرخ پیداکردن و نرخ از دست دادن کار دارد. کارگری که می‌داند مراقبت‌های بهداشتی بعد از ترک شغل همچنان ادامه پیدا می‌کند به احتمال زیاد تمایل به از دست دادن کار در او افزایش می‌یابد. این امر برای شخصی که کار سختی دارد، افزایش بیش‌تری می‌یابد (فلدستین و پوتربا، ۱۹۸٤: ۱٤۱). لذا تناقضی بین افزایش نرخ بیکاری و کاهش نرخ پیداکردن کار به وجود می‌آید و به عبارتی تمایل به پیدا کردن کار توسط کارگر کاهش خواهد یافت که این امر منجر به افزایش تعداد بیکاران می‌شود.

1. Holcombe (2005)
2. Development State
3. Separation Rate
4. Hall (1979)
5. Feldstein (1978)

کلیه عوامل فوق موجب افزایش در پایداری نرخ بیکاری خواهد شد. از سوی دیگر، کاراس[1] (۱۹۹۳: ۳٦۸) عنوان می‌کند که هزینه‌های مصرفی دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی و همچنین انواع هزینه‌های سرمایه‌گذاری باعث افزایش بهره‌وری و تقاضای نیروی کار و همچنین افزایش عرضه نیروی کار می‌شود. این امر موجب می‌شود نرخ پیدا کردن کار افزایش و نرخ بیکاری کاهش یابد. با این وجود افزایش هزینه‌های مصرفی دولت در بخش‌های سرمایه‌ای و زیربنایی لزوماً موجب افزایش تقاضا برای نیروی کار نمی‌شود به ویژه هنگامی‌که امکان بیرون رانی[2] در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی وجود داشته باشد. به عبارتی، با گسترش حجم فعالیت‌های دولت (افزایش سرمایه‌گذاری یا خریدهای دولت) فضا برای بخش خصوصی تنگ‌ترشده و بخش خصوصی میزان فعالیت‌های خود را کم می‌کند. با خروج سرمایه‌گذاری بخش خصوصی رشد بهره‌وری، پیشرفت‌های تکنیکی و رقابت بین‌المللی در اقتصاد کاهش می‌یابد (آلسینا و پروتی[3]، ۱۹۹۷: ۹۲۵).

از سوی دیگر، هزینه‌های دولت که به یک جزء ناکارا تبدیل شده خود سبب تخصیص نامناسب منابع و کاهش درآمد قابل‌تصرف فعالان اقتصادی و بخش خصوصی می‌گردد. از این‌رو، آنها در مورد مصرف و سرمایه‌گذاری خود عکس‌العمل نشان داده و آن را کاهش می‌دهند که این امر منجر به کاهش اشتغال و افزایش بیکاری می‌گردد. از طرف دیگر، از آنجایی‌که هر چه دولت بزرگ‌تر شود، منجر به کوچک‌تر شدن نسبی بخش خصوصی می‌شود، ممکن است بیکاری ایجادشده ناشی از بخش‌های خصوصی حذف‌شده، زمان زیادی طول بکشد تا در سایر بخش‌ها جذب شوند. ضمن اینکه دولت بزرگ‌تر دخالت‌های وسیع‌تری در تمام زمینه‌ها و از جمله قوانین و مقررات بازار کار دارد که موجب اختلال در عملکرد بازار کار می‌شود که این مسئله نیز می‌تواند منجر به افزایش بیکاری گردد. در نهایت، هر چه دولت بزرگ‌تر شود مخارج بیشتر دولتی نیازمند درآمدهای مالیاتی بیش‌تری است. مالیات‌های بیش‌تر به معنی کاهش درآمد قابل‌تصرف خانوارها و با ثابت بودن سایر شرایط به معنی کاهش تقاضا است. از طرف دیگر نرخ‌های بالاتر مالیاتی منجر به کاهش سوددهی سرمایه‌گذاری‌های خصوصی نیز می‌شود. بنابراین هر دو اثر می‌توانند منجر به افزایش بیکاری شوند (آلسینا و همکاران[4]، ۱۹۸٤: ۲٦).

تمامی موارد فوق بیانگر این است که میزان وسعت فعالیت‌های دولتی ممکن است بر نرخ بیکاری تأثیر بگذارد. لذا، سؤال این است که چه میزان بزرگی فعالیت‌های اقتصادی دولت به‌عنوان یک متغیر کلیدی تأثیرگذار بر نرخ بیکاری بهینه خواهد بود. لذا، این تحقیق به بررسی تجربی حد آستانه‌ای اندازه دولت در اقتصاد ایران می‌پردازد.

۲-۲- مطالعات تجربی

مطالعات تجربی متعددی نشان داده‌اند که افزایش اندازه دولت عملکرد بازار کار را تخریب و نرخ بیکاری را افزایش می‌دهد؛ کاراس اثر منفی افزایش اندازه دولت بر اشتغال را در میان ۸ کشور از نمونه ۱۸ کشور مورد بررسی‌اش مشاهده نمود کاراس، ۱۹۹۳: ۳٥٤. آبرامز[5] در مطالعه خود با استفاده از روش حداقل مربعات وزنی[6] به این نتیجه رسید که بین مخارج دولت و نرخ بیکاری رابطه مثبت وجود دارد (آبرامز، ۱۹۹۹: ۳۹٥). یوآن و لی[7] نتیجه مشابهی را با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[8]، برای کشور آمریکا به‌دست آوردند (یوآن و لی، ۲۰۰۰: ۱۲۳۳). کریستوپولوس و همکاران[9] رابطه بین اندازه دولت و نرخ بیکاری را در ۱۰ کشور اروپایی طی دوره ۱۹٦۱ تا ۱۹۹۹ با استفاده از روش هم‌جمعی مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که رابطه علّی یک‌طرفه‌ای بین اندازه دولت و نرخ بیکاری وجود دارد به این معنی که افزایش اندازه دولت منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود اما عکس آن صدق نمی‌کند (کریستوپولوس و همکاران، ۲۰۰٥: ۱۱۹٤).

فلدمن[10] در پژوهشی با استفاده از داده‌های آماری ۱۹

1. Karras (1993)
2. Crowding-Out
3. Alesina & Protti (1997)

4. Alesina et al. (1984)
5. Abrams (1999)
6. Weighted Least Square (WLS)
7. Yuan & Li (2000)
8. Generalized Method of Momens (GMM)
9. Christopoulos et al. (2005)
10. Feldmann (2005)

کشور توسعه‌یافته صنعتی طی سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۲ به تأثیر گسترش اندازه دولت بر افزایش نرخ بیکاری با روش حداقل مربعات تبدیل یافته GLS می‌پردازد. نتیجه حاصل نشان می‌دهد که افزایش اندازه دولت به‌احتمال قوی به افزایش نرخ بیکاری در جامعه منجر می‌شود، همچنین این اثر بر بیکاری زنان و کارگران ساده[1] به‌طور محسوسی بیش‌تر است (فلدمن، ۲۰۰۵: ٤٧).

فلدمن در مدل رگرسیونی خود که دربرگیرنده اطلاعات آماری ۵۲ کشور در حال توسعه است، بر اثر نامطلوب افزایش اندازه دولت بر نرخ بیکاری متمرکز می‌شود. نتایج حاصل از پژوهش وی حاکی از آن است که با افزایش اندازه دولت نرخ بیکاری در کل، در جوانان و در بانوان افزایش می‌یابد (فلدمن، ۲۰۰۸: ۲۸۹).

وانگ و آبرامز در مطالعه خود با استفاده از مدل پانل تصحیح خطا[2] به بررسی پویایی کوتاه‌مدت و عوامل تعیین‌کننده نرخ بیکاری در بلندمدت برای ۲۰ کشور عضو OECD طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۹۹ پرداختند. نتایج ایشان حاکی از اثر مثبت و معنادار اندازه دولت بر نرخ بیکاری تعادل پایدار[3] است (وانگ و آبرامز، ۲۰۱۱: ۱).

همچنین، بر طبق بسیاری از مطالعات تجربی دیگر افزایش اشتغال دولتی منجر به کاهش اشتغال کل می‌شود؛ به‌عنوان مثال شواهد تجربی ۱۷ کشورOECD نشان می‌دهد که به طور متوسط با ایجاد هر ۱۰۰ شغل در بخش عمومی حدوداً ۱۵۰ شغل در بخش خصوصی حذف می‌شود. که این امر منجر به کاهش نرخ مشارکت و افزایش تعداد بیکاران در حدود ۳۳ نفر می‌شود (آلگان و همکاران[4]، ۲۰۰۲: ۷).

مالی و موتوس[5]، (۱۹۹۶: ۲۸۹) به نتایج مشابهی برای کشورهای آلمان، ژاپن، آمریکا و سوئد، و دمکاس و کنتولمیس[6]، (۲۰۰۰: ٤٧) برای یونان دست یافتند.

همچنین، بسیاری از مطالعات در زمینه اثر مالیات‌ها بر نرخ بیکاری نشان می‌دهند که بار مالیاتی بیش‌تر منجر به افزایش نرخ بیکاری می‌شود؛ نیکل و همکاران[7] با بررسی کشورهای OECD به این نتیجه رسیدند که ۱۰ درصد افزایش نرخ مالیات منجر به ۱ درصد افزایش نرخ بیکاری در بلندمدت می‌شود (نیکل و همکاران، ۲۰۰۵: ۱).

بر طبق داوری و تابلینی[8] افزایش نرخ مالیات نیروی کار حداقل مسئول نیمی از افزایش نرخ بیکاری اروپا طی اواسط دهه ۱۹٦۰ تا اواسط دهه ۱۹۹۰ است (داوری و تابلینی، ۲۰۰۰: ٤٧). اگرچه اسکارپتا[9] هیچ رابطه معناداری بین مالیات نیروی کار و نرخ اشتغال کل پیدا نکرد اما اثر منفی مالیات را در نرخ بیکاری بلندمدت[10] مشاهده نمود (اسکارپتا، ۱۹۹٦: ٤٣).

در ایران نیز علی‌پور و همکاران به بررسی اثر اندازه دولت بر رشد اشتغال ایران طی سال‌های ۱۳۵۵-۱۳۹۰ پرداخته‌اند. نتایج مدل آنها نشان داده است که اندازه دولت اثری منفی بر اشتغال داشته است (علی‌پور و همکاران، ۱۳۹۲: ٦۳).

۳- متدولوژی

۳-۱- تصریح مدل

برای بررسی اثر اندازه دولت بر نرخ بیکاری مدل کریستوپولوس و همکاران، (۲۰۰۵: ۱۱۹۵) به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$UN_t=\alpha+\beta GSI_t+\gamma GSC_t+\lambda X_t+U_t \qquad (۱)$$

در معادله فوق UN_t نرخ بیکاری، GSI_t نسبت مخارج سرمایه‌گذاری دولت به تولید ناخالص داخلی، GSC_t اندازه مخارج مصرفی و X_t بردار متغیرهای کنترل است که شامل رشد اقتصادی (Growth)، نرخ تورم بر اساس شاخص CPI (PE_t)، رشد درآمدهای نفتی و وقفه بیکاری می‌شود. U_t نیز جزء اخلال است. برای برآورد مدل از داده‌های بانک مرکزی و مرکز آمار ایران برای بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۳ استفاده شده است.

1. Low Skilled Worker
2. Panel Error Correction Model
3. Steady-State Unemployment Rate
4. Algan et al. (2002)
5. Malley & Moutos (1996)
6. Demekas & Kontolemis (2000)
7. Nickell et al. (2005)
8. Daveri & Tabellini (2000)
9. Scarpetta (1996)
۱۰. منظور از نرخ بیکاری بلندمدت نسبت افرادی که بیشتر از ۱۲ ماه بیکار هستند به کل نیروی کار می‌باشد.

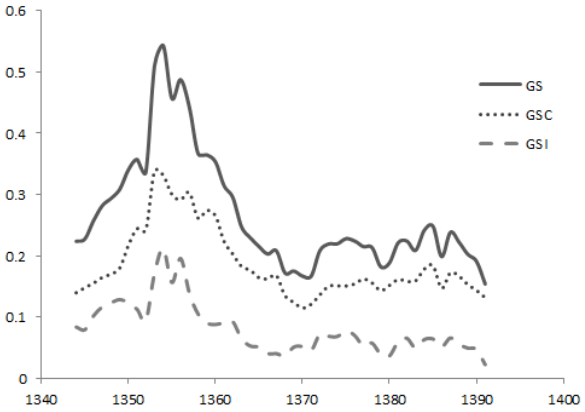
۳-۲- توصیف داده‌ها

۳-۲-۱- بررسی روند اندازه دولت در اقتصاد ایران

روند اندازه دولت در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳٤٤ تا ۱۳۹۱ چه به صورت کل و چه به صورت اجزای جاری و عمرانی از نوسانات قابل‌توجهی برخوردار بوده است که در نمودار ۱ این نوسانات به خوبی نشان داده شده است.

همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود در سال ۱۳۵۳ مخارج دولت یکباره به میزان ۱۵۱۱,۳۰ میلیارد ریال جهش‌یافته که نسبت به سال قبل از آن ۱٦۲ درصد رشد داشته است. دلیل آن نیز افزایش بسیار زیاد قیمت نفت و انتقال آن در برنامه بودجه کشور در آن سال است. این روند افزایشی تا سال ۱۳٥٦ ادامه می‌یابد به طوری‌که میانگین رشد مخارج دولت در دوره ٥۷-۱۳٤۷برابر ۳۷,۰۸ درصد است (جدول ۱). با توجه به افزایش متوسط سالانه ۲٦,٥۱ درصدی تولید ناخالص داخلی به قیمت جاری در همین دوره متوسط اندازه دولت طی دهه ٥۷-۱۳٤۷ برابر با ٤۳,٦ درصد بوده است. از اواخر دوره قبل از انقلاب (۱۳٥٦) به دلیل افزایش ظاهراً محدود مخارج بودجه عمومی دولت، نسبت مخارج عمومی دولت به محصول ناخالص داخلی روندی نزولی داشته و از ٤۹ درصد در سال ۱۳٥٦ به ۲۱ درصد در سال ۱۳٦۷ کاهش یافته است. در مجموع، در دوره ٦۷-۱۳٥۸ متوسط اندازه دولت ۲۸,۰۱ درصد بوده که نسبت به دوره ۱۳٥۷-۱۳٤۷ از کاهش قابل‌توجهی برخوردار بوده است (جدول و نمودار ۱).

بعد از پایان جنگ تحمیلی و تدوین اولین برنامه توسعه بعد از انقلاب، کل مخارج بودجه عمومی دولت طی برنامه اول (۱۳۷۲-۱۳٦۸) از ٤۳۱٦,۷ میلیارد ریال به ۲۰۸۸٦,۹ میلیارد ریال بالغ گردید که حاکی از نرخ رشد متوسط سالانه معادل ٤۰,۷۱ درصد است (جدول ۱). طی همین مدت تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری با نرخ رشد متوسط سالانه ۳۸,۱ درصد در سال ۱۳۷۲ به ۱۰۰۱۲٤ میلیارد ریال بالغ گردید. متوسط نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی از ۲۸,۰۱ درصد در دوره ٦۷-۱۳٥۷ به ۱۷,۸درصد در دوره ۷۲-۱۳٦۸ کاهش یافته است (جدول و نمودار ۱).



* GS عبارت است از اندازه مخارج کل دولت، GSC عبارت است از اندازه مخارج جاری دولت و GSI عبارت است از اندازه مخارج عمرانی دولت

نمودار (۱): روند اندازه دولت (برحسب مخارج کل، مخارج جاری و مخارج عمرانی)

جدول (۱): متوسط رشد مخارج و اندازه دولت در دوره‌های متفاوت

	متوسط اندازه دولت G/GDP	متوسط رشد تولید ناخالص داخلی (به قیمت جاری)	متوسط رشد مخارج کل دولت
دوره ۴۷ - ۵۷	۴۳.۶	۲۶.۵۱	۳۷.۰۸
دوره ۶۷-۵۸	۲۸.۰۱	۱۵.۴۱	۷.۱۲
برنامه اول (۷۲ -۶۸)	۱۷.۸	۳۸.۱	۴۰.۷۱
برنامه دوم (۷۸-۷۴)	۲۲.۰۲	۲۷.۴۲	۲۶.۹۶
برنامه سوم (۸۳-۷۹)	۲۰.۵	۲۷.۶	۲۷.۸۶
برنامه چهارم(۸۴-۸۸)	۲۳	۱۹.۸۸	۲۲.۷۷
دوره ۹۱-۸۹	۱۸.۲۶	۲۴.۴۵	۱۱.۰۸

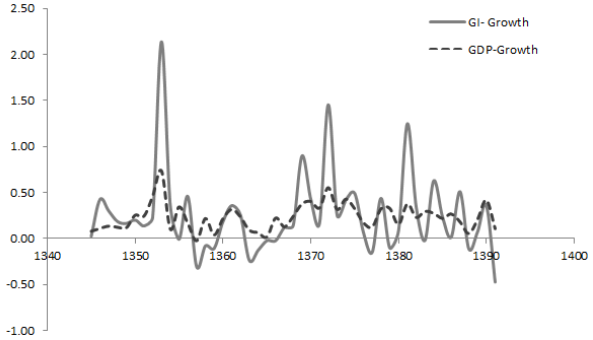
*** مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**

عملکرد برنامه دوم توسعه (۱۳۷۸-۱۳۷٤) حاکی از آن است که مخارج کل دولت در دوره ۷۸-۱۳۷٤ از رشد متوسط سالانه ۲٦,۹٦ درصد برخوردار است (جدول۱). طی همین دوره تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری با رشد متوسط سالانه ۲۷,٤۲ درصد در سال ۱۳۷۸ به ٤۳٤۳۸٥ میلیارد ریال بالغ گردید. بدین ترتیب، نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی که در دوره برنامه اول ۱۷,۸ درصد بوده، در دوره برنامه دوم به ۲۲,۰۲ درصد افزایش یافته است.

مخارج کل دولت طی برنامه سوم توسعه (۱۳۸۳-۱۳۷۹) از رشد متوسط سالانه معادل ۲۷,۸٦ درصد برخوردار بود و به ۳۰٤۲۲۹,٤ میلیارد ریال رسید. طی همین دوره رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری معادل ۲۷,٦ درصد بوده که با توجه به آن نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص

داخلی از ۲۲,۰۲ درصد در دوره برنامه دوم به ۲۰,۰۵ درصد در دوره برنامه سوم کاهش یافت. اما مجدداً طی برنامه چهارم با رشد متوسط ۲۲,۷۷ درصدی مخارج دولت در سال و رشد متوسط ۱۹,۸۸درصدی تولید ناخالص داخلی به قیمت‌های جاری، اندازه دولت به ۲۳ درصد افزایش یافت (جدول و نمودار ۱).

متوسط نرخ رشد مخارج دولت از ۲۲,۷۷ درصد طی برنامه چهارم به ۱۱,۰۸ درصد در دوره ۱۳۹۱-۱۳۸۹ کاهش یافت. افزایش تحریم‌های اقتصادی و محدودیت‌های مالی دولت طی این دوره را می‌توان از دلایل اصلی این کاهش ذکر کرد. کاهش نرخ رشد مخارج دولت همراه با افزایش نرخ رشد تولید به قیمت‌های جاری -به علت افزایش قابل‌توجه سطح عمومی قیمت‌ها طی این دوره- منجر به کاهش اندازه دولت به ۱۸,۲٦ درصد طی دوره ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۱ گردید.



نمودار (۲): رشد اقتصادی و رشد مخارج عمرانی دولت طی دوره ۱۳٤٤-۱۳۹۱

*** مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران**

نمودار شماره ۲ نیز نشان می‌دهد طی دوره ۱۳٤٤ تا ۱۳۹۱ رشد مخارج دولت با رشد تولید ناخالص داخلی همسو و هم‌جهت بوده و در برخی از سال‌ها به‌خصوص از اواسط دهه ۷۰ به بعد نرخ آن بیش از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی (به قیمت اسمی) بوده است.

۳-۲-۲- بررسی روند نرخ بیکاری و نرخ مشارکت در اقتصاد ایران

معضل بیکاری در کشور یکی از چالش‌های اساسی مورد بحث در سال‌های اخیر بوده است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود نرخ بیکاری در ایران طی سال‌های ۱۳٤۵ تا ۱۳٦۵ علی‌رغم کاهش نرخ مشارکت[1] روندی افزایشی را تجربه نموده است. همان‌گونه که در جدول شماره ۲ مشاهده می‌شود از سال ۱۳٤۵ تا سال ۱۳۷۵ به مدت ۳۰ سال نرخ مشارکت در بازار کار از سیر نزولی برخوردار بوده است به نحوی‌که از ٤٦ درصد در سال ۱۳٤۵ به حدود ۳۵ درصد در سال ۱۳۷۵ رسیده است. علت اصلی این کاهش ۱۱ درصدی در نرخ مشارکت را می‌توان در افزایش سریع جمعیت در محدوده سنی ۱۰ تا ۲۰ سال، گسترش پوشش تحصیلی و کاهش نرخ مشارکت نیروی کار زنان در این دوره جست. اما پس از آن شاهد روند افزایشی نرخ مشارکت نیروی کار هستیم، به طوری‌که در سال ۱۳۸۰ این نرخ به ۳٦,۵ درصد و در سال ۱۳۸۵ به فراتر از ۳۷ درصد افزایش یافته است. از دلایل اصلی افزایش نرخ مشارکت می‌توان به افزایش ورود زنان به بازار کار و افزایش رشد جمعیت جوان (در محدوده سنی ۲۰ تا ۳۰ سال) اشاره کرد. افزایش نرخ مشارکت در دوره پنج‌ساله منتهی به سال ۱۳۸۰ عرضه نیروی کار را در این سال‌ها به‌شدت افزایش داده به گونه‌ای که رشد عرضه کار از رشد تقاضای کار پیشی گرفته و نرخ بیکاری از ۸,۸ درصد در سال ۱۳۷۵ به ۱٤,۷درصد در سال ۱۳۸۰ رسیده است. پس از آن، نرخ بیکاری کاهش‌یافته و به حدود ۱۱,۳ درصد در سال ۱۳۸۵ رسیده است. اما مجدداً نرخ تا سال ۱۳۹۱ به ۱۲,۲ درصد افزایش می‌یابد.

جدول (۲): نرخ مشارکت و نرخ بیکاری طی سال‌های مختلف در ایران

نرخ مشارکت (درصد)	نرخ بیکاری (درصد)	سال
٤٦/۱۳	.....	۱۳٤۵
٤۲/۵۹	۱۰/۲	۱۳۵۵
۳۹/۱٦	۱٤/۱	۱۳٦۵
۳۸/۱۲	۱۱/۱	۱۳۷۰
۳۵/۳	۸/۸	۱۳۷۵
۳٦/۵۲	۱٤/۷	۱۳۸۰
۳۷/۹۸	۱۱/۳	۱۳۸۵
۳۵/۸	۱۲/۳	۱۳۹۰
۳٦/۵	۱۲/۲	۱۳۹۱

*** مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی و مرکز آمار ایران**

۱. نرخ مشارکت عبارت است از نسبت جمعیت فعال (شاغل و بیکار) ۱۰ ساله و بیش‌تر (یا ۱۵ ساله و بیش‌تر) به جمعیت در سن کار، ۱۰ساله و بیش‌تر (یا ۱۵ ساله و بیش‌تر)، ضرب در ۱۰۰.

به این ترتیب، نرخ بیکاری در سال ۱۳۸۰ نسبت به سال ۱۳۵۵ بیش از ٤,٦ برابر افزایش یافته است و این در حالی است که نرخ مشارکت نیروی کار در طول این دوره نزدیک به ٦ درصد کاهش داشته است. به عبارت دیگر، اگر نرخ مشارکت نیروی کار مشابه سال ۱۳۵۵ می‌بود و از آنجا که ظرفیت اشتغال‌زایی کل اقتصاد به مشاغل ایجاد شده محدود شده است، نرخ بیکاری به بیش از ١٦,٦درصد می‌رسید[1]. اگر این مسئله با کاهش بهره‌وری نیروی کار (که گویای رشد بیکاری پنهان است) به‌طور یکجا مورد مطالعه قرار گیرد، شکنندگی بازار کار به‌خوبی مشخص می‌گردد. نرخ مشارکت جمعیت فعال در سال ۱۳۹۱ ٣٦,٥ درصد است. این در حالی است که طبق داده‌های مرکز آمار ایران رشد جمعیت جوان در محدوده ۲۰ تا ۳۰ سال که عمدتاً از تحصیل نیز فارغ شده‌اند، در این سال‌ها کماکان ادامه دارد. لذا، توضیح این نکته ضروری است که نحوه تعریف و محاسبه نرخ بیکاری در آمار منتشر شده در سال‌های مختلف مؤثر است[2]. مثلاً افرادی که در دوره آمارگیری، به هر دلیلی فعالانه به جستجوی کار نرفته باشند، اساساً جزء نیروی کار و بیکار محسوب نمی‌شوند. در اینجا فعالانه مفهومی است که قابلیت تعابیر و تفاسیر گوناگونی دارد و می‌تواند در برآورد میزان جمعیت فعال و نرخ بیکاری مؤثر باشد. به عنوان مثال چنانچه فردی شش ماه به دنبال کار دویده باشد و شغلی نیافته باشد و سپس به دلیل ناامیدی از یافتن شغل، جستجوی فعالانه برای کار را موقتاً رها کرده باشد، به عنوان جمعیت فعال و در نتیجه به عنوان بیکار محسوب نخواهد شد. بنابراین به نظر می‌رسد این کاهش قابل‌توجه در نرخ مشارکت، عمدتاً به دلیل بروز خطای آماری در برآوردها رخ داده و لذا نرخ بیکاری رسمی کمتر از حد برآورد شده است.

٤- تحلیل نتایج

٤-١- برآورد مدل

ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد می‌پردازیم تا مانایی یا عدم مانایی متغیرها را بدست آوریم. نتایج آزمون فیلیپس پرون حکایت از مانایی کلیه متغیرهای مدل دارد. دلیل استفاده از این آزمون، وجود شکست‌های ساختاری در متغیرهای مدل به دلایلی همچون انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی بوده است. نتایج این آزمون در جدول ۳ گزارش شده است.

جدول (۳): آزمون فیلیپس پرون برای بررسی وجود ریشه واحد

متغیر	*P-Value*	فرضیه صفر آزمون فیلیپس- پرون	نتیجه آزمون
بیکاری	۰/۰٤٥	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
اندازه دولت	۰/۰٤٨	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
اندازه مخارج جاری	۰/۰٤٩	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
اندازه مخارج عمرانی	۰/۰٤٤	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
رشد اقتصادی	۰/۰۰	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
تورم	۰/۰۰	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
وقفه اول بیکاری	۰/۰٤٥	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)
رشد درآمدهای نفتی	۰/۰۰	وجود ریشه واحد	رد فرضیه صفر (مانایی)

*** مأخذ: محاسبات تحقیق**

معادله ۱ تحت مدل دو رژیمی آستانه‌ای به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$UN_t = \alpha + \beta GSI_t + \gamma GSC_t + \lambda X_t + A(Z_t > h)\,[\beta' GSI_t + \gamma' GSC_t] + U_t \qquad (۲)$$

$$A(Z_t > h) = \begin{cases} 1 & if \quad Z_t > h \\ 0 & if \quad Z_t \le h \end{cases}$$

ارزش حد آستانه h از برآورد معادلات بالا به دست می‌آید بدین ترتیب که مجموع مجذور خطاها را در معادلات بالا مینیمم کند. در این مقاله از متغیر آستانه‌ای اندازه دولت یا همان نسبت کل مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است.

۱. فصل دوم مبانی نظری و مستندات برنامه چهارم توسعه، عملکرد گذشته حوزه‌های کلان، بازار کار.

۲. برای آگاهی بیشتر از تعریف بیکاری در سال‌های مختلف به مرکز آمار ایران www.amar.org مراجعه شود.

در اغلب موارد مقدار آستانه‌ای ناشناخته است و می‌بایست در کنار سایر پارامترهای مدل برآورد شود. چان[1] (۱۹۹۳: ۵۲۵) روشی را برای حصول به برآوردی سازگار از مقدار آستانه ارائه داده است. در این روش برای به‌دست آوردن مقدار آستانه، برای هر مقدار ممکن آستانه، یک رگرسیون به شکل معادله ۲ تخمین زده می‌شود. برای هر رگرسیون مجموع مجذور مربعات S(h) محاسبه می‌شود. آستانه h متغیری است که S(h) را حداقل می‌کند (نادمی، ۱۳۸۸: ۷۹).

٤-۲- آزمون خطی بودن

فرض صفر خطی بودن برای معادله ۲ عبارت است از اینکه حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی است که در مقابل این فرض، فرض وجود حد آستانه و در نتیجه وجود مدل غیرخطی قرار دارد.

هانسن[2] (۱۹۹٦: ٤۱۹) روش خودپردازی[3] را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون پیشنهاد می‌کند که ما نیز در این مقاله از آن استفاده کرده‌ایم.

روش خودپردازی به‌صورت زیر اجرا می‌شود:

۱- در مرحله اول یک نمونه از اعداد تصادفی با میانگین صفر و واریانس ۱ را تولید کرده و $\eta_t = NID(0,1)$ و $X_t^* = \hat{e}_t \eta_t$ را تعریف می‌نماییم.

۲- X_t^* را روی $\alpha+\beta GSI_t+\gamma GSC_t+\lambda X_t$ در معادله ۲ برای بدست آوردن مجموع مقید مجذورات باقیمانده‌ها و $\tilde{S}^*$ رگرس می‌نماییم.

۳- X_t^* را روی $\alpha+\beta GSI_t+\gamma GSC_t+\lambda X_t+A(Z_t>h)[\beta' GSI_t+\gamma' GSC_t]$ برای بدست آوردن مجموع غیر مقید مجذورات باقیمانده‌ها، $S^*(h)$ رگرس می‌نماییم.

٤- $w^*(\gamma)=\frac{T(S_0-S_1(\hat{\gamma}))}{S_1(\hat{\gamma})}$ را محاسبه می‌کنیم، که در آن T تعداد مشاهدات و $W^*=\sup W^*(\gamma)$ است.

مراحل یک تا چهار را B بار تکرار کرده و آمار محاسباتی متناظر با تکرار b ام را با w_b^* نشان می‌دهیم.

$$p-value=(1/B)*\sum_{b=1}^{B} L(w_b^*>w)$$

پس از انجام فرآیندهای ذکر شده و تکرار آنها و بدست آوردن آماره مورد نظر می‌توان فرض صفر خطی بودن الگو را مورد آزمون قرارداد.

نتایج نهایی آزمون خودپردازی برای آزمون فرضیه خطی بودن در مقابل فرض وجود الگوی حد آستانه‌ای در جدول زیر برای معادله ۲ نشان داده شده است:

جدول (٤): نتایج آزمون خودپردازی

نتیجه آزمون	مقادیر بحرانی در سطح ۱۰٪	مقادیر بحرانی در سطح ۵٪	مقادیر بحرانی در سطح ۱٪	مقدار آماره χ^2 محاسبه شده	متغیر آستانه
رد فرض H_0	-۳/۳۹	-٤/۷۸	-۵/۲۵	-۷/٤۵	GS

*** مأخذ: محاسبات تحقیق**

بنابر نتایج آزمون فوق به این نتیجه می‌رسیم که فرض صفر خطی بودن در سطوح خطای ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪ رد می‌شود. بنابراین معادله ۲ دارای حد آستانه می‌باشند.

٤-۳- آماره نسبت درستنمایی (ساختن فاصله اطمینان برای حد آستانه)

$$LR_n(h)=LR_n(\hat{h})\left[1+\frac{LR_n}{n}\right]$$

با استفاده از معادله نسبت درستنمایی و مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط هانسن در جدول ۵ به محاسبه مقادیر بحرانی برای مجموع مجذورات خطاها می‌پردازیم. این مقادیر حدودی را برای مجموعه مجذورات خطاها محاسبه می‌کند که اگر مجموعه مجذورات خطاهای متناظر با هر مقدار بالقوه برای پارامتر آستانه از آن عبور نماید، دیگر نمی‌توان آن مقدار را به عنوان حد آستانه‌ای پذیرفت. به عبارت دیگر تا چه حد انحراف پارامتر آستانه از مقدار برآورد شده، مقدار مجموع مجذورات باقی‌مانده را به‌طور معنی‌داری تغییر نمی‌دهد.

جدول (۵): مقادیر بحرانی هانسن

	۰,۸۰	۰,۸۵	۰,۹۰	۰,۹۲۵	۰,۹۵	۰,۹۷۵	۰,۹۹
$P(\xi \le x)$	٤,۵۰	۵,۱۰	۵,۹٤	٦,۵۳	۷,۳۵	۸,۷۵	۱۰,۵۹

***مأخذ: هانسن (۱۹۹٦)**

1. Chan (1993)
2. Hansen (1996)
3. Bootstrapping

در ابتدا با استفاده از معادله نسبت درستنمایی و چند تبدیل ریاضی ساده، مقادیر بحرانی مجموع مجذورات خطاها را برحسب آماره نسبت درست نمایی و تعداد مشاهدات محاسبه می‌کنیم.

جدول (٦): فاصله اطمینان برای آستانه

وضعیت معنی‌داری	مقدار حد آستانه	حد بالای فاصله اطمینان	حد پایین فاصله اطمینان	متغیر آستانه
معنی‌دار	۰/۲٤۸٤	۰/۲٥٤۲	۰/۱۸٤٥	GS

***مأخذ: محاسبات تحقیق**

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که مقدار برآورد شده برای حد آستانه معنی‌دار است و درون فاصله اطمینان قرار دارد.

٤-٤- نتایج برآورد مدل آستانه‌ای

نتایج برآورد مدل آستانه‌ای به شرح زیر است

جدول (۷): نتایج برآورد مدل آستانه‌ای

رژیم متغیر	GS≤0.2484	GS>0.2484
عرض از مبدأ	**۹/٦۷	-
GSI	**-۳٤/۲۹	***-۰/۰۹
GSC	۱/٦۲	-۹/٥٤
PE	**-۰/۰٤٤	-
Growth	*-۳/۷٦	-
Growth-Oil	۰/۲۸	-
UN(-1)	*۰/۰٤۲	-

علامت * بیانگر معنی‌داری ضریب متغیر مربوطه در سطح خطای ۱۰٪، علامت ** معنی‌داری در سطح ۵٪ و علامت*** معنی‌داری در سطح خطای ۱٪ است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

خلاصه نتایج برآورد شده مدل آستانه‌ای به‌صورت زیر است:

۱- تا وقتی اندازه مخارج دولت کمتر از ۰/۲٤۸٤ باشد، افزایش اندازه مخارج عمرانی دولت باعث کاهش قابل‌توجه نرخ بیکاری شده است اما پس از حد آستانه‌ای مذکور، اثر اندازه مخارج عمرانی بر کاهش نرخ بیکاری به میزان قابل‌توجهی کاهش یافته است که می‌تواند از تبعات اثر ازدحامی فعالیت‌های گسترده دولت باشد که فضا را بر بخش خصوصی تنگ‌تر نموده است. همچنین بازدهی نزولی در فعالیت‌های دولت بزرگ‌تر، موجب تخصیص غیربهینه و اتلاف بخشی از منابع موجود در اقتصاد می‌شود.

۲- افزایش اندازه مخارج جاری دولت اثر معنی‌داری بر نرخ بیکاری در دو رژیم دولت بزرگ و کوچک نداشته است که می‌توان آن را به وجود پدیده بیماری هلندی نسبت داد. به عبارت دیگر افزایش مخارج جاری دولت که از تزریق درآمدهای نفتی حاصل شده است تنها منجر به افزایش سطح تقاضای کل می‌شود بدون آنکه سطح تولید یا عرضه کل را تغییر دهد لذا نمی‌تواند در ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری مؤثر باشد بلکه حتی منجر به ایجاد تورم در اقتصاد نیز می‌شود و این تورم از طریق افزایش‌های تولید در نهایت می‌تواند رکود اقتصادی را نیز در پی داشته باشد.

۳- نتایج نشان می‌دهد که افزایش نرخ تورم منجر به کاهش نرخ بیکاری شده است که تأییدی بر صحت منحنی فیلیپس در اقتصاد ایران است.

٤- ضریب رشد اقتصادی نیز نشان می‌دهد که افزایش رشد اقتصادی منجر به کاهش نرخ بیکاری در اقتصاد ایران می‌شود که امری واضح و روشن تلقی می‌گردد.

٥- متغیر رشد درآمدهای نفتی نیز تأثیر معنی‌داری بر کاهش نرخ بیکاری نداشته است زیرا رشد درآمدهای نفتی عمدتاً منجر به اتخاذ سیاست‌های عامه‌پسند و افزایش مخارج جاری دولت شده است و این درآمدها کمتر در امور زیربنایی خرج شده‌اند. این پدیده را در چارچوب تئوری نفرین منابع می‌توان تفسیر نمود که سوء مدیریت درآمدهای نفتی و ترجیح عقلانیت سیاسی بر اقتصادی نتوانسته است موجبات رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم نماید.

٦- نتایج نشان می‌دهد که وقفه اول بیکاری تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ بیکاری در دوره جاری داشته است.

۷- نتایج آزمون‌های تشخیصی بیان‌گر عدم خودهمبستگی، تصریح رضایت‌بخش الگوها و همسانی واریانس پسماندها است. ضریب تعیین مدل نیز ٦۰ درصد حاصل شده است که نشان می‌دهد متغیرهای مدل تا حد قابل قبولی تغییرات متغیر وابسته را توضیح داده‌اند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از این مقاله بررسی اثر اندازه دولت بر نرخ بیکاری در اقتصاد ایران بوده است. برای این منظور از مدل کریستوپولوس وهمکاران (۲۰۰۵: ۱۱۹۵) جهت برآورد رابطه اندازه دولت و بیکاری در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۳ استفاده گردید. نتایج برآورد مدل آستانه‌ای در این تحقیق نشان می‌دهد تا وقتی اندازه مخارج دولت کمتر از ۰/۲٤۸٤ باشد، افزایش اندازه مخارج عمرانی دولت باعث کاهش قابل توجه نرخ بیکاری شده است اما پس از حد آستانه‌ای مذکور، اثر اندازه مخارج عمرانی بر کاهش نرخ بیکاری به میزان قابل‌توجهی کاهش یافته است که می‌تواند از تبعات اثر ازدحامی فعالیت‌های گسترده دولت باشد که فضا را بر بخش خصوصی تنگ‌تر نموده است. همچنین بازدهی نزولی در فعالیت‌های دولت بزرگ‌تر، موجب تخصیص غیر بهینه و اتلاف بخشی از منابع موجود در اقتصاد می‌شود. با توجه به نتایج مذکور، کوچک‌تر شدن اندازه دولت در اقتصاد ایران می‌تواند به عنوان ابزاری در جهت کاهش بیشتر نرخ بیکاری مدنظر قرار گیرد. در این راستا، فراهم کردن بسترهای ساختاری و نهادی در جهت تمرکززدایی و کاهش تصدی‌گری دولت از یک‌طرف و توانمندسازی بخش خصوصی از طرف دیگر، ضرورتی اساسی محسوب می‌شود.

منابع

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

شاه‌آبادی، ابوالفضل و خانی، زهرا (۱۳۹۱). بررسی رابطه علّی بهره‌وری کل عوامل و نرخ بیکاری در اقتصاد ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۷، ۳۲-۲۱.

علی‌پور، بهزاد؛ پدرام، مهدی و مجدمی، سهیلا (۱۳۹۳). بررسی تأثیر کوتاه مدت و بلند مدت اندازه دولت بر رشد اشتغال ایران طی سال‌های ۹۰-۱۳۵۵ (با استفاده از آزمون کرانه‌ها). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ١٤، ٧٤-٦٣.

نادمی، یونس (۱۳۸۸). اثرات حد آستانه‌ای مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی دانشگاه تهران.

Abrams, B. A. (1999). The Effect of Government Size on The Unemployment Rate. *Public Choice*, 99(3–4), 395–401.

Alesina, A. and Perotti, R. (1997). The Welfare State and Competitiveness. *American Economic Review*, 87(5), 921-939.

Alesina, A., Ardagna, S., Perotti, R. & Schiantarelli, F. (1984). Fiscal Policy, Profits, and Investment. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper 7207.

Algan, Y., Cahuc, P. & Zylberberg, A. (2002). Public Employment and Labour Market Performance. *Economic Policy*, 34, 7–65.

Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of The Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520-533.

Christopoulos, K., Loizides, J. & Tsionas, G. (2005). The Abrams Curve of Government Size and Unemployment: Evidence from Panel Data. *Applied Economics*, 37(10), 1193-1199.

Daveri, F. & Tabellini, G. (2000). Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries. *Economic Policy*, 15(30), 47-104.

Demekas, D. G. & Kontolemis, Z. G. (2000). Government Employment and Wages and Labour. *Economic Policy*, 30, 47–104.

Feldmann, H. (2005). Labour Market Institutions and Labour Market Performance in Transition Countries. *Post-Communist Economies*, 17(1), 47-82.

Feldmann, H. (2008). Government Size and Unemployment in Developing Countries. *Applied Economic Letters*, 17 (3), 289-292.

Feldstein, M. (1978). The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment. *American Economic Review*, 68(5), 834-846.

Feldstein, M. & Poterba, J. (1984). Unemployment Insurance and Reservation Wages. *Journal of Pulic Economics*, 23, 141-167.

Hall, R. E. (1979). A Theory of the Natural Rate of Unemployment and the Duration of Unemployment. *Journal of Monetary Economics*, 5(2), 153-169.

Hansen, B. E. (1996). Inference when a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis. *Econometrica*, 64(2), 413-430.

Holcombe, R. (2005). Government Growth in the Twenty-First Century. *Public Choice*, 124, 95–114.

Karras, G. (1993). Employment and Output Effects of Government Spending: Is Government Size Important?. *Economic Inquiry*, 31(3), 354–369.

Malley, J. & Moutos, T. (1996). Does Government Employment "Crowd-Out" Private Employment? Evidence from Sweden. *Scandinavian Journal of Economics*, 98(2), 289–302.

Nickell, S., Nunziata, L. & Ochel, W. (2005). Unemployment in the OECD since the 1960s. *The Economic Journal*, 115(500), 1-27.

Scarpetta, S. (1996). Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study. *OECD Economic Studies*, 26, 43–98.

Tanzi, V. (1997). The Changing Role of the State in the Economy. *International Monetary Fund*, IMF working paper, 114.

Wang, S. & Abrams, B. A. (2011). The Effect of Government Size on the Steady-State Unemployment Rate: A Dynamic Perspective. *University of Delaware Working Paper*, 2011-12.

Yuan, M. & Li, W. (2000). Dynamic Employment and Hours Effects of Government Spending Shocks. *Journal of Economic Dynamics and Contro*l, 24(8), 1233–1263.

پیوست

برنامه‌نویسی مدل تحقیق در نرم‌افزار Eviews

```
'delete tab
MATRIX(100,1) RES
'.....best threshold
smpl @all
scalar maxr2=0
for !t= 0.17 to 0.48 step 0.0001
equation eq1.ls un=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth+( gs>!t)*(c(5)*gsc+c(7)*gsi)
RES(100,1)=eq1.@r2
if eq1.@r2>maxr2 then
  maxr2=eq1.@r2
 !threshold=!t
scalaryyyyyy=!threshold
endif
next !

'.....f &ki square statistics
equation eq1.ls un=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth+( gs>!t)*(c(5)*gsc+c(7)*gsi)
equation eq2.ls  un=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth
'makeresids
eq1.makeresids residuals
'!a is number of restrictions
!a=1
```

```
scalar f=39*(eq2.@se^2-eq1.@se^2)/eq1.@se^2
scalarki=f/!a

'.....................................................
!n=100
vector(!n,1) res_f
vector(!n,1) res_k
!y=0
smpl @all
for !i=1 to !n
!y=!y+1
genryy=nrnd*residuals

'.....................................................supremum:k& f which is the same az supremum:R2
smpl @all
scalar maxr2=0
!min=!threshold-0.01
!max=!threshold+0.01
for !t= !min to !max step 0.001
equation eq_test1.ls yy=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth+( gs>!t)*(c(5)*gsc+c(7)*gsi)
if eq_test1.@r2>maxr2 then
  maxr2=eq_test1.@r2
  !th=!t
endif
next !t

'.....................................................
equation eq_test1.ls yy=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth+( gs>!t)*(c(5)*gsc+c(7)*gsi)
equation eq_test2.ls yy=C(1) + C(2)*gsc+c(6)*gsi+ C(3)*inf+ C(4)*growth
!f=39*(eq_test2.@se^2-eq_test1.@se^2)/eq_test1.@se^2
!k=!f/!a
res_f(!y,1)=!f
res_k(!y,1)=!k
next !i

'.....................................TABLE
'.....................F stat
tabletabf
setcolwidth(tabf, 1, 20)
setcolwidth(tabf, 2, 20)
setcolwidth(tabf, 3, 20)
tabf(1,3)="Critical Values"
tabf(3,1)="Sample Size"
tabf(3,2)="1%"
tabf(3,3)="5%"
tabf(3,4)="10%"
tabf(5,1)=!n
tabf(5,2)=@quantile(res_f,0.01)
tabf(5,3)=@quantile(res_f,0.05)
tabf(5,4)=@quantile(res_f,0.1)
setline(tabf,2)
setline(tabf,4)
tabf(7,1)="F STAT:"
tabf(7,2)=f
```

```
'.....ki2 stat
tabletabk
setcolwidth(tabk, 1, 20)
setcolwidth(tabk, 2, 20)
setcolwidth(tabk, 3, 20)
tabk(1,3)="Critical Values"
tabk(3,1)="Sample Size"
tabk(3,2)="1%"
tabk(3,3)="5%"
tabk(3,4)="10%"
tabk(5,1)=!n
tabk(5,2)=@quantile(res_k,0.01)
tabk(5,3)=@quantile(res_k,0.05)
tabk(5,4)=@quantile(res_k,0.1)
setline(tabk,2)
setline(tabk,4)
tabk(7,1)="KI2 STAT:"
tabk(7,2)=ki

storeres_fres_k f kitabktabf

'.....
wfcreate(wf=new) u !n
fetchres_fres_k f kitabktabf

genryy_f=0
genryy_k=0
mtos(res_f,yy_f)
mtos(res_k,yy_k)
'theprob of h0
smpl @all if yy_f>=f
!r=@obs(yy_f)
scalarprob=!r/!n
tabf(9,1)="PROB F:"
tabf(9,2)=prob
'.....
smpl @all if yy_k>=ki
!r=@obs(yy_k)
scalarprob=!r/!n
tabk(9,1)="PROB KI2:"
tabk(9,2)=prob
```

بیابان‌ها و توسعه پایدار در ایران: مطالعه ارزش اکوتوریستی منطقهٔ کویری مصر در استان اصفهان

Deserts and Sustainable Development in Iran: The Study of Ecotourism Value of Mesr Desert Region in Isfahan Province

حامد نویدی*، سید ابوالقاسم مرتضوی**

حمید امیرنژاد***

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۱٤

چکیده:

اکوسیستم‌های بیابانی و کویری، دارای کارکردها و پتانسیل‌های اقتصادی قابل توجهی هستند، که لزوم توجه به آنها در راستای دستیابی به توسعهٔ پایدار اقتصادی و رهایی از اقتصاد تک محصولی در کشوری همچون ایران ضروری است. از جمله کارکردهای قابل توجه مناطق بیابانی و کویری، می‌توان به کارکرد اکوتوریستی آنها اشاره نمود. بر این اساس، هدف این پژوهش برآورد ارزش اکوتوریستی یکی از مناطق کویری ایران به نام مصر واقع در شهرستان خور و بیابانک استان اصفهان است. در این راستا، از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط به شیوه استخراج انتخاب دوگانه یک‌بعدی بهره گرفته شده است. به علاوه، به منظور افزایش دقت مطالعه، از دو الگوی لوجیت و پروبیت و برآورد سه نوع فرم تبعی مختلف استفاده شد و نتایج آنها با یکدیگر مورد مقایسه قرار گرفت. بر اساس نتایج تخمین‌ها می‌توان ملاحظه نمود که اگرچه بین دو الگوی اقتصادسنجی لوجیت و پروبیت اختلاف قابل توجهی وجود ندارد، ولی بین مقادیر برآورد شدهٔ تمایل به پرداخت بر اساس فرم‌های تبعی مختلف در هر دو الگو تفاوت چشمگیری موجود است. همچنین، با استفاده از فرم‌های تبعی مختلف، ارزش اکوتوریستی منطقهٔ مورد مطالعه در بازهٔ ٤/٤٨ تا ۹/۲٤ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ بدست آمد. این نتایج می‌تواند از یک سو بیانگر ارزش قابل توجه مناطق کویری و بیابانی ایران و از سوی دیگر نشان‌دهندهٔ حساسیت نتایج مطالعات ارزش‌گذاری مشروط نسبت به انتخاب نوع فرم تبعی برای الگوی برآوردی باشد.

کلمات کلیدی: بیابان، رهیافت ارزش‌گذاری مشروط، انتخاب دوگانه یک‌بعدی، فرم تبعی.

طبقه‌بندی JEL: Q50، Q57.

* دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس (نویسنده مسئول)

Email: Navidi_Hamed@yahoo.com

** استادیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس

Email: samortazavi898@yahoo.com

*** دانشیار گروه اقتصاد کشاورزی، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری

Email: Hamidamirnejad@yahoo.com

Hamed Navidi, Seyed Abolghasem Mortazavi**, Hamid Amirnejad****

Received: 13/March/2014 Accepted: 5/July/2014

Abstract:

Desert ecosystems have substantial economic potentials that paying attention to them in order to attain the sustainable development and to get rid of one-product economy in a country such as Iran is essential. Among the major functions of desert regions is their recreational function. Accordingly, the objective of this study is to estimate the recreational value of Mesr desert region, located in the Khur and Biabanak county of Isfahan province. In this regard, the single bound dichotomous choice contingent valuation method has been used. Furthermore, to enhance the accuracy of this study, the logit and probit models and three functional forms have been employed and their results were compared with each other. According to the estimation results, can be seen although doesn't exist a significant difference between two econometric models, logit and probit, but there is a substantial difference among the functional forms in both models. Also, using the various functional forms, the recreation value of the Mesr desert region has estimated in the range 4.48 to 9.24 billion Rials in 2012. These results represent on the one hand the substantial value of Iran's desert regions and on the other hand the sensitivity of the results of contingent valuation studies to the selection of functional form of the models.

Keywords: Desert, Contingent Valuation Method, Single Bound Dichotomous Choice, Functional Form.
JEL: Q50, Q57.

* M.Sc. in Agricultural Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran (Corresponding Author).

** Assistant Professor in Agricultural Economics Department, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

*** Associate Professor in Agricultural Economics Department, Sari University of Agricultural Sciences and Natural Resources, Sari, Iran.

۱- مقدمه

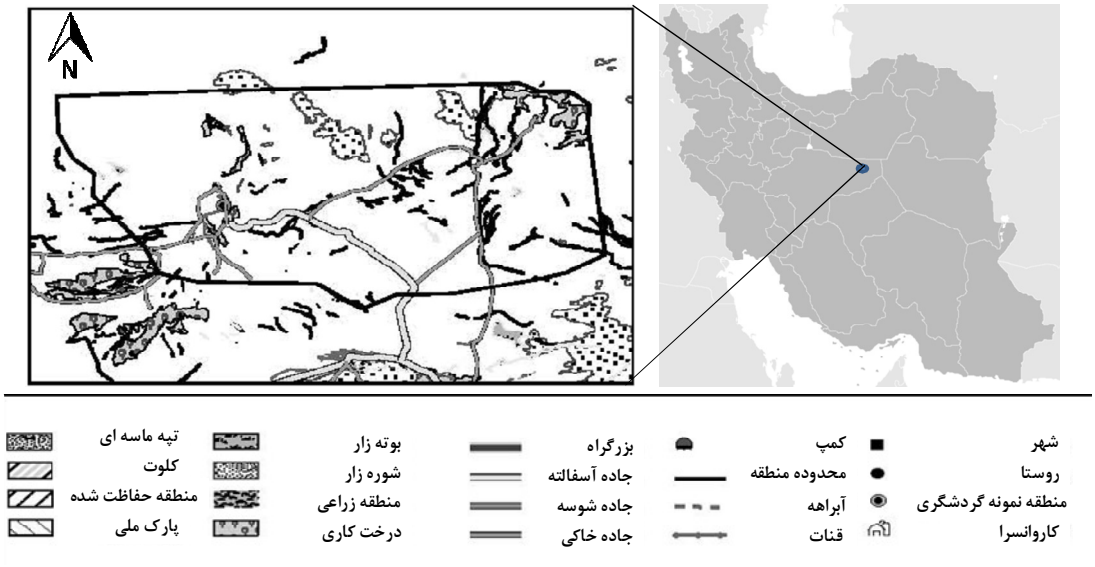
اکوسیستم‌ها به واسطهٔ کارکردهایی که در سیستم حمایت از حیات در زمین ایفا می‌کنند، دارای اهمیت فراوانی هستند. آنها به صورت مستقیم و غیرمستقیم، نقش به‌سزایی در رفاه بشری دارند و بنابراین جزئی از ارزش کل اقتصادی سیاره زمین محسوب می‌گردند. اگرچه این خدمات به صورت کامل توسط جوامع بشری شناخته نشده است، ولی ارزش‌گذاری اقتصادی خدمات اکوسیستم‌ها، می‌تواند راه مؤثری برای فهمیدن منافع چندگانه‌ای باشد که آنها فراهم می‌آورند (کاستانزا و همکاران[1]، ۱۹۹۷: ۲۵۳). علاوه بر این، هر چند ارزش‌گذاری پولی کارکردهای تجاری و غیرتجاری منابع زیست‌محیطی با توجه به ماهیت تأثیر آنها بر رشد اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی ابناء بشر نمی‌تواند کافی و یا بی‌نقص باشد، ولی نوعی ارزش‌گذاری در مقایسه با شرایطی که هیچ‌گونه ارزش‌گذاری وجود ندارد بهتر است (امیرنژاد و عطائی‌سلوط، ۱۳۹۰: ٦۹).

در میان اکوسیستم‌های موجود بر کره زمین، مناطق بیابانی و نیمه‌بیابانی بیش از یک سوم سطح زمین را در بر گرفته‌اند که از این مقدار، حدود ٤ درصد شامل مناطق بسیار خشک، ۱۵ درصد مناطق خشک و ١٤/٦ درصد شامل مناطق نیمه‌خشک می‌باشند. در مجموع حدود ٤۹ میلیون کیلومتر مربع از مناطق جهان، تحت تأثیر خشکی قرار دارند و اگر مناطق خشک و نیمه‌خشک تا نیمه‌مرطوب را هم به این طبقه‌بندی اضافه کنیم، حدود ٤۷ درصد از سطح زمین را بیابان‌ها تشکیل می‌دهند (لیتی[2]، ۲۰۰۸: ۱). اکوسیستم‌های بیابانی دارای قابلیت‌ها و پتانسیل‌های اقتصادی قابل توجهی می‌باشند. از عمده کارکردهای مهم این اکوسیستم‌ها می‌توان به کارکردهای تولیدی، زیستگاهی و اطلاعاتی اشاره نمود. همچنین از میان پتانسیل‌های اقتصادی بیابان‌ها که می‌تواند نقش به‌سزایی را در توسعهٔ پایدار یک کشور ایفا کند می‌توان به انرژی‌های نو و تجدیدپذیر همچون بادی، خورشیدی و زمین گرمایی، توسعهٔ اکوتوریسم، بهره‌برداری از منابع، معادن و گونه‌های خاص گیاهی و جانوری و نیز نقش این نوع از اکوسیستم در تحقیقات و پیشرفت‌های علمی اشاره نمود. علی‌رغم پتانسیل‌های اقتصادی قابل توجه بیابان‌ها، ولی همواره در طول تاریخ این گونه منابع طبیعی کمتر مورد توجه قرار گرفته است و جوامع بشری آنها را فاقد ارزش اقتصادی و حتی زیان‌آور تلقی می‌کرده‌اند. در ایران نیز، با توجه به اینکه مناطق بیابانی پهنه وسیعی از عرصه‌های منابع طبیعی کشور را تشکیل می‌دهد[3]، توجه به آنها در جهت نیل به توسعه پایدار و نیز بهره‌برداری از منابع بالقوه موجود، ضروری است. در میان خدمات اقتصادی اکوسیستم‌های بیابانی و کویری، کارکرد اکوتوریستی یکی از بارزترین و ملموس‌ترین آنها محسوب می‌گردد. از جاذبه‌های اکوتوریستی مناطق کویری و بیابانی می‌توان به مناظر بی‌بدیل طبیعی، رمل‌های شنی، سکوت بی‌نظیر، هوای پاک، آسمان پرستارهٔ شب، آثار فرهنگی و غیره اشاره نمود. با توجه به مطالب مذکور، می‌توان به اهمیت و ضرورت توجه به خدمات و کارکردهای اقتصادی اکوسیستم‌های بیابانی و کویری، از جمله کارکرد اکوتوریستی آنها پی برد. در این راستا، هدف اولیه در این تحقیق بررسی و تعیین ارزش اکوتوریستی یکی از مناطق بیابانی ایران است.

منطقهٔ مورد مطالعه در این پژوهش، روستای مصر در دل کویر مرکزی ایران است که در حد فاصل استان‌های اصفهان، سمنان و خراسان و در ٤۰ کیلومتری شرق شهر جندق و ۵۰ کیلومتری شمال خور از توابع استان اصفهان قرار دارد. موقعیت جغرافیایی روستا در عرض ٣٤/٠٤ شمالی و طول ۵٤/٤۷ شرقی می‌باشد و مساحت تقریبی منطقه مورد مطالعه بالغ بر ۱۷۵۱۵۵ هکتار است (شکل ۱). این منطقه از جمله مقصدهای کویرنوردی سال‌های اخیر می‌باشد که سالانه به طور متوسط حدود ۲۸۰۰۰ گردشگر را پذیرا بوده است. منطقه کویری مصر در حال حاضر پذیرای گردشگران داخلی از استان‌های تهران، اصفهان و گردشگران خارجی به ویژه از کشورهای اروپایی همچون آلمان و فرانسه می‌باشد (حسن‌پور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۸۸).

1. Costanza et al. (1997)
2. Laity (2008)

۳. بر اساس اطلاعات مرکز آمار ایران، پدیده‌های بیابانی در ایران که شامل کویر، تپه‌های ماسه‌ای، پهنه‌های ماسه‌ای، دق‌های رسی، اراضی شور و نمک‌زار و اراضی بدون پوشش و بیرون‌زدگی سنگی، می‌شوند در حدود ۱۵ درصد از مساحت عرصه‌های طبیعی کشور را (در سال ۱۳۸۹) به خود اختصاص داده‌اند.



شکل (۱): موقعیت جغرافیایی منطقهٔ کویری مصر

این مقاله در پنج بخش مقدمه، ادبیات موضوع، روش‌شناسی تحقیق، بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها تنظیم شده است. در بخش بعدی، به ادبیات موضوع پژوهش اشاره می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در ادبیات ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست‌محیطی، دو رهیافت مرسوم برای برآورد ارزش اکوتوریستی عبارتند از روش هزینه سفر[1] و روش ارزش‌گذاری مشروط[2]. این دو روش بر اساس دو رویکرد متفاوت عمل می‌کنند؛ به طوری‌که روش هزینه سفر بر اساس قیمت‌های بازاری یا به عبارتی ترجیحات آشکار شده[3] و روش ارزش‌گذاری مشروط بر اساس ترجیحات بیان شده[4] و ایجاد بازار فرضی، به ارزش‌گذاری کارکرد مورد نظر می‌پردازند. این دو روش هر یک مزایا و معایب خاص خود را دارند ولی در این مطالعه به دلیل محدودیت‌های کاربرد روش هزینه سفر، استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط بر روش مذکور ترجیح داده شده است.

استخراج اطلاعات در روش ارزش‌گذاری مشروط به شیوه‌های متفاوتی صورت می‌گیرد. سه شیوه مرسوم در این زمینه عبارتند از روش انتها باز[5]، کارت پرداخت[6] و تکنیک انتخاب دوگانه[7]. در سال‌های اخیر روش سوم یعنی تکنیک انتخاب دوگانه به طور چشمگیری در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار گرفته است. روش انتخاب دوگانه (DC) اولین بار توسط بیشاپ و هبرلین[8] (۱۹۷۹) ارائه گردید. این روش خود مشتمل بر سه نوع تکنیک دوگانه یک‌بعدی[9]، دوگانه دوبعدی[10] و دوگانه یک و نیم بعدی[11] است که به مرور و در طی زمان ابداع و معرفی شده‌اند. در روش انتخاب دوگانه یک‌بعدی (SBDC)، پاسخگویان تنها یک پیشنهاد را از بین تعدادی پیشنهادهای از پیش تعیین شده انتخاب می‌کنند که پتانسیل انعکاس حداکثر تمایل به پرداخت (WTP) را برای کالایی خاص داراست. پاسخگویان در مواجهه با قیمت پیشنهادی تحت یک موقعیت بازار فرضی، فقط پاسخ "بله" یا "خیر" می‌دهند. از مزایای روش دوگانه یک‌بعدی می‌توان به آسان بودن فرآیند پاسخگویی به سؤالات ارزش‌گذاری مشروط توسط پاسخگویان اشاره نمود. روش دیگر موسوم به تکنیک انتخاب دوگانه دوبعدی (DBDC) است که مستلزم تعیین و انتخاب یک پیشنهاد بیشتر نسبت به پیشنهاد اولیه می‌باشد.

1. Travel Cost Method (TCM)
2. Contingent Valuation Method (CVM)
3. Revealed Preferences
4. Stated Preferences

5. Open-Ended (OE)
6. Payment Cards
7. Dichotomous Choice (DC)
8. Bishop & Heberlein (1979)
9. Single Bound Dichotomous Choice (SB-DC)
10. Double Bound Dichotomous Choice (DB-DC)
11. One-and-One-Half Bound Dichotomous Choice (OOHB-DC)

پیشنهاد دوم به جواب "بله" یا "خیر" یا عکس‌العمل پاسخگو به پیشنهاد اولیه بستگی دارد. به طوری که در صورت پاسخ مثبت فرد به مبلغ اولیه، مبلغ بالاتر به عنوان پیشنهاد ثانویه به او ارائه می‌شود و در صورت پاسخ منفی به مبلغ اولیه، مبلغ پایین‌تر به او پیشنهاد می‌شود. از مزایای این روش، کارایی آماری بالاتر نسبت به روش دوگانه یک‌بعدی و از معایب آن می‌توان به وجود ناسازگاری بین پاسخ به سؤالات اولیه و ثانویه اشاره نمود. روش دوگانه یک و نیم بعدی (OOHB) نیز به عنوان یک روش جایگزین برای روش دوگانه دوبعدی در ارزش‌گذاری مشروط معرفی شده و تفاوت این مدل نه تنها در شکل بیان سؤال‌های تعقیبی، بلکه مهم‌ترین وجه مشخصه تکنیک دوگانه یک و نیم بعدی، آگاهی دادن اولیه به پاسخگو در خصوص دامنه قیمت یا هزینه‌ای است که او باید آن را بپذیرد یا رد کند (امیرنژاد و عطائی‌سلوط، ۱۳۹۰: ۲۸۴-۲۷۵).

لازم به ذکر است، پانل سازمان ملی اقیانوسی و جوی[1] (NOAA) به دلیل شباهت بیشتر روش دوگانه یک‌بعدی به شرایط واقعی بازار، استفاده از آن را در مطالعات ارزش‌گذاری مشروط توصیه می‌کند (ارو و همکاران[2]، ۱۹۹۳: ٤٦٠١). با توجه به موارد مذکور، در این مطالعه از تکنیک انتخاب دوگانه یک‌بعدی بهره گرفته خواهد شد. به علاوه در مطالعات ارزش‌گذاری مشروط با شیوه استخراج دوگانه، برای بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت و برآورد مقدار متوسط آن، از الگوهای اقتصادسنجی با متغیر وابسته کیفی همچون لوجیت و پروبیت با فرم‌های تبعی مختلف استفاده می‌شود. بر این اساس، یکی دیگر از اهداف این پژوهش، بررسی و مقایسهٔ نتایج مربوط به دو الگوی مذکور و همچنین فرم‌های تبعی مختلف با یکدیگر است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

تا به حال در داخل و خارج از کشور، مطالعات متفاوت و متنوعی پیرامون برآورد ارزش اکوتوریستی منابع زیست محیطی و تفرجگاه‌ها با استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط صورت گرفته است. در ادامه به برخی از مطالعات خارجی و داخلی پیرامون ارزش‌گذاری منابع زیست‌محیطی اشاره می‌شود (جدول‌های ۱ و ۲).

همان‌طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، مطالعات خارجی متفاوتی پیرامون منابع متنوع زیست‌محیطی صورت گرفته، ولی در عین حال، پژوهش‌های مرتبط با ارزش‌گذاری کارکردهای اقتصادی اکوسیستم‌های بیابانی در خارج از کشور بسیار محدود است. از شاخص‌ترین مطالعات خارجی در زمینه ارزش‌گذاری مناطق بیابانی می‌توان به مطالعهٔ کروگر و مانالو[3] (۲۰۰۷) اشاره نمود، که آنها در مطالعه خود به برآورد ارزش اقتصادی یکی از مناطق بیابانی در کشور امریکا پرداخته‌اند.

در ارتباط با هدف دیگر این پژوهش یعنی مقایسهٔ فرم‌های تبعی مختلف نیز علی‌رغم وجود مطالعاتی در این زمینه در میان پژوهش‌های خارجی ولی در داخل کشور به این موضوع کمتر توجه شده است. از بین مطالعات خارجی در این زمینه می‌توان به پژوهش بوکر و استول[4] (۱۹۸۸) و بویل[5] (۱۹۹۰) اشاره نمود. این افراد در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که انتخاب نوع فرم تبعی بر نتایج تحقیق تأثیر قابل توجهی دارد.

در جدول ۲ نیز به برخی از مطالعات داخلی پیرامون برآورد ارزش اکوتوریستی منابع زیست‌محیطی و گردشگری اشاره شده است. همان‌طور که در این جدول ملاحظه می‌شود، هیچ کدام از مطالعات داخلی، به برآورد ارزش اکوتوریستی مناطق کویری و بیابانی نپرداخته‌اند. لذا از جنبهٔ مورد مطالعاتی[6]، پژوهش حاضر از آنجا که به ارزش‌گذاری مناطق کویری ایران پرداخته است، متفاوت از سایر مطالعات داخلی است. همچنین از آنجا که مطالعات مربوط به ارزش‌گذاری منابع و اماکن اکوتوریستی گوناگون، در مقاطع زمانی متفاوت صورت گرفته‌اند، از این‌رو نمی‌توان به راحتی نتایج مربوط به ارزش‌های برآوردی آنها را با یکدیگر مقایسه نمود. در اینجا، آن چیزی که بیشتر مورد توجه و مقایسه قرار می‌گیرد، روش‌شناسی تحقیق است. نتیجه‌ای که از مرور ادبیات مطالعات داخلی حاصل می‌گردد این است که برخلاف مطالعات خارجی، در ایران بیشتر از تکنیک انتخاب دوگانه

1. National Oceanic & Atmospheric Administration (NOAA)
2. Arrow et al. (1993)
3. Kroeger & Manalo (2007)
4. Bowker & Stoll (1988)
5. Boyle (1990)
6. Case Study

دوبعدی در ارزش‌گذاری مشروط استفاده شده است.

نکتهٔ حائز اهمیت این است که در اکثر مطالعات داخلی که با استفاده از تکنیک استخراج دوگانه (به جز مطالعهٔ فتاحی و همکاران (۱۳۹۰)) صورت گرفته است، از شیوهٔ صحیح و با قاعده‌ای برای تعیین مبالغ پیشنهادی استفاده نشده است. در مطالعاتی که شیوه استخراج اطلاعات به صورت انتخاب دوگانه دوبعدی بوده است، این مسئله نمود بیشتری پیدا می‌کند، زیرا در این مطالعات هیچ توزیعی برای مبالغ پیشنهادی اولیه در نظر گرفته نشده، و تنها یک قیمت منظور شده است (همچنین تعیین مبالغ حد بالا و پایین نیز بر اساس شیوهٔ مشخص و با قاعده‌ای صورت نگرفته است).

این نکته را شاید بتوان نقطه ضعف اکثر مطالعات داخلی که با استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط صورت گرفته است، تلقی نمود. حال در مطالعهٔ حاضر سعی بر آن است که این کاستی برطرف شده و از یک رهیافت و قاعدهٔ علمی برای تعیین مبالغ پیشنهادی، استفاده شود. همچنین نوآوری دیگر این پژوهش نسبت به سایر مطالعات داخلی، مقایسهٔ صریح فرم‌های تبعی مختلف مربوط به الگوهای برآوردی با یکدیگر است.

جدول (۱): مطالعات خارجی پیرامون برآورد ارزش اکوتوریستی با استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط

ردیف	نویسنده و سال مطالعه	منبع و مکان ارزش‌گذاری شده	روش استخراج اطلاعات	مدل مورد استفاده
۱	بارتزاک و همکاران[1] (۲۰۰۸)	مناطق جنگلی در لهستان	دو تکنیک کارت پرداخت و دوگانه تک‌بعدی	اسپایک
۲	بارال و همکاران[2] (۲۰۰۸)	منطقه‌ای (پارک) حفاظت شده در کشور نپال	دوگانه تک‌بعدی	لوجیت
۳	باکلی و همکاران[3] (۲۰۰۹)	مراتع و نواحی کشاورزی در منطقه‌ای از کشور ایرلند	دوگانه تک‌بعدی	لوجیت
٤	وایتهد و همکاران[4] (۲۰۰۹)	مرداب ساحلی خلیج ساگیناو در امریکا	دوگانه تک‌بعدی	لوجیت
٥	دیزنراس و همکاران[5] (۲۰۰۹)	اتومبیل‌رانی در طبیعت	دوگانه تک‌بعدی	لوجیت
٦	دیاز و همکاران[6] (۲۰۱۰)	جزایر سایس کشور اسپانیا	دوگانه تک‌بعدی	پروبیت، لوجیت، نیمه پارامتریک، برنامه‌ریزی ژنتیک
۷	بیردیر و همکاران[7] (۲۰۱۳)	سه منطقه ساحلی در کشور ترکیه	انتها باز	تحلیل آماری
۸	دل‌سازسالازارا و گایتاپراداس[8] (۲۰۱۳)	مسیرهای عبور و چرای دام در نواحی روستایی شرق اسپانیا	دوگانه تک‌بعدی	اسپایک
۹	ووک و همکاران[9] (۲۰۱۳)	یکی از مناطق ساحلی در انگلستان	انتها باز	تحلیل آماری
۱۰	فار و همکاران[10] (۲۰۱٤)	گونه‌های دریایی در استرالیا	کارت پرداخت	اسپایک

مأخذ: مرور ادبیات موضوع

1. Bartczak et al. (2008)
2. Baral et al. (2008)
3. Buckley et al. (2009)
4. Whitehead et al. (2009)
5. Deisenroth et al. (2009)
6. Diaz et al. (2010)
7. Birdir et al. (2013)
8. Del Saz-Salazara & Guaita-Pradas (2013)
9. Voke et al. (2013)
10. Farr et al. (2014)

جدول (۲): مطالعات داخلی پیرامون برآورد ارزش اکوتوریستی با استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط

ردیف	نویسنده و سال مطالعه	منبع و مکان ارزش‌گذاری شده	روش استخراج اطلاعات	مدل مورد استفاده
۱	امیرنژاد و همکاران (۱۳۸۵)	پارک جنگلی سی‌سنگان نوشهر	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲	خداوردی‌زاده و همکاران (۱۳۸۷)	روستای کندوان آذربایجان شرقی	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۳	امامی‌میبدی و قاضی (۱۳۸۷)	پارک ساعی تهران	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
٤	پرون و اسماعیلی (۱۳۸۷)	جنگل حرا در استان هرمزگان	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
٥	دشتی و سهرابی (۱۳۸۷)	پارک نبوت کرج	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
٦	کاوسی‌کلاشمی و همکاران(۱۳۸۸)	بوستان محتشم رشت	ذکر نشده	توبیت، هکمن دو مرحله‌ای
۷	مولائی و همکاران (۱۳۸۸)	کاخ سردار ماکو	انتخاب دوگانه- یک بعدی	الگوی لوجیت
۸	امیرنژاد و همکاران (۱۳۸۸)	پارک ائل‌گلی تبریز	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۹	فرج‌زاده و همکاران (۱۳۸۸)	مجموعه تاریخی پاسارگاد	کارت پرداخت	الگوی توبیت
۱۰	نخعی (۱۳۸۸)	پارک جنگلی نور استان مازندران	انتخاب دوگانه دوبعدی	الگوی لوجیت
۱۱	حیاتی و همکاران (۱۳۸۹)	پارک‌های ائل‌گلی و مشروطه تبریز	انتها باز	هکمن دو مرحله‌ای
۱۲	احمدیان و همکاران (۱۳۸۹)	آبسنگ‌های مرجانی جزیره کیش	انتخاب دوگانه- دوبعدی	مدل نیمه پارامتری
۱۳	لیاقتی و همکاران (۱۳۸۹)	منطقه کوهستانی درکه تهران	انتها باز	توبیت، هکمن دو مرحله‌ای
۱٤	قربانی و صادقی‌لطف‌آبادی (۱۳۸۹)	پارک ملی تندوره	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۱٥	راحلی و همکاران (۱۳۸۹)	روستای بند ارومیه	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۱٦	محمودی و همکاران (۱۳۸۹)	تالاب انزلی	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۱۷	منافی‌ملایوسفی و حیاتی (۱۳۸۹)	دریاچهٔ مهارلوی شیراز	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۱۸	عابدی و همکاران (۱۳۹۰)	مجتمع تفریحی نمک آبرود	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۱۹	ناجی و همکاران (۱۳۹۰)	پارک جنگلی قائم کرمان	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۰	عبداللهی و همکاران (۱۳۹۰)	منطقه اکوتوریستی سردابه استان اردبیل	انتخاب دوگانه- یک بعدی	هکمن دو مرحله‌ای
۲۱	خداوردی‌زاده و همکاران (۱۳۹۰)	غار سهولان مهاباد	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۲	خاکسار آستانه و همکاران (۱۳۹۰)	پارک‌های جنگلی مشهد	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۳	هاشم‌نژاد و همکاران (۱۳۹۰)	پارک جنگلی نور مازندران	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲٤	امیرنژاد و اژدری (۱۳۹۰)	بهشت گمشدهٔ استان فارس	انتخاب دوگانه- دوبعدی	لوجیت، پروبیت، هکمن
۲٥	فتاحی و همکاران (۱۳۹۰)	آب‌های زیرزمینی دشت یزد-اردکان	انتخاب دوگانه- یک بعدی	الگوی لوجیت
۲٦	نجاری و همکاران (۱۳۹۰)	منطقه چاه‌نیمه شهرستان زابل	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۷	حیاتی و خادم بلدی‌پور (۱۳۹۱)	تالاب قوری گل	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۸	صامتی و همکاران (۱۳۹۱)	بوستان جنگلی ناژوان اصفهان	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت
۲۹	نیکویی و زیبایی (۱۳۹۱)	رودخانه زاینده رود	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی پروبیت
۳۰	مرادی و همکاران (۱۳۹۱)	پارک جنگلی یاسوج	انتخاب دوگانه- دوبعدی	الگوی لوجیت

مأخذ: مرور ادبیات موضوع

علاوه بر این، نکته دیگری که از بررسی مطالعات داخلی مشخص شد، در ارتباط با مدل‌سازی هکمن دومرحله‌ای و مدل توبیت در ارزش‌گذاری مشروط است[1]. هنگام کاربرد مدل‌های مذکور در ارزش‌گذاری مشروط، باید شیوهٔ استخراج اطلاعات به صورت انتها باز بوده و اطلاعات مربوط به تمایل به پرداخت افراد به صورت متغیر پیوسته[2] جمع‌آوری گردد، که متأسفانه در برخی مطالعات داخلی به این موضوع توجهی نشده است. حال در ادامه، به روش‌شناسی تحقیق و جزئیات آن می‌پردازیم.

۳- روش‌شناسی تحقیق

۳-۱- تعیین حجم نمونه و مبالغ پیشنهادی

در این مطالعه، پس از تعیین حجم نمونه به شیوه تصادفی ساده[3]، برای تعیین مبالغ پیشنهادی در تکنیک استخراج دوگانه، از روش بویل و همکاران (۱۹۸۸) استفاده خواهد شد. اساس این روش بر مبنای مواجهه با مسئله انتهای عریض منحنی توزیع تجمعی است. هانمن (۱۹۸٤) بیان می‌دارد که میانهٔ توزیع تخمین زده شده می‌تواند یک معیار اندازه‌گیری رفاه باشد. بویل و همکاران (۱۹۸۸) معتقدند روش میانه برای اندازه‌گیری رفاه مناسب نیست و در حقیقت نمی‌تواند ارزش‌های انفرادی که متضمن ضرر یا منفعت هستند را به درستی نشان دهد. برای مثال اگر توزیع منحنی به سمت راست چوله‌دار باشد، میانه، ارزش مورد انتظار را کمتر از مقدار واقعی برآورد می‌کند. بویل و همکاران (۱۹۸۸) برای حل این مشکل، روش اعداد کاملاً تصادفی را به منظور تعیین قیمت‌های پیشنهادی ارائه نمودند. آنها معتقدند توزیع پیوسته در فاصله صفر و بی‌نهایت برای تحلیل ارزش‌گذاری مشروط و ارزش مورد انتظار ضروری است. تعیین مبالغ پیشنهادی در این روش طی چهار مرحله صورت می‌گیرد. ابتدا پس از تعیین حجم نمونه (n)، به میزان n/۲، اعداد تصادفی در نظر گرفته می‌شود (احتمال p_i)، که از توزیع یکنواخت در فاصله صفر و یک حاصل می‌شود. سپس به تعداد n/۲ باقیمانده مقدار احتمال تصادفی اضافه ($q_i = 1 - p_i$) حاصل می‌گردد؛ این مرحله n نقطه احتمال داده را به دست می‌دهد. در مرحله سوم، احتمالات موجود تبدیل به مبالغ پیشنهادی مورد استفاده در توزیع تجمعی با استفاده از میانگین و انحراف معیار پیش‌آزمون‌ها خواهد شد. در نهایت، مبالغ پیشنهادی به نسبت برابر در پرسشنامه‌ها لحاظ شده و به صورت تصادفی در میان گردشگران توزیع می‌شود. این مراحل این اطمینان را می‌دهد که مشاهدات انتخابی بین انتهای توزیع به صورت متعادل پراکنده شده و هسته‌های اصلی پیشنهادها در اطراف میانه قرار بگیرد. در این حالت می‌توان با اطمینان بیشتری، از معیار میانه برای سنجش رفاه و برآورد حداکثر تمایل به پرداخت استفاده نمود. در ادامه این بخش، به بسط و ارائه مدل تحقیق پرداخته می‌شود.

۳-۲- مدل‌سازی تحقیق

بر اساس مطالب ارائه شده توسط هانمن (۱۹۸٤)، با این فرض که مطلوبیت فرد مورد نظر، از مواردی همچون بازدید از منطقه کویری مصر، درآمد و سایر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی او حاصل می‌شود؛ تابع مطلوبیت فرد را می‌توان به شکل زیر نوشت:

$$U = u(h, y; s) \qquad (۱)$$

در این رابطه زمانی که فرد برای استفاده اکوتوریستی از منطقه، تمایل به پرداخت داشته باشد، h مساوی یک، و در غیر این صورت برابر صفر خواهد بود. در رابطه فوق y و s نیز به‌ترتیب درآمد فرد و سایر خصوصیات اقتصادی- اجتماعی (سن، جنسیت، وضعیت تأهل، میزان تحصیلات، عضویت در سازمان زیست‌محیطی، جاذبه تفریحی منطقه کویری مصر، تعداد دفعات بازدید و مدت زمان اقامت در منطقه) را نشان می‌دهد.

ارزش‌گذاری مشروط بر این فرض اساسی استوار است که فرد

---

۱. هر چند در این پژوهش از مدل‌سازی هکمن دومرحله‌ای استفاده نشده است؛ ولی به دلیل ارتباط موضوعی، محقق یافته‌های خود را از بررسی و مرور ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق ارائه نموده است.

2. Continuous

۳. با توجه به اینکه جامعه آماری و اعضای آن، در این پژوهش از قبل شناخته شده نیست و فقط برآوردی از حجم جامعه وجود دارد، از این‌رو تنها راه ممکن برای نمونه‌گیری در این حالت، استفاده از شیوه تصادفی ساده در طی زمان است.

از تابع مطلوبیت خود آگاه است. ولی اقتصاددانان از تابع مطلوبیت افراد اطلاعات کافی در دست ندارند. بنابراین از دید اقتصاددانان تابع مطلوبیت افراد به شکل زیر می‌باشد (هانمن، ۱۹۸٤: ۳۳۳):

$$u(h,y;s) = v(h,y;s) + \varepsilon_h \qquad (۲)$$

رابطه مذکور بیان می‌کند که تابع مطلوبیت افراد یک متغیر تصادفی با میانگین $v(.)$ (که مطلوبیت غیرمستقیم را نیز نشان می‌دهد) می‌باشد. همچنین در رابطهٔ (۲)، ε_h جزء اخلال تصادفی با میانگین صفر است.

چنانچه برای بازدید از منطقه کویری مصر، به فرد مبلغ A ریال پیشنهاد گردد و فرد نیز مایل به پرداخت این مبلغ باشد، می‌توان نوشت (همان: ۳۳۸):

$$v(1,y-A;s) + \varepsilon_1 > v(0,y;s) + \varepsilon_0 \qquad (۳)$$

بنابراین، احتمال تمایل به پرداخت فرد را می‌توان به صورت زیر بیان نمود (همان: ۳۳۸):

$$P_1 = \Pr\{\text{Willing to Pay}\} = \Pr\{v(1,y-A;s) + \varepsilon_1 > v(0,y;s) + \varepsilon_0\} \qquad (٤)$$

$$P_0 = 1 - P_1 \qquad (٥)$$

در این روابط P_1 و P_0 به ترتیب، احتمال تمایل به پرداخت و عدم تمایل به پرداخت را نشان می‌دهند. اگر η برابر با $(\varepsilon_0 - \varepsilon_1)$ باشد و $F_\eta(.)$ بیانگر تابع توزیع تجمعی η باشد، احتمال تمایل به پرداخت را می‌توان چنین نوشت (همان: ۳۳۸):

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) \qquad (٦)$$

که Δv تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم در حالت تمایل به پرداخت و عدم تمایل به پرداخت را نشان می‌دهد و برابر است با:

$$\Delta v = v(1,y-A;s) + \varepsilon_1 - v(0,y;s) - \varepsilon_0 \qquad (۷)$$

$$\Delta v = v(1,y-A;s) - v(0,y;s) + (\varepsilon_1 - \varepsilon_0) \qquad (۸)$$

$$\Delta v = v(1,y-A;s) - v(0,y;s) + \eta \qquad (۹)$$

چنانچه $F_\eta(.)$ توزیع لوجیستیک[1] داشته باشد، می‌توان نوشت:

$$P_1 = F_\eta(\Delta v) = (1 + \exp(-\Delta v))^{-1} \qquad (۱۰)$$

این توزیع با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی قابل برآورد است. با در نظر گرفتن شکل خطی برای تابع مطلوبیت غیرمستقیم، می‌توان تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم را چنین نوشت:

$$v(h,y-A;s) = \alpha_h + \beta y + \varepsilon_h \quad ,\beta > 0, \quad h = 0,1 \qquad (۱۱)$$

$$v(1,y-A;s) = \alpha_1 + \beta(y-A) + \varepsilon_1 \qquad (۱۲)$$

$$v(0,y;s) = \alpha_0 + \beta y + \varepsilon_0 \qquad (۱۳)$$

$$\Delta v = v(1,y-A;s) + \varepsilon_1 - v(0,y;s) - \varepsilon_0 = (\alpha_1 - \alpha_0) - \beta A + \eta \qquad (۱٤)$$

همان‌طور که از روابط بالا نیز مشخص است، زمانی که مطلوبیت فرد شکل خطی داشته باشد، احتمال تمایل به پرداخت او تابعی از مبلغ پیشنهادی (A) خواهد بود و متغیر درآمد از الگو حذف می‌شود. ولی با توجه به روابط زیر، در صورتی که تابع مطلوبیت غیرمستقیم شکل لگاریتمی داشته باشد، تفاضل مطلوبیت‌های غیرمستقیم و در نتیجه احتمال تمایل به پرداخت تابعی از نسبت قیمت پیشنهادی به درآمد فرد خواهد بود (همان: ۳۳۸):

$$v(1,y-A;s) = \alpha_1 + \beta \ln(y-A) + \varepsilon_1 \qquad (۱٥)$$

$$v(0,y;s) = \alpha_0 + \beta \ln y + \varepsilon_0 \qquad (۱٦)$$

$$\Delta v = v(1,y-A;s) + \varepsilon_1 - v(0,y;s) - \varepsilon_0 = (\alpha_1 - \alpha_0) + \beta \ln\left(1 - \frac{A}{y}\right) + \eta \qquad (۱۷)$$

حداکثر مبلغی که فرد تمایل به پرداخت آن را دارد، مقداری است که مطلوبیت فرد را در حالت پرداخت آن و استفاده اکوتوریستی از منطقه با زمانی‌که هیچ مبلغی نپردازد و استفاده‌ای نیز صورت نپذیرد، برابر سازد. بر اساس موارد مطرح شده توسط هانمن (۱۹۸٤ و ۱۹۸۹)، حداکثر تمایل به پرداخت در دو نوع فرم تبعی مذکور و بر اساس معیار میانه به صورت زیر است (هانمن، ۱۹۸۹: ۱۰۵۸):

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت در الگوی خطی هانمن} = -\frac{\alpha^*}{\beta} \qquad (۱۸)$$

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت در الگوی لگاریتمی هانمن} = y\left(1 - \exp\left(-\frac{\alpha^*}{\beta}\right)\right) \qquad (۱۹)$$

علاوه بر فرم‌های تبعی مذکور، نوع دیگری از فرم تبعی لگاریتمی وجود دارد که در بسیاری از مطالعات مورد استفاده قرار گرفته است. این فرم تبعی همانند فرم‌های تبعی لگاریتمی

---

۱. لازم به ذکر است، روابطی که در این قسمت بیان می‌شود را می‌توان به الگوی پروبیت که از توزیع نرمال پیروی می‌کند نیز تعمیم داد.

مرسوم است که در آن از متغیر قیمت، لگاریتم طبیعی گرفته شده است. البته به گفته هانمن (۱۹۸٤) این نوع فرم تبعی فاقد زیربنای اقتصادی است و به عبارتی یک تقریبی از تابع مطلوبیت تفاضلی است. فرم تبعی مذکور را می‌توان به صورت رابطه زیر نشان داد (بوکر و استول، ۱۹۸۸: ۳۷٦):

$$\Delta v = \alpha + \beta \ln A + S + \varepsilon \qquad (۲۰)$$

برای محاسبه حداکثر تمایل به پرداخت در این الگو بر اساس معیار میانه می‌توان از رابطهٔ زیر استفاده نمود:

$$\text{حداکثر تمایل به پرداخت در الگوی لگاریتمی مرسوم} = \exp\left(-\frac{\alpha^*}{\beta}\right) \qquad (۲۱)$$

در روابط (۱۸) تا (۲۱) α^*، β و y به ترتیب عرض از مبدأ تعدیل شده، ضریب متغیر قیمت پیشنهادی و متوسط درآمد افراد است. α^* نیز از اضافه نمودن مجموع حاصلضرب ضرایب برآوردی متغیرهای توضیحی (به غیر از متغیر قیمت پیشنهادی) در مقدار میانگین آن متغیرها، به عرض از مبدأ اصلی مدل بدست می‌آید. با بهره‌گیری از روابطی که تا به اینجا بیان شد، می‌توان عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت و همچنین مقدار حداکثر تمایل به پرداخت را تعیین نمود. برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز در این مطالعه، پرسشنامه‌ای طراحی گردید. در بخش اول پرسشنامه، از افراد در مورد خصوصیات اقتصادی- اجتماعی آنها، شامل سن، جنسیت، وضعیت تأهل، میزان تحصیلات، درآمد ماهیانه، وضعیت عضویت در موسسات حامی محیط زیست، تعداد دفعات بازدید و مدت زمان اقامت در منطقه پرسش شد. در بخش بعدی پرسشنامه، سؤال اصلی تحقیق (پرسش در مورد پذیرش یا عدم پذیرش مبلغ پیشنهادی به عنوان تمایل به پرداخت)، به صورت انتخاب دوگانه مطرح گردید.

٤- بحث و نتیجه‌گیری

در جدول ۳، آمار توصیفی برخی از ویژگی‌های اقتصادی- اجتماعی پاسخگویان که به صورت متغیرهای کمّی هستند، ارائه شده است. بر اساس مقادیر میانگین متغیرهای گزارش شده می‌توان دریافت که اغلب گردشگران این منطقه را جوانان تشکیل می‌دهند. همچنین سطح تحصیلات گردشگران منطقه کویری مصر در سطح مناسبی بوده به طوری‌که متوسط تحصیلات افراد، ۱۵ سال می‌باشد. همچنین بر اساس نتایج حاصل، ملاحظه می‌گردد که وضعیت اقتصادی و درآمدی پاسخگویان در سطح نسبتاً بالایی بوده، به‌طوری‌که متوسط درآمد ماهیانه افراد برابر با ۱٦۸۳۹۸۱۰ ریال است. علاوه بر این می‌توان دریافت که بازدیدکنندگان از این منطقه به طور متوسط در حدود نیمی از درآمد خود را صرف هزینه‌های ماهیانه‌شان می‌کنند.

جدول (۳): آمار توصیفی برخی از ویژگی‌های اجتماعی- اقتصادی پاسخگویان

متغیر	میانگین	مقدار حداکثر	مقدار حداقل	انحراف معیار
سن فرد (سال)	۳۱/٤۳	٦۸	۱۸	۱۰/۱۷
سطح تحصیلات (سال)	۱۵/٤٤	۱۸	۹	۱/۹۹
درآمد ماهیانه افراد (ده ریال)	۱٦۸۳۹۸۱	٤۰,۰۰۰,۰۰۰	۱۰۰,۰۰۰	۳۲۷۵٤٦٤
هزینه ماهیانه افراد (ده ریال)	۸۹۸۵۳۸	۱۰,۰۰۰,۰۰۰	۱۰۰,۰۰۰	۱۰۱۷۹۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول ٤، نحوهٔ پاسخگویی گردشگران به مبالغ پیشنهادی ارائه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با افزایش قیمت پیشنهادی، درصد پذیرش آن پس از نوساناتی، کاهش می‌یابد[۱]. همچنین می‌توان ملاحظه نمود که در کل، ٤۵ درصد از افراد مبالغ پیشنهادی را پذیرفته‌اند و ۵۵ درصد از گردشگران، این مبالغ را رد کرده‌اند.

در جدول‌های ۵ تا ۷، نتایج مربوط به برآورد دو الگوی لوجیت و پروبیت برای سه فرم تبعی خطی هانمن، لگاریتمی

۱. لازم به ذکر است که درصد پذیرش مبالغ پیشنهادی ممکن است که بر اساس داده‌های خام مستخرج از بررسی میدانی، دقیقاً و به صورت یک به یک با تئوری تقاضا مطابقت نداشته باشد و برای مبالغ مرتب، دارای نوساناتی باشد. در اینجا نکته حائز اهمیت، روند کلی این تغییرات است که در این مطالعه روند پذیرش مبالغ پیشنهادی از قیمت‌های پایین‌تر به سمت قیمت‌های بالاتر به صورت نزولی است.

هانمن و لگاریتمی مرسوم گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، از میان متغیرهای لحاظ شده در الگوها، تنها شش متغیر درآمد، قیمت پیشنهادی، تحصیلات، جاذبهٔ تفریحی منطقه، تعداد دفعات بازدید و مدت زمان اقامت در منطقه، دارای تأثیر معنی‌دار بر تمایل به پرداخت افراد بوده‌اند.

در الگوهای با متغیر وابسته کیفی همچون لوجیت و پروبیت، میزان تأثیر متغیرهای توضیحی بر متغیر مورد بررسی (احتمال رخداد حادثه) توسط اثر نهایی بیان می‌شود. اثر نهایی، درصد تغییر در احتمال وقوع حادثه مورد نظر را به ازای یک واحد تغییر در متغیر توضیحی نشان می‌دهد. در جدول‌های ۵، ٦ و ۷، اثر نهایی برای متغیرهای توضیحی کمّی، نسبت به میانگین آن متغیر و برای متغیرهای توضیحی کیفی (موهومی) نسبت به مُد آن متغیر محاسبه و گزارش شده است. به عنوان مثال، بر اساس نتایج الگوی لوجیت و اثر نهایی هر متغیر در جدول ۵، می‌توان بیان نمود که با افزایش یک واحدی در هر یک از متغیرهای تحصیلات، جاذبه تفریحی منطقه، مبلغ پیشنهادی، تعداد دفعات بازدید و مدت زمان اقامت در منطقه، احتمال پذیرش مبلغ پیشنهادی به ترتیب ۳-، ۲، ۰/۰۰۰٦-، ٤-، ۰/۰۲ درصد تغییر پیدا می‌کند. به علاوه، برای متغیر قیمت پیشنهادی که به صورت یک متغیر رتبه‌ای[1] است، اثر نهایی برای سطوح مختلف قیمت نیز با استفاده از احتمال پذیرش آنها محاسبه و در جدول ۸ گزارش شده است. همچنین بر اساس شکل ۲ می‌توان روند تغییرات احتمال پذیرش مبالغ پیشنهادی را در الگوی لوجیت[2] و برای سه نوع فرم تبعی خطی (H1)، لگاریتمی هانمن (H2) و لگاریتمی مرسوم (LOG) ملاحظه نمود. همان‌طور که مشخص است با افزایش مقدار مبالغ پیشنهادی در بازهٔ صفر تا هفتصد هزار ریال، احتمال پذیرش مبلغ در هر سه نوع فرم تبعی (البته با شیب و انحنای متفاوت) کاهش می‌یابد.

به علاوه در جدول ۹، نتایج مربوط به برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای متوسط تمایل به پرداخت بر اساس دو الگوی لوجیت و پروبیت و سه نوع فرم تبعی مختلف ارائه شده است. همان‌طور که مشخص است، اگرچه بین مقادیر برآورد شده تمایل به پرداخت، در دو الگوی لوجیت و پروبیت تفاوت چندانی وجود ندارد ولی بین نتایج سه فرم تبعی مختلف در هر دو الگو، اختلاف قابل توجهی وجود دارد. این موضوع با نتایج بدست آمده در مطالعات بوکر و استول (۱۹۸۸) و بویل (۱۹۹۰) همخوانی دارد. همچنین کمترین مقدار برآورد شدهٔ تمایل به پرداخت مربوط به الگوی لگاریتمی مرسوم و بیشترین آن مربوط به الگوی لگاریتمی هانمن است. این نتایج بیانگر حساسیت نتایج مطالعات ارزش‌گذاری مشروط نسبت به انتخاب نوع فرم تبعی است. همچنین به منظور انتخاب فرم تبعی بهینه می‌توان از شاخصی تحت عنوان معیار کارایی که از نسبت فاصله اطمینان (تفاضل حد بالا از حد پایین) به مقدار حداکثر تمایل به پرداخت برآوردی بدست می‌آید، استفاده نمود. بر اساس این شاخص، هر چه مقدار معیار کارایی نسبی، پایین‌تر باشد نشان دهنده دقت روش، الگو یا فرم تبعی مورد نظر در برآورد متوسط تمایل به پرداخت است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که در این مطالعه، فرم تبعی لگاریتمی مرسوم و پس از آن فرم خطی هانمن دارای دقت بیشتری در برآورد تمایل به پرداخت است. از این‌رو چنانچه هدف پژوهش، سیاست‌گذاری اقتصادی باشد، می‌توان صرفاً به نتایج دو فرم مذکور که به یکدیگر نزدیکتر نیز هستند، اتکا نمود. علاوه بر این، در جدول ۱۰، نتایج مربوط به ارزش‌گذاری کارکرد اکوتوریستی منطقهٔ کویری مصر بر اساس سه نوع فرم تبعی مختلف ارائه شده است. بر اساس فرم‌های تبعی خطی هانمن، لگاریتمی هانمن و لگاریتمی مرسوم، حداقل ارزش اکوتوریستی منطقه مورد نظر به ترتیب در حدود ۵/۳۲، ۹/۲٤ و ٤/٤۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ بدست آمد. این نتایج می‌تواند بیانگر ارزش قابل توجه مناطق کویری و بیابانی ایران باشد.

---

۱. البته لازم به ذکر است که در علم آمار، متغیر رتبه‌ای نوعی متغیر کیفی است که در آن علی‌رغم وجود ترتیب، ولی داده‌ها دارای واحد مشخص نیستند. حال با توجه به اینکه متغیر قیمت پیشنهادی یک متغیر کمّی است، در اینجا صرفاً به خاطر اینکه این متغیر دارای سطوحی معین و مرتب است، به آن متغیر رتبه‌ای اطلاق شده است.

۲. با توجه به تشابه نتایج دو الگوی لوجیت و پروبیت، در اینجا به منظور صرفه‌جویی در فضا، نتایج مربوط به محاسبه‌ی احتمال پذیرش و اثر نهایی متغیر قیمت پیشنهادی در سطوح مختلف، صرفاً برای الگوی لوجیت گزارش شده است.

جدول (٤): نحوه پاسخگویی گردشگران به مبالغ پیشنهادی

مبلغ پیشنهادی (ده ریال)	۳۰۰۰	۸۰۰۰	۱۵۰۰۰	۲۰۰۰۰	۲٤۰۰۰	۲۸۰۰۰	۳۳۰۰۰	٤۰۰۰۰	٤۵۰۰۰	۷۰۰۰۰	جمع
بلی	۱۹	۱٤	۱۳	۱۰	۱٤	۹	۸	۱۰	۱۲	۸	۱۱۷
خیر	۷	۱۲	۱۳	۱٦	۱۲	۱۷	۱۸	۱٦	۱٤	۱۸	۱٤۳
مجموع	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦	۲٦۰
درصد پذیرش مبلغ	۷۳/۰۸	۵۳/۸۵	۵۰/۰۰	۳۸/٤٦	۵۳/۸۵	۳٤/٦۱	۳۰/۷۷	۳۸/٤٦	٤٦/۱۵	۳۰/۷۷	٤۵/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج برآورد الگوهای لوجیت و پروبیت خطی هانمن (H1)

متغیرها	لوجیت		پروبیت	
	ضریب برآوردی	اثر نهایی	ضریب برآوردی	اثر نهایی
عرض از مبدأ	۰/۲۹۷۲۸٦ (۰/۲۱۹۵۹۵)	-	۰/۱۸۹۳۹ (۰/۲۲۹۸۱)	-
سن (سال)	۰/۰۲۳۱۰۲ (۱/٤۷۱۵۷۹)	۰/۰۰۵٦۸۳	۰/۰۱۳۹۹٤ (۱/٤۸۹۲)	۰/۰۰۵۵۱
جنسیت [مرد= ۱، زن= ۰]	۰/۱۵۸۸۳۸ (۰/۵۳۲٦۲۱)	۰/۰۳۹۳۲٤	۰/۰۹۵۳۳٤ (۰/۵۲٤۸۲)	۰/۰۳۷۷۷
وضعیت تأهل [متأهل= ۱، مجرد=۰]	۰/۲۹۹۱۱۸ (۰/۸۳۸۲۸۳)	۰/۰۷٤٦۱٦	۰/۱۷۵۵۹ (۰/۸۰۲۷۳)	۰/۰٦۹۹٤۵
تحصیلات (سال)	*۰/۱۳۰۵۵ (-۱/۷۸۵۷۵)	-۰/۰۳۲۱۱۳	*-۰/۰۸۰٤۸۳ (-۱/۸۱٦۱)	-۰/۰۳۱۷۱۷
جاذبه تفریحی منطقه (امتیاز از ۰ تا ۲۰)	*۰/۰۹۷۸٤۰ (۳/۰۲۱٦۲٤)	۰/۰۲٤۰٦۷	*۰/۰٦۱۹۳٤ (۳/۱۳۹۲)	۰/۰۲٤٤۰۷
عضویت در سازمان زیست محیطی [عضو بودن= ۱ ، عدم عضویت= ۰]	-۰/۳۷۱۷۸ (-۰/۷۷۸۷۳٤)	-۰/۰۹۰٦۵۵	-۰/۲۲۹۵۰ (-۰/۸۰۷۲۸)	-۰/۰۹۰٤٤۳
مبلغ پیشنهادی (ریال)	*-۰/۰۰۰۰۰۳ (-۳/۲۸۱٦)	-۰/۰۰۰۰۰۰٦	*-۰/۰۰۰۰۰۲ (-۳/٤۳۰۳)	-۰/۰۰۰۰۰۰۷
وضعیت به لحاظ سرپرستی خانوار [سرپرست=۱، سرپرست نبودن= ۰]	-۰/۵۰۹۲۰٤ (-۱/۲٤۱۵۸)	-۰/۱۲۲۵۰	-۰/۳۱۸۰۵ (-۱/۲٦۵۰)	-۰/۱۲۳۲۱
تعداد دفعات بازدید در یک سال	*-۰/۱۵۵٦۳ (-۱/۹۱۳۸۲)	-۰/۰۳۸۲۸۲	*-۰/۰۹۰۷۲۳ (-۲/۱۱۵۳)	-۰/۰۳۵۷۵۳
مدت زمان اقامت در منطقه (ساعت)	*۰/۰۰۸٤۵۸ (۱/۹۳۹۰۸)	۰/۰۰۲۰۸۰۵	*۰/۰۰٤۹۳٦۷ (۲/۰٤٦٦)	۰/۰۰۱۹٤۵۵
درصد صحت پیش‌بینی مدل	۰/٦۵۰۰۰		۰/٦۵۰۰۰	
لگاریتم تابع درست‌نمایی	-۱۵۹/۰۳		-۱۵۸/۸۲	
سطح احتمال آزمون نسبت درست‌نمایی	۰/۰۰۰۰۲		۰/۰۰۰۰۲	
Estrella R-Square	۰/۱٤۹٦۹		۰/۱۵۱۲۷	
Maddala R-Square	۰/۱٤۱۸٤		۰/۱٤۳۲٦	
Cragg-Uhler R-Square	۰/۱۸۹۷٦		۰/۱۹۱٦٦	
McFadden R-Square	۰/۱۱۱۱۵		۰/۱۱۲۳۵	

توجه: مقادیر داخل پرانتز در ستون ضرایب برآوردی، آمارهٔ t محاسباتی مربوط به آن پارامتر است.

* بیانگر معنی‌داری حداقل در سطح ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (٦): نتایج برآورد الگوهای لوجیت و پروبیت لگاریتمی هانمن (H2)

متغیرها	لوجیت		پروبیت	
	ضریب برآوردی	اثر نهایی	ضریب برآوردی	اثر نهایی
عرض از مبدأ	(۰/۸۱۲۰۱)۱/۱۳۹۰	–	(۰/۸۰۷۸۰)۰/٦۹۰۳۰	–
سن (سال)	(۰/۹۵۷۵۱)۰/۰۱۵۰٦۰	۰/۰۰۳٦۲	(۰/۹٤۱۹۲)۰/۰۰۸۹۸۹	۰/۰۰۳٤۹
جنسیت [مرد= ۱، زن= ۰]	(۰/۰۱٤۱۳)۰/۰۰٤۳۱۵۰	۰/۰۰۱۰٦	(–۰/۰۳۱۵٦) –۰/۰۰۵۸٤	–۰/۰۰۲۳۰
وضعیت تأهل [متأهل= ۱، مجرد=۰]	(۰/۷٦۱۷۵)۰/۲۷۲٦۰	۰/۰٦۷۷۰	(۰/۷٤۲۹۳)۰/۱٦٤٤۸	۰/۰٦۵۳۲
تحصیلات (سال)	*–۰/۱۵۸٤٦ (–۲/۱٤۳۵)	–۰/۰۳۸۱۲	*–۰/۰۹٦۸۹ (–۲/۱۵۷٤)	–۰/۰۳۷٦۱
جاذبه تفریحی منطقه (امتیاز از ۰ تا ۲۰)	*(۲/٦۷۲۲)۰/۰۸٦۹۰۷	۰/۰۲۰۹۱	*(۲/۷۳۵۰)۰/۰۵٤۲٦٦	۰/۰۲۱۰۷
عضویت در سازمان زیست محیطی [عضو بودن= ۱، عدم عضویت= ۰]	(–۰/٦۳۳۰۹) –۰/۳۰۳۱٦	–۰/۰۷۲۲۵	(–۰/٦۵۵۷۰) –۰/۱۸۸۲۳	–۰/۰۷۲۵۳
لگاریتم نسبت مبلغ پیشنهادی به درآمد	*۱۸/۵۵۰ (۳/۵٤۵٦)	٤/٤٦۲٤	*۱۱/۲۲۵ (۳/٦٦۳۳)	٤/۳۵۷۵
وضعیت به لحاظ سرپرستی خانوار [سرپرست=۱، سرپرست نبودن= ۰]	(–۱/٦۰۹۱) –۰/٦۷۲۵۹	–۰/۱٦۱۸۰	(–۱/٦۳۹۷) –۰/٤۲۱۲٤	–۰/۱۵۵٦۵
تعداد دفعات بازدید در یک سال	*(–۱/۹۸۷۸) –۰/۱٦۵۹۷	–۰/۰۳۹۹۳	*(–۲/۲۰۷۱) –۰/۰۹۷۱۸	–۰/۰۳۷۷۲
مدت زمان اقامت در منطقه (ساعت)	*(۲/۰٦٤٦)۰/۰۰۸۷۲٤	۰/۰۰۲۱۰	*(۲/۱۲۱۱)۰/۰۰۵۳۵۹	۰/۰۰۲۰۸
درصد صحت پیش‌بینی مدل	۰/٦٦۹۲۳		۰/٦۷۳۰۸	
لگاریتم تابع درست‌نمایی	–۱۵٦/۵۷		–۱۵٦/٤۳	
سطح احتمال آزمون نسبت درست‌نمایی	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	
Estrella R-Square	۰/۱٦۷۷۲		۰/۱٦۸۷٦	
Maddala R-Square	۰/۱۵۷۹۱		۰/۱۵۸۸۳	
Cragg-Uhler R-Square	۰/۲۱۱۲٦		۰/۲۱۲٤۸	
McFadden R-Square	۰/۱۲٤۸۸		۰/۱۲۵٦۷	

توجه: مقادیر داخل پرانتز در ستون ضرایب برآوردی، آمارهٔ t محاسباتی مربوط به آن پارامتر است.

* بیانگر معنی‌داری حداقل در سطح ۱۰ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): نتایج برآورد الگوهای لوجیت و پروبیت لگاریتمی مرسوم (LOG)

متغیرها	لوجیت		پروبیت	
	ضریب برآوردی	اثر نهایی	ضریب برآوردی	اثر نهایی
عرض از مبدأ	*۸/۸۷٦٦ (۳/۳۷۰۳)	–	*۵/۵۰۳۹ (۳/٤۹۰۰)	–
سن (سال)	(۰/۹۹۳٤۰)۰/۰۱٦۰۸	۰/۰۰۳۹۸	(۱/۰۲۳٤) ۰/۰۰۹۹۰۱	۰/۰۰۳۹۲
جنسیت [مرد= ۱، زن= ۰]	(۰/۲٤۰۰۹) ۰/۰۷٤٤۰۱	۰/۰۱۸۵۲	(۰/۲۵٦٦٤) ۰/۰٤۷۸۹۱	۰/۰۱۹۰۵
وضعیت تأهل [متأهل= ۱، مجرد=۰]	(۰/۹۵٤۵۵) ۰/۳٤۸۵۳	۰/۰۸٦۷٦	(۰/۹٦۲۲۵) ۰/۲۱۳۸۷	۰/۰۸۵۰۲
تحصیلات (سال)	*–۰/۱۸۷۰٤ (–۲/٤۳۸۷)	–۰/۰٤٦۳۰	*–۰/۱۱۵٤ (–۲/٤۸۰٦)	–۰/۰٤۵۷۰
جاذبه تفریحی منطقه (امتیاز از ۰ تا ۲۰)	*۰/۰۹۹۵۰۰ (۲/۹۸۰٤)	۰/۰۲٤٦۳	*۰/۰٦۲۵۵ (۳/۰۷۸۲)	۰/۰۲٤۷۷
عضویت در سازمان زیست محیطی [عضو بودن= ۱، عدم عضویت= ۰]	(–۰/۳٦۰۱٤) –۰/۱۷٤۱۳	–۰/۰٤۳۱٦	(–۰/۳۵٤۱٤) –۰/۱۰۱۷۲	–۰/۰٤۰۳٦
درآمد (ریال)	*۰/۰۰۰۰۰۰۰۳ (۲/۲۳۹)	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰٦	*۰/۰۰۰۰۰۰۰۲ (۲/۲۹۱۸)	۰/۰۰۰۰۰۰۰۰٦
لگاریتم مبلغ پیشنهادی	*–۰/٦۹۲۹۷ (–۳/۹۹۰۵)	–۰/۱۷۱۵۳	*–۰/٤۳۰۵۲ (–٤/۱۷۵٦)	–۰/۱۷۰۵۱

وضعیت به لحاظ سرپرستی خانوار [سرپرست= ۱، سرپرست نبودن= ۰]	۰/۶۸۳۰۹ (-۱/۵۸٤۵)	-۰/۱۶۱۶۸	*-۰/٤۳٤٤۵ (-۱/٦۵۷۳)	-۰/۱٦٦۰٤
تعداد دفعات بازدید در یک سال	*-۰/۱۷۵۰۵ (-۲/۱۷۹۲)	-۰/۰٤۳۳۳	*-۰/۱۰۷٤۷ (-۲/٤۱۱۳)	-۰/۰٤۲۵٦
مدت زمان اقامت در منطقه (ساعت)	*۰/۰۰۷۹٤۱۹ (۱/۸۷۹۰)	۰/۰۰۱۹٦	*۰/۰۰٤۸۰۵ (۱/۹۷۲٦)	۰/۰۰۱۹۰
درصد صحت پیش‌بینی مدل	۰/٦٤۲۳۱		۰/٦٤۲۳۱	
لگاریتم تابع درست‌نمایی	-۱۵۱/۹۲		-۱۵۱/٤۸	
سطح احتمال آزمون نسبت درست‌نمایی	۰/۰۰۰۰		۰/۰۰۰۰	
Estrella R-Square	۰/۲۰۱۵۹		۰/۲۰٤۷۵	
Maddala R-Square	۰/۱۸۷۵٤		۰/۱۹۰۲٦	
Cragg-Uhler R-Square	۰/۲۵۰۸۹		۰/۲۵٤۵٤	
McFadden R-Square	۰/۱۵۰۹۰		۰/۱۵۳۳٤	

توجه: مقادیر داخل پرانتز در ستون ضرایب برآوردی، آمارهٔ **t** محاسباتی مربوط به آن پارامتر است.

* بیانگر معنی‌داری حداقل در سطح ۱۰ درصد است.

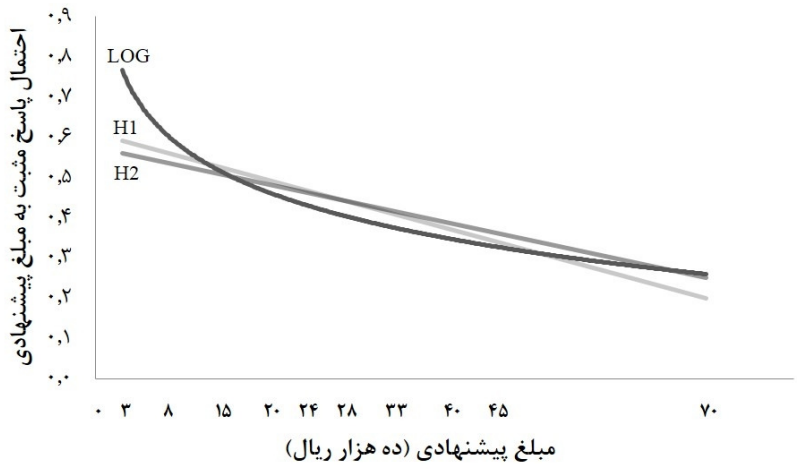
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول(۸): احتمال پذیرش و اثر نهایی ده مبلغ پیشنهادی در الگوی لوجیت

فرم تبعی / مبلغ پیشنهادی*		۳۰۰۰	۸۰۰۰	۱۵۰۰۰	۲۰۰۰۰	۲٤۰۰۰	۲۸۰۰۰	۳۳۰۰۰	٤۰۰۰۰	٤۵۰۰۰	۷۰۰۰۰
خطی هانمن (H1)	احتمال پذیرش	۰/۵۹۸	۰/۵٦۷	۰/۵۲۳	۰/٤۹۱	۰/٤٦٦	۰/٤٤۰	۰/٤۰۹	۰/۳٦۷	۰/۳۳۸	۰/۲۱۳
	اثر نهایی		-۰/۰۳۱	-۰/۰٤٤	-۰/۰۳۲	-۰/۰۲۵	-۰/۰۲۵	-۰/۰۳۱	-۰/۰٤۲	-۰/۰۲۹	-۰/۱۲۵
لگاریتمی هانمن (H2)	احتمال پذیرش	۰/۵۷۲	۰/۵٤۳	۰/۵۰٤	۰/٤۷۸	۰/٤۵۸	۰/٤۳۸	۰/٤۱٤	۰/۳۸۲	۰/۳٦۰	۰/۲٦۸
	اثر نهایی		-۰/۰۲۹	-۰/۰۳۹	-۰/۰۲٦	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲۰	-۰/۰۲٤	-۰/۰۳۲	-۰/۰۲۱	-۰/۰۹۲
لگاریتمی مرسوم (LOG)	احتمال پذیرش	۰/۷٦۲	۰/٦۲۰	۰/۵۱۲	۰/٤٦۲	۰/٤۳۱	۰/٤۰۵	۰/۳۷۸	۰/۳٤۷	۰/۳۲۹	۰/۲٦۵
	اثر نهایی		-۰/۱٤۲	-۰/۱۰۸	-۰/۰۵۰	-۰/۰۳۱	-۰/۰۲٦	-۰/۰۲۷	-۰/۰۳۱	-۰/۰۱۸	-۰/۰٦٤

* واحد مبلغ پیشنهادی در این جدول "ده ریال" است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل (۲): روند تغییرات احتمال پذیرش مبالغ پیشنهادی در الگوی لوجیت برای فرم‌های تبعی مختلف

جدول (۹): نتایج برآورد نقطه‌ای و فاصله‌ای متوسط تمایل به پرداخت

الگو	لوجیت			پروبیت		
فرم تبعی/ میانه*	برآورد نقطه‌ای	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی	معیار کارایی	برآورد نقطه‌ای	فاصله اطمینان ۹۵ درصدی	معیار کارایی
خطی هانمن	۱۸۵۶۹۸	۶۸۴۷۷ -۳۰۲۹۲۰	۱/۲۶	۱۸۷۵۰۱	۷۳۳۶۶ -۳۰۱۶۳۵	۱/۲۲
لگاریتمی هانمن	۳۲۴۷۸۵	۶۶۱۵۷ -۵۸۳۴۱۴	۱/۵۹	۳۳۱۵۲۷	۷۱۴۰۸ -۵۹۱۶۴۷	۱/۵۷
لگاریتمی مرسوم	۱۶۰۴۸۷	۹۱۳۴۵ -۲۲۹۶۲۹	۰/۸۶	۱۶۱۶۷۶	۹۴۳۲۱ -۲۲۹۰۳۱	۰/۸۳

* توجه: در فرم خطی الگوهای لوجیت و پروبیت، مقدار میانه با میانگین برابر است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۱۰): نتایج محاسبه ارزش اکوتوریستی منطقهٔ کویری مصر

فرم تبعی	متوسط تمایل به پرداخت (ریال)	متوسط تعداد بازدیدکنندگان سالیانه	ارزش اکوتوریستی کل (میلیون ریال)	مساحت منطقه (هکتار)	ارزش اکوتوریستی هر هکتار از منطقه (ریال)
خطی هانمن	۱۹۰۰۰۰	۲۸۰۰۰	۵۳۲۰	۱۷۵۱۵۵	۳۰۳۷۳
لگاریتمی هانمن	۳۳۰۰۰۰	۲۸۰۰۰	۹۲۴۰	۱۷۵۱۵۵	۵۲۷۵۳
لگاریتمی مرسوم	۱۶۰۰۰۰	۲۸۰۰۰	۴۴۸۰	۱۷۵۱۵۵	۲۵۵۷۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- پیشنهادات

اکوسیستم‌های بیابانی و کویری، از جمله اکوسیستم‌هایی هستند که اگر چه دارای کارکردهای تنظیمی کمتری نسبت به سایر اکوسیستم‌ها هستند، ولی به لحاظ سایر کارکردهای اقتصادی از جمله کارکردهای اطلاعاتی غنی می‌باشند. از جمله مهم‌ترین کارکردهای اطلاعاتی مناطق بیابانی، می‌توان به کارکرد اکوتوریستی آنها اشاره نمود. اینگونه کارکردهای منابع زیست‌محیطی، سالانه می‌تواند درآمد قابل توجهی را نصیب کشورها نماید، از این‌رو بررسی و برآورد ارزش اقتصادی آنها به منظور ایجاد معیاری برای تصمیم‌گیری سیاست‌گذاران اقتصادی یک کشور ضروری است. در همین راستا، این تحقیق برای اولین بار در کشور به بررسی و برآورد ارزش اکوتوریستی یکی از مناطق کویری ایران به نام مصر واقع در شهرستان خور و بیابانک استان اصفهان پرداخته است. بدین منظور، از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط و شیوه استخراج دوگانه یک‌بعدی استفاده شده است. بدین ترتیب که ابتدا با استفاده از اطلاعات حاصل از پیش آزمون، حجم نمونه تعیین و سپس با استفاده از یک رهیافت علمی و مشخص، ده مبلغ پیشنهادی در روش انتخاب دوگانه استخراج و در پرسشنامه‌های نهایی لحاظ گردید. پس از بدست آوردن اطلاعات مورد نیاز از طریق تکمیل پرسشنامه، با استفاده از الگوهای اقتصادسنجی لوجیت و پروبیت و با بهره‌گیری از فرم‌های تبعی مختلف به بررسی عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت، پرداخته شد. لازم به یادآوری است که نوآوری و هدف دیگر این پژوهش مقایسهٔ نتایج مربوط به فرم‌های تبعی مختلف با یکدیگر بوده است. از میان متغیرهای لحاظ شده در الگوها، تنها شش متغیر درآمد، قیمت پیشنهادی، تحصیلات، جاذبهٔ تفریحی منطقه، تعداد دفعات بازدید و مدت زمان اقامت در منطقه، دارای تأثیر معنی‌دار بر تمایل به پرداخت افراد بوده‌اند. علاوه بر این، نتایج حاصل از مقایسه فرم‌های تبعی با استفاده از معیار کارایی نشان داد که فرم تبعی لگاریتمی مرسوم دارای دقت بالاتری در برآورد حداکثر تمایل به پرداخت است. همچنین ارزش اکوتوریستی کل منطقه نیز، بر اساس فرم‌های تبعی خطی، لگاریتمی هانمن و لگاریتمی مرسوم به ترتیب در حدود ۵/۳۲، ۹/۲۴ و ۴/۴۸ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۱ بدست آمد. این نتایج می‌تواند از یک طرف بیانگر ارزش قابل توجه مناطق کویری و بیابانی ایران و از طرف دیگر نشان‌دهندهٔ حساسیت نتایج مطالعات ارزش‌گذاری مشروط نسبت به

انتخاب نوع فرم تبعی الگوی برآوردی باشد. حال با توجه به ارزش اقتصادی قابل توجه منطقه کویری مصر، لزوم توجه مسئولین امر در جهت توسعهٔ گردشگری و سرمایه‌گذاری در اینگونه مناطق (حداقل به اندازهٔ ارزش کل اکوتوریستی آنها)، کاملاً روشن است. به علاوه، با توجه به اینکه درآمد گردشگران (افراد جامعه) و جاذبهٔ اکوتوریستی منطقه تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تمایل به پرداخت افراد دارد، از این‌رو بهبود وضعیت اقتصادی و معیشتی افراد جامعه و نیز بهبود زیرساختهای گردشگری در مناطق کویری ایران که عموماً مناطق محروم کشور هستند، می‌تواند نقش حائز اهمیتی در توسعهٔ منطقه‌ای داشته باشد. در نهایت پیشنهاد می‌گردد که دولت و نظام تصمیم‌گیری کشور، برای بهره‌گیری از پتانسیل‌های اقتصادی مناطق کویری و بیابانی ایران، برنامه‌ریزی مناسبی را انجام دهد. از طرف دیگر به پژوهشگران حوزه ارزش‌گذاری منابع زیست‌محیطی نیز توصیه می‌شود که هنگام استفاده از رهیافت ارزش‌گذاری مشروط در انتخاب نوع فرم تبعی برای الگوهای برآوردی، دقت و توجه کافی را داشته باشند.

منابع

احمدیان، مجید؛ مدنی، شیما؛ خلیلی‌عراقی، سید منصور و رهبر، فرهاد (۱۳۸۹). برآورد ارزش اقتصادی آبسنگ‌های مرجانی جزیره کیش با توجه به استفاده تفریحی آنها و بهره‌گیری از روش تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان. *اقیانوس‌شناسی*، سال اول، شماره ٤، ٤٨-٣٧.

اربابیان، شیرین؛ رفعت، بتول و اشرافیان‌پور، مریم (۱۳۹۲). بررسی رابطه توریسم بین‌الملل و رشد اقتصادی (مطالعه موردی: کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۱۱٦-۹۷.

امامی میبدی، علی و قاضی، مرتضی (۱۳۸۷). برآورد ارزش تفریحی پارک ساعی در تهران با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CV). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دوازدهم، شماره ۳٦، ۲۰۲-۱۸۷.

امیرنژاد، حمید و اژدری، سمیه (۱۳۹۰). مقایسهٔ کاربرد لاجیت، پروبیت و توبیت در ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست‌محیطی: مطالعهٔ موردی برآورد ارزش گردشی منطقهٔ بهشت گمشده استان فارس. *اقتصاد کشاورزی*، شماره ۳، ۱۱۹-۹۵.

امیرنژاد، حمید و عطایی‌سلوط، کمال (۱۳۹۰). ارزش‌گذاری اقتصادی منابع زیست‌محیطی. ساری: انتشارات آوای مسیح.

امیرنژاد، حمید؛ خلیلیان، صادق و عصاره، محمد حسن (۱۳۸۵). تعیین ارزش‌های حفاظتی و تفرجی پارک جنگلی سی‌سنگان نوشهر با استفاده از تمایل به پرداخت افراد. *پژوهش و سازندگی*، شماره ۷۲، ۲٤-۱۵.

امیرنژاد، حمید؛ عطایی‌سلوط، کمال و مهجوری، کمیل (۱۳۸۸). تعیین ارزش تفریحی پارک‌های شهری، مطالعه موردی: پارک ائل گلی تبریز. *دانش کشاورزی*، دوره ۱۹، شماره ۲، ٤٤-۳۳.

بابایی‌سمیرمی، محمدرضا؛ نظیفی‌نایینی، مینو و عباسپور، سحر (۱۳۹۳). ارتباط صنعت توریسم و توسعه اقتصادی در ایران با رویکرد شبکه عصبی (۱۳۹۰-۱۳۵۹). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٤، ۱۳۰-۱۱۳.

پرون، صدیقه و اسماعیلی، عبدالکریم (۱۳۸۷). برآورد ارزش تفریحی جنگل حرا در استان هرمزگان. *اقتصاد کشاورزی*، دوره ۲، شماره ۳، ۱۱۸-۱۰۵.

حسن‌پور، محمود؛ احمدی، زینب و الیاسی، حسن (۱۳۹۰). تعیین ظرفیت پذیرش گردشگری در مناطق کویری و بیابانی ایران نمونه موردی شهداد، مرنجاب-بند ریگ و مصر-فرحزاد. *مطالعات جهانگردی*، شماره ۱٤، ۱۹۷-۱۷۷.

حیاتی، باب اله و خادم بلدی‌پور، طاهره (۱۳۹۱). برآورد ارزش تفریحی و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان در تالاب قوری گل. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره ۲٦، شماره ۱،

۳۰-۲۲.

حیاتی، باب اله؛ احسانی، مهدی؛ قهرمان‌زاده، محمد؛ راحلی، حسین و تقی‌زاده، مجید (۱۳۸۹). عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان پارک‌های ائل گلی و مشروطه شهر تبریز: کاربرد روش دو مرحله‌ای هکمن. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره ۲٤، شماره ۱، ۹۸-۹۱.

خاکسار آستانه؛ حمیده، دانشور کاخکی؛ محمود، کلاته عربی؛ وحید و اکبری، سید محمدرضا (۱۳۹۰). برآورد ارزش تفریحی پارک‌های جنگلی شهر مشهد با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM). *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۳، شماره ۲، ۷۸-٦۱.

خداوردی‌زاده، محمد؛ حیاتی، باب‌اله و کاوسی‌کلاشمی، محمد (۱۳۸۷). برآورد ارزش تفرجی روستای توریستی کندوان آذربایجان شرقی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *فصلنامه علوم محیطی*، سال پنجم، شماره ٤، ۵۲-٤۳.

خداوردی‌زاده، محمد؛ کاووسی‌کلاشمی، محمد؛ شهبازی، حبیب و ملکیان، آرش (۱۳۹۰). برآورد ارزش اکوتوریستی با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط؛ مطالعه موردی غار سهولان مهاباد. *جغرافیا و توسعه*، شماره ۲۳، ۲۱٦-۲۰۳.

دشتی، قادر و سهرابی، فاطمه (۱۳۸۷). برآورد ارزش تفرجی پارک نبوت کرج با بهره‌گیری از روش ارزش‌گذاری مشروط. *منابع طبیعی ایران*، دوره ٦۱، شماره ٤، ۹۳۲-۹۲۱.

راحلی، حسین؛ خداوردی‌زاده، محمد و نجفی‌علمدارلو، حامد (۱۳۸۹). برآورد ارزش تفرجی روستای بند ارومیه به روش ارزش‌گذاری مشروط. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۲، شماره ٤، ٦۲-٤۹.

صامتی، مجید؛ معینی، شهرام؛ مردیها، سارا و خانی‌زاده امیری، مجتبی (۱۳۹۱). ارزش‌گذاری تفرجی بوستان جنگلی ناژوان اصفهان با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *اکولوژی کاربردی*، سال اول، شماره ۱، ۷۹-٦٤.

عابدی، زهرا؛ امیرنژاد، حمید و سلطانی‌ثانی، نگین (۱۳۹۰). ارزش‌گذاری اقتصادی مجتمع تفریحی- توریستی نمک آبرود. *پژوهش‌های ترویج و آموزش کشاورزی*، سال چهارم، شماره ۳، ٦۰-٤۵.

عبدالهی، بابک؛ راحلی، حسین و ساجدی‌نیا، علی (۱۳۹۰). برآورد تمایل به پرداخت و عوامل مؤثر بر آن در میان بازدیدکنندگان منطقهٔ تفرجی سردابه، استان اردبیل. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۳، شماره ۲، ۵۹-۳۷.

فتاحی، احمد؛ یزدانی، سعید؛ حسینی، سیدصفدر و صدر، سیدکاظم (۱۳۹۰). ارزش‌گذاری تفریحی آب‌های زیرزمینی دشت یزد-اردکان. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، دوره ۲، شماره ٤۲، ۱٦۲-۱۵۳.

فرج‌زاده، زکریا؛ سلطانی‌فسقندیس ، غلامرضا و روستایی، مهدی (۱۳۸۸). برآورد تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان مجموعه تاریخی پاسارگاد و تحلیل عوامل مؤثر بر آن: کاربرد روش ارزش‌گذاری مشروط (CVM). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال نهم، شماره ٤، ۱۱۱-۸۹.

قربانی، محمد و صادقی لطف‌آبادی، سجاد (۱۳۸۹). تعیین کننده‌های تمایل به پرداخت و ارزش گردشگری پارک‌های ملی (مطالعه موردی پارک تندوره). *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی (علوم و صنایع کشاورزی)*، دوره ۲٤، شماره ٤، ٤۲۵-٤۳۲.

کاووسی‌کلاشمی؛ محمد، شهبازی، حبیب و ملکیان، آرش (۱۳۸۸). برآورد ارزش تفریحی تفرجگاه‌ها با استفاده از روش دو مرحله‌ای هکمن؛ مطالعه موردی بوستان محتشم رشت. *مجله تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۱، شماره ۱، ۱٤۹-۱۳۷.

لیاقتی، هومان؛ مبرقعی، نغمه؛ نعیمی‌فر، افسانه و یزدان‌پناه، هدا (۱۳۸۹). کاربرد روش دومرحله‌ای هکمن در بررسی عوامل مؤثر بر ارزش تفرجی منطقه کوهستانی درکه. *پژوهش‌های محیط زیست*، دوره ۱، شماره ۱، ۵۲-٤۳.

محمودی، نیلوفر؛ شیرزادی لسکوکلایه، سمیه و صبوحی صابونی، محمود (۱۳۸۹). برآورد ارزش تفرجگاهی تالاب انزلی با استفاده از روش ارزیابی مشروط. *محیط شناسی*، شماره ۵٤، ۵۸-۵۱.

مرادی، مهرداد؛ صدرالاشرافی، سید مهریار؛ مقدسی، رضا و

یزدانی، سعید (۱۳۹۱). برآورد ارزش تفریحی پارک جنگلی یاسوج با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ٤، شماره ٤، ۱۹۱-۱۷۳.

منافی ملایوسفی، مرضیه و حیاتی، باب اله (۱۳۸۹). برآورد ارزش تفرجی دریاچهٔ مهارلوی شیراز با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *نشریه محیط زیست طبیعی (منابع طبیعی ایران)*، دوره ٦۳، شماره ۳، ۳۰۲-۲۹۱.

مولائی، مرتضی؛ قهرمان‌زاده، محمد و مهدی‌زاده، یونس (۱۳۸۸). برآورد ارزش تفریحی کاخ سردار ماکو و تعیین عوامل مؤثر بر تمایل به پرداخت بازدیدکنندگان. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۲، ۱۹۳-۱۷۳.

ناجی، محمد؛ بنی اسدی، مصطفی؛ صالح، ایرج و رفیعی، حامد (۱۳۹۰). برآورد ارزش تفرجی پارک جنگلی قائم کرمان با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *مجله جنگل ایران*، سال سوم، شماره ۳، ۲٤۱-۲۳۳.

نجاری، جعفر؛ صبوحی صابونی، محمود و سالارپور، ماشاءاله (۱۳۹۰). برآورد ارزش تفریحی چاه‌نیمه با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط. *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، دوره ۳، شماره ٤، ۱۸۹-۱۷۱.

نخعی، نجمه (۱۳۸۸). برآورد ارزش‌های تفریحی و حفاظتی پارک جنگلی نور استان مازندران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه تربیت مدرس.

نیکویی، علی‌رضا و زیبایی، منصور (۱۳۹۱). ارزش زیست‌محیطی و گردشگاهی جریان رودخانهٔ زاینده‌رود در شهر اصفهان: کاربرد روش گزینش دوگانهٔ دوحدی. *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، دوره ٦، شماره ۲، ۱۵۲-۱۲۱.

هاشم‌نژاد، هاشم؛ فیضی، محسن و صدیق، مرتضی (۱۳۹۰). تعیین ارزش تفرجگاهی پارک جنگلی نور مازندران، با استفاده از روش ارزش‌گذاری مشروط (CV). *محیط‌شناسی*، سال سی و هفتم، شماره ۵۷، ۱۳٦-۱۲۹.

Arrow, K., Solow, R., Portney, P. R., Leamer, E. E., Radner, R. & Schuman, H. (1993). Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation. Report to the General Counsel of the US National Oceanic and Atmospheric Administration: *Federal Register*, 58, (10), 4601–4614.

Baral, N., Stern, M. J. & Bhattarai, R. (2008). Contingent Valuation of Ecotourism in Annapurna Conservation Area, Nepal: Implications for Sustainable Park Finance and Local Development. *Ecological Economics*, 66, 218 – 227.

Bartczak, A., Lindhjemb, H., Navrud, S., Zandersen, M. & Żylicz, T. (2008). Valuing Forest Recreation on the National Level in a Transition Economy: The Case of Poland. *Forest Policy and Economics*, 10, 467–472.

Birdir, S., Ünal, Ö., Birdir, K. & Williams, A.T. (2013). Willingness to Pay as an Economic Instrument for Coastal Tourism Management: Cases from Mersin, Turkey. *Tourism Management*, 36, 279-283.

Bishop, R. C. & Heberlein, T. A. (1979). Measuring Values of Extra-market Goods: Are Indirect Measures Biased?. *American Journal of Agricultural Economics*, 61, 926-930.

Bowker, J. M. & Stoll, J. R. (1988). Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource. *American Journal of Agricultural Economics*, 70(2), 372-381.

Boyle, K. J. (1990). Dichotomous-Choice, Contingent Valuation Questions: Functional Form is Important. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, 19(2), 125-131.

Boyle, K. J., Welsh, M. P. & Bishop, R. C. (1988). Validation of Empirical Measures of Welfare Change: Comment. *Land Economics*, 64(1), 94-98.

Buckley, C., Rensburg, T. & Hynes, S. (2009). Recreational Demand for Farm Commonage in Ireland: A Contingent Valuation Assessment. *Land Use Policy*, 26, 846–854.

Costanza, R., d'Arge, R., de Groot, R.S., Farber, S., Grasso, M., Hannon, B., Limburg, K., Naeem, S., O'Neill, R.V., Paruelo, J., Raskin, R.G., Sutton, P. & van den Belt, M. (1997). The Value of the World's Ecosystem Services and Natural Capital. *Nature*, 387, 253-260.

Deisenroth, D., Loomis, J. & Bond, C. (2009). Non-Market Valuation of Off-Highway Vehicle Recreation in Larimer County, Colorado: Implications of Trail Closures. *Journal of Environmental Management*, 90, 3490–3497.

Del Saz-Salazara, S. & Guaita-Pradas, I. (2013). On the Value of Drovers' Routes as Environmental Assets: A Contingent Valuation Approach. *Land Use Policy*, 32, 78–88.

Diaz ,M. A., Gomez, M. G., Gonzalez, A. S. & Alvarez, J. D. U. (2010). On Dichotomous Choice Contingent Valuation Data Analysis: Semiparametric Methods and Genetic Programming. *Journal of Forest Economics*, 16, 145-156.

Farr, M., Stoeckl, N., & Beg, R. A. (2014). The Non-Consumptive (Tourism) 'Value' of Marine Species in the Northern Section of the Great Barrier Reef. *Marine Policy*, 43, 89–103.

Hanemann, M. (1984). Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses. *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3), 332-341.

Hanemann, M. (1989). Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data: Reply. *American Journal of Agricultural Economics*, 71(4), 1057-1061.

Kroeger, T. & Manalo, P. (2007). Economic Benefits Provided by Natural Lands: Case Study of California's Mojave Desert. *Defenders of Wildlife*. Washington DC.

Laity, J. (2008). Deserts and Desert Environments. *John Wiley Publication*.

Voke, M., Fairley, I., Willis, M. & Masters, I. (2013). Economic Evaluation of the Recreational Value of the Coastal Environment in a Marine Renewables Deployment Area. *Ocean & Coastal Management*, 78, 77-87.

Whitehead, J., Groothuis, P. A., Southwick, R. & Foster-Turley, P. (2009). Measuring the Economic Benefits of Saginaw Bay Coastal Marsh with Revealed and Stated Preference Methods. *Journal of Great Lakes Research*, 35, 430–437.

بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه زیربخش‌های کشاورزی ایران

Investigation of Impact of Financial Repression on Growth of the Capital Stock of Agricultural Sub-Sectors in Iran

حسین اکبری‌فرد*، محمد قطب‌الدینی قاسم‌آباد**،
فرحناز شهریاران***، امید جنابی****

دریافت: ۱۳۹۲/۱۲/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۳/٤/۱۹

چکیده:

این مطالعه به بررسی تأثیر برخی از شاخص‌های سرکوب مالی از جمله، DR (شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد)، Cpi (تفاوت نرخ تورم ایران و جهانی) و G (نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی) بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۰، با استفاده از تخمین تابع تقاضا و رهیافت داده‌های تابلویی می‌پردازد. نتایج حاصل از برآورد مدل بیانگر تأثیر منفی و معنی‌دار شاخص‌های سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه در هر یک از زیربخش‌ها می‌باشد.

کلمات کلیدی: تابع تقاضا، داده‌های تابلویی، زیربخش‌های کشاورزی، سرکوب مالی، موجودی سرمایه.

طبقه‌بندی JEL: C23، G18، Q12.

* استادیار دانشکده مدیریت و اقتصاد دانشگاه شهید باهنر کرمان
Email: akbari45@gmail.com

** دانشجوی کارشناسی ارشد مهندسی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
Email: mohammad_gh04@ymail.com

*** کارشناس ارشد مهندسی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان (نویسنده مسئول)
Email: farahnaz.shahryaran@gmail.com

**** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان
Email: omid.j.eco@gmail.com

Hossein Akbarifard, Mohammad Ghotbadini Ghasem Abad**, Farahnaz Shahryaran***, Omid Jenabi****

Received: 18/March/2014 Accepted: 10/July/2014

Abstract:

This study investigates the effect of some indicators of financial repression, including DR (the gap between the official interbank exchange rate and the free market rate), Cpi (the difference between Iran's inflation rate and the inflation rate of the world) and G (the ratio of government debt to liquidity), on capital stock growth in agricultural sub-sectors in Iran, during the period 1991-2011 using estimation of the demand function and panel data method. The results of the model indicate a significant negative effect of financial repression indicators on the development of the capital stock growth in all agricultural sub-sectors.

Keywords: Demand Function, Panel Data, the Agricultural Sub-Sectors, Financial Repression, Capital Stock.

JEL: C23، G18، Q12.

* Assistant Professor of Economics, Bahonar University, Kerman, Iran.

** M.A Student of Agricultural Economics, Bahonar University, Kerman, Iran.

*** M.A in Agricultural Economics, Bahonar University, Kerman, Iran (Corresponding Author).

**** Ph.D. Candidate of Economics, Sistan and Baluchestan University, Zahedan, Iran.

۱- مقدمه

اطلاعات مربوط به رشد موجودی سرمایه در بخش‌های اقتصادی از جمله ضروری‌ترین اطلاعات لازم برای تجزیه و تحلیل کارکرد بخش‌ها و برنامه‌ریزی درازمدت آنها است. در ایران این کمبود اطلاعاتی در کلیهٔ بخش‌های اقتصادی کشور کاملاً مشهود است. در بخش کشاورزی این خلأ اطلاعاتی بیشتر مشخص است، چرا که برای هیچ یک از زیربخش‌های آن حتی آمار ثبت شده‌ای از سرمایه‌گذاری ثابت سالیانه هم وجود ندارد. این در حالی است که بنا به نظر قره‌باغیان (۱۳۷۳: ٤٦) به نقل از مالتوس سرمایه و انباشت آن به عنوان مهم‌ترین عامل تعیین کنندهٔ رشد اقتصادی کشورها است و در نتیجه بررسی آمار مربوط به رشد موجودی سرمایه و چگونگی رشد آن از ضروریات است.

از نظر بیشتر اقتصاددانان یکی از مهم‌ترین عوامل تولید مؤثر بر رشد و توسعهٔ کشورها (به ویژه کشورهای در حال توسعه) عامل سرمایه است. با این وجود در بیشتر کشورهای جهان سوم داده‌های مربوط به انبارهٔ سرمایه به طور مستقیم قابل دسترس نیست. از جمله دلایل نداشتن دسترسی شامل نوپا بودن سیستم حسابداری این کشورها یا دقیق نبودن سیستم حسابداری ملی آنها است. پس اطلاعات مربوط به انبارهٔ سرمایه (بر خلاف آمار نیروی کار که با سرشماری قابل محاسبه است) مستقیم محاسبه نمی‌شود و با در نظر گرفتن سایر آمارها مانند استهلاک سرمایه‌ها و عمر مفید سرمایه‌ها چندان قابل اعتماد نیست. با این وجود تکنیک‌های مختلفی پیشنهاد شده که هر کدام بنا به مفروضات خاص سری آمار مختلف ارایه کرده‌اند. همچنین در مورد نرخ استهلاک سرمایه‌ها که فاکتور مهمی در محاسبهٔ استهلاک و سرانجام میزان انبارهٔ سرمایه است تکنیک‌های محاسباتی وجود دارد که آنها نیزخالی از اشکال نیستند (هایول، ۱۳۷۰: ۱٦٥).

بخش کشاورزی به عنوان یکی از بخش‌های اقتصادی در جهت پیشبرد استراتژی‌های توسعه و دستیابی به اهداف چشم‌انداز در زمینه بسیاری از شاخص‌های اقتصادی و اجتماعی از جمله کاهش فقر و ایجاد اشتغال، می‌تواند بسیار مؤثر واقع گردد (سلامی و انصاری، ۱۳۸۸: ۳). همچنین این بخش تأمین‌کننده حدود ۱۳ درصد تولید ناخالص داخلی، ۲۵ درصد ارزش صادرات غیرنفتی و ۲۰ درصد اشتغال است و نیز تأمین نزدیک به ۹۳ درصد نیازهای غذایی جامعه و تولید مواد اولیه بسیاری از صنایع دیگر را بر عهده دارد. از مهم‌ترین موضوعات مرتبط با بخش کشاورزی، تأمین مالی آن است که همواره به عنوان عامل محدودکننده رشد این بخش مطرح و در چارچوب برنامه‌های توسعه، راهکارهای متنوعی برای آن تدوین و مورد پیگیری قرار گرفته است (آقانصیری، ۱۳۹۱: ٦٤).

دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار، همواره مورد نظر برنامه‌های اقتصادی کشورها بوده است. در همین راستا، اقتصاددانان تلاش نموده‌اند تا عوامل مختلف تأثیرگذار بر رشد اقتصادی را شناسایی نموده و نحوه حصول شرایط لازم برای ظهور و گسترش این عوامل را در قالب بسته‌های سیاستی ارائه نمایند. اثبات وجود رابطه مثبت میان توسعه بازارهای مالی و رشد اقتصادی توسط بسیاری از مطالعات، پژوهشگران را بر آن داشته است تا عوامل بازدارنده رشد و توسعه بازارهای مالی را مورد مطالعه قرار دهند. مداخلات دولت‌ها در بازارهای مالی، مانند تعیین سقف نرخ سود سپرده‌های بانکی، نرخ‌های بالای ذخایر قانونی، دخالت در نحوه توزیع اعتبارات بانکی، وضع قوانین و مقررات محدودکننده حساب جاری و حساب سرمایه، از یک سو باعث محدودیت در بازارهای مالی شده و از سوی دیگر نرخ سود (بهره) حقیقی بانکی منفی را باعث می‌شود. در ادبیات مالی پدیده اخیر سرکوب مالی نامیده می‌شود که باعث کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (کمیجانی و پوررستمی، ۱۳۸۷: ٤۱).

۲- پیشینه تحقیق

صمدی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی پرداختند. نتایج حاصل

از این مطالعه نشان داد که سرکوب مالی تأثیر معناداری در درازمدت بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی ایران نداشته است، اما انباشت سرمایه و پس‌اندازهای غیرمالی تأثیر مثبت و معنی‌دار بر آن داشته‌اند. این نتایج حکایت از کنترل شدید نظام بانکداری توسط دولت داشته و مانع از انجام درست وظایف توسط بخش مالی شده است (صمدی و همکاران، ۱۳۹۰: ۸٤).

سلامی و همکاران در مطالعهٔ خود موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران را برآورد کرده و چگونگی شکل‌گیری آن در برنامه‌های توسعه با استفاده از روش موجودی پیوسته را بررسی کردند و به این نتیجه رسیدند که رشد موجودی سرمایه در سال ۱۳۸۵ در زیربخش زراعت و باغبانی ۵۳۳۷٤,۹ میلیارد ریال به قیمت ثابت سال ۱۳۸٦ و در زیربخش دامپروری ۲٤۳۳٤,٦ میلیارد ریال و در زیربخش مراتع ٤۹۸۲ میلیارد ریال و در زیربخش شیلات ۱٦۳۷٤,۲ میلیارد ریال می‌باشد (سلامی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱٦۲-۱۳۳).

کمیجانی و پوررستمی در مقاله تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی، اشکال مختلف سرکوب مالی را با توجه به مقدار نرخ بهره حقیقی ساخته و تأثیر آن با استفاده از داده‌های تلفیقی بر رشد اقتصادی ۹۲ کشور در طول سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۸۵ را مورد بررسی قرار دادند. نتایج بدست آمده نشان دهنده تأثیر منفی و معنادار نرخ‌های بهره حقیقی منفی بر رشد اقتصادی کشورهاست. همچنین برآوردها نشان می‌دهد که افزایش شدت منفی بودن نرخ بهره حقیقی نیز تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (کمیجانی و پوررستمی، ۱۳۸۷: ۳۹).

امیرتیموری و خلیلیان در مطالعه‌ای به بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران پرداختند. در این مطالعه که از روش بهره‌وری متوسط تعمیم‌یافته (GAP) استفاده گردید نتایج نشان داد که متغیرهای نیروی کار به ازای هر واحد سرمایه و متوسط سرمایهٔ انسانی به ازای هر واحد سرمایه تأثیر مثبت و متغیر EXC (فاصله تولید بالفعل از تولید بالقوه) تأثیر منفی در بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی دارند (امیرتیموری و خلیلیان، ۱۳۸۵: ۵۷).

آنور و سان در مقاله خود به بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، موجودی سرمایه‌گذاری خارجی و موجودی سرمایه‌گذاری داخلی در مالزی با استفاده از مدل گشتاور تعمیم‌یافته برای داده‌های سری زمانی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان داد که سطح توسعه مالی به رشد موجودی سرمایه داخل در مالزی کمک نموده است، اما تأثیرش بر رشد اقتصادی از نظر آماری معنی‌دار نیست. افزایش در موجودی سرمایه‌گذاری خارجی در مالزی به افزایش در موجودی سرمایه داخلی و رشد اقتصادی کمک نموده است. اما سرمایه‌گذاری خارجی به طور معنی‌داری فقط تحت تأثیر سطح آزادسازی اقتصادی و نرخ ارز واقعی می‌باشد (آنور و سان، ۲۰۱۱: ۳۳۵).

هانگ و وانگ در مطالعه خود تأثیر سیاست‌های سرکوب مالی بر رشد اقتصادی کشور چین در دوران در حال اصلاح، را بررسی کرده‌اند. در این مقاله ابتدا یک شاخص سرکوب مالی ساخته و سپس تأثیر آن بر رشد تولید ناخالص داخلی، با استفاده از روش داده‌های تلفیقی آزمون شده است. نتایج نشان دادند که آزادسازی مالی، رشد اقتصادی را حدود ٤ درصد افزایش می‌دهد، اما سرکوب مالی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی می‌شود (هانگ و وانگ، ۲۰۱۰: ۱).

چشم‌بنام در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی در دوره ۲۰۰۵-۱۹٦۵ پرداخته است. در این مقاله، عوامل تعیین‌کننده رشد اقتصادی در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج نشان می‌دهد که واسطه‌گری مالی سرمایه و آزادسازی مالی، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند. علاوه بر این، تأثیر نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی، منفی و ناچیز است (چشم‌بنام، ۲۰۱۰: ٦).

سوزان و یانگ در مقاله خود به بررسی رابطه بین توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های استانی چین در سال ۱۹۹۰ پرداختند. آنها متوجه شدند که سیستم قانونی، سرمایه‌گذاری خصوصی را تحت تأثیر قرار داده است و تأثیری

بر عمق مالی نداشته است، اگر چه سهم خصوصی اعتبارات بانکی و رقابت بانکی را افزایش می‌دهد. این مقاله شواهدی از انتقال منابع از بخش دولتی به بخش خصوصی را نشان می‌دهد. به علاوه، سیستم‌های قانونی یک تأثیر معنی‌دار بر نرخ رشد متوسط تولید ناخالص داخلی ندارند. همچنین سیستم‌های قانونی در حال کار، احتیاج به نهاده‌های مکمل دیگر دارند (سوزان و یانگ، ۲۰۰۹: ۷۶۳).

۳- تصریح مدل

یکی از راه‌های تحلیل اثر متغیرهای مختلف اقتصادی بر رشد موجودی سرمایه، استفاده از چارچوب تابع تقاضا است، که می‌تواند از سه مبنای تئوریک اساسی مشتق گردد (جان هندرسون[1] (۱۹۷۱: ۷۰)، پیتر چو[2] (۱۹۹۰: ۸۳)، ترکمانی و آذرین‌فر (۱۳۸۳: ٤٨)، ازوجی و عسگری (۱۳۸٤: ۳۹)، خالدی و همکاران (۱۳۸٦: ۱۱۷):

۱) حداقل ساختن هزینه با محدودیت[3]، ۲) حداکثر ساختن سود بدون محدودیت[4] و ۳) مدل تابع سود هر واحد محصول قیمت[5]. در این تحقیق از مدل سوم استفاده شده است. این مدل فرض می‌کند که در شرایط وجود یک تکنولوژی مشخص و وجود عوامل ثابت تولید، ارزش حداکثر شده تابع سود از حل شرایط لازم استخراج خواهد شد. ارزش مذکور تابعی از قیمت‌های ستاده و نهاده‌های متغیر (X_iها) و مقادیر نهاده‌های ثابت تولید (Z_iها) می‌باشد.

تابع سود واحد محصول- قیمت هنگامی که تابع تولید کاب‌داگلاس باشد با بازده نزولی نسبت به نهاده‌های متغیر به صورت زیر است:

$$V = A\prod_{i=1}^{m} X_i^{\alpha_i}\prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i} \qquad (۱)$$

$$\mu = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i<1} \qquad (۲)$$

زمانی که تابع تولید یک تابع کاب‌داگلاس با بازده نزولی به مقیاس نسبت به نهاده‌های متغیر باشد، تابع سود هر واحد محصول- قیمت به صورت زیر استخراج خواهد شد.

$$\pi^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu).\left(\prod_{i=1}^{m}\left(\frac{C_i}{\alpha_i}\right)^{-\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right).\left(\prod_{i=1}^{n} Z_i^{\beta_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۳)$$

$$\pi^* = A^* \prod_{i=1}^{m} C_i^{a_i} \prod_{i=1}^{n} Z_i^{b_i} \qquad (٤)$$

$$A^* = A^{(1-\mu)^{-1}}(1-\mu).\left(\prod_{i=1}^{m} \alpha_i^{\alpha_i(1-\mu)^{-1}}\right) \qquad (۵)$$

$$a_i = -\alpha_i(1-\mu)^{-1} < 0, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (٦)$$

$$b_i = \beta_i(1-\mu)^{-1} > 0, \qquad i = 1, \dots, n \qquad (۷)$$

توابع تقاضای مشتق شده به صورت زیر حاصل می‌گردند:

$$X_i^* = -\frac{\delta\pi^*}{\delta C_i}, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (۸)$$

اگر دو طرف (۸) را در رابطه $\frac{-C_i}{\pi^*}$ ضرب گردد، رابطه زیر را خواهیم داشت:

$$\frac{-C_i X_i^*}{\pi^*} = \frac{\delta \ln \pi^*}{\delta \ln C_i}, \quad i = 1, \dots, m \qquad (۹)$$

که برای تابع سود کاب‌داگلاس:

$$\frac{-C_i X_i^*}{\pi^*} = a_i, \qquad i = 1, \dots, m \qquad (۱۰)$$

از رابطه لگاریتم طبیعی گرفته:

$$\ln X_i^* = \ln(-a_i) - \ln(C_i) + \ln(\pi^*) \qquad (۱۱)$$

در این تحقیق تقاضا برای سرمایه به عنوان عامل تولید متغیر در نظر گرفته می‌شود و سایر عوامل تولید به صورت ثابت، که در نهایت به صورت زیر استخراج می‌شود (سان‌خایان، ۱۹۸۸: ۱٦):

$$K = F(R, Z) \qquad (۱۲)$$

به طوری‌که، K رشد موجودی سرمایه مربوط به زیربخش‌های کشاورزی و R نرخ بهره یا قیمت نهاده سرمایه در تابع تقاضا و Z برداری است شامل هر آنچه که در تابع تولید به عنوان عامل ثابت در نظر گرفته می‌شود. در این تحقیق، شاخص‌های سرکوب مالی، با توجه به هدف مطالعه به عنوان عوامل ثابت وارد مدل شده‌اند.

1. Henderson (1971)
2. Chow (1990)
3. Constrained Cost Minimization
4. Unrestricted Profit Maximization
5. Unit Output Price Profit Function Model

در نهایت مدل برآوردی را به صورت زیر خواهیم داشت:

$$\ln K = F(\ln R, \ln DR, \ln Cpi, \ln G) \quad (۱۳)$$

متغیرهای lnDR، lncpi و lnG به عنوان شاخص‌های سرکوب مالی (FIR) استفاده شده‌اند. ln DR: شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد، ln Cpi: تفاوت نرخ تورم ایران و جهانی و ln G=ln(d/m2): نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی، می‌باشند.

٤- روش تحقیق

به منظور برآورد الگوی مربوط به زیربخش‌های کشاورزی، با توجه به نوع داده‌ها و ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی از روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) استفاده می‌شود. روش داده‌های ترکیبی (تابلویی) روشی برای تلفیق داده‌های مقطعی و سری زمانی است. مزیت این روش در این است که معمولاً روش‌های سنتی اقتصادسنجی بر سری‌های زمانی و داده‌های مقطعی، ناهماهنگی‌های مربوط به واحدها یا گروه‌ها را لحاظ نمی‌کنند و نتایج دارای ریسک تورش‌دار بودن است. مهم‌ترین مزیت استفاده از روش داده‌های ترکیبی، کنترل نمودن خواص ناهمگن و در نظر گرفتن تک‌تک مقاطع است (محمدی،۱۳۹۰: ۳۲). ابتدا پیش از اینکه روش‌های تخمین آمارهای تلفیقی تحلیل گردد، به ماهیت اثرات غیرقابل مشاهده و ویژگی‌های متغیرهای توضیحی مشاهده شده پرداخته می‌شود.

$$y_{it} = \alpha + x_{it} + u_{it} \quad (۱٤)$$

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (۱۵)$$

به طوری‌که در مدل بالا، y_{it} نشان دهنده متغیر وابسته و x_{it} بردار متغیرهای توضیحی است. μ_i نیز متغیر غیرقابل مشاهده است. اگر i مبین افراد باشد، در این صورت در برخی از موارد به μ_i اثر فردی نیز اطلاق می‌شود. به طور مشابه می‌توان همین اصطلاح را در مورد واحدهای مقطعی به کار برد و t نشان‌دهنده دوره زمانی می‌باشد. به جمله ε_{it} نیز خطاها و یا جملات اختلال فردی گفته می‌شود، چرا که این جملات هم در طول زمان و هم در طول مقاطع تغییر می‌کنند. در رابطه با متغیر μ_i نیز اغلب دو مقوله مطرح می‌شود. به این معنی که آیا این متغیر دارای یک اثر ثابت است و یا اینکه اثر آن تصادفی است؟ در بررسی مدل‌های تلفیقی، اگر μ_i به عنوان یک متغیر تصادفی در نظر گرفته شود، به آن یک اثر تصادفی[1] گفته می‌شود. در مقابل، زمانی که μ_i به عنوان پارامتری باشد که قرار است برای هر یک از مقاطع به صورت جداگانه تخمین زده شود، به آن یک اثر ثابت[2] گفته می‌شود. واژه اثر ثابت به این معنی نیست که μ_i به عنوان یک متغیر غیرتصادفی است، بلکه دارای این مفهوم ضمنی است که امکان همبستگی بین اثر غیرقابل مشاهده μ_i و متغیرهای توضیحی x_{it} معلوم وجود دارد (داوودی و شاهمرادی، ۱۳۸۳: ۸۹).

برای مشخص شدن روش برآورد در مدل داده‌های تابلویی باید دو آزمون انجام شود. ابتدا آزمون لیمر که فرض صفر آن این است که عرض از مبدأ تمام مقاطع یکسان است و باید از روش حداقل مربعات معمولی استفاده شود. رد نکردن این آزمون به این معنی است که باید یکی از روش‌های اثرات تصادفی و اثرات ثابت برای برآورد استفاده شود. برای انتخاب روش اثر ثابت و اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود که فرض صفر مبنی بر سازگاری روش اثر تصادفی را آزمون می‌کند (ابراهیمی،۱۳۹۰: ۱۳٤).

٤-۱- مدل اثرات ثابت یا حداقل مربعات با متغیر مجازی[3]

روش متداول در قالب ریزی مدل داده‌های تابلویی، بر این فرض استوار است که اختلاف بین واحدها را می‌توان به صورت تفاوت در عرض از مبدأ نشان داد و بنابراین در رابطهٔ (۱٤)، هر یک از α_i ها یک پارامتر ناشناخته است که باید برآورد شود. با فرض اینکه y_i و x_i شامل T مشاهده برای واحد iام بوده و ε_i بردار جزء اخلال با ابعاد $T\times 1$ باشد، در این حالت رابطه (۱٤) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

1. Random effect
2. Fixed effect
3. Least squares dummy variable (LSDV)

$$y_{it} = i\alpha_i + x_{it}\beta' + \varepsilon_{it} \quad (۱۶)$$

که رابطه فوق با عنوان حداقل مربعات مجازی نامیده می‌شود. مدل اخیر یک مدل رگرسیونی خطی کلاسیک[1] بوده و هیچ شرط جدیدی برای تجزیه و تحلیل آن لازم نیست و می‌توان مدل را با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[2] برآورد کرد. در الگوی اثرات ثابت، عرض از مبدأ در الگوی رگرسیون بدین دلیل بین افراد متفاوت است که هر فرد یا واحد مقطعی، ویژگی‌های خاص خود را داراست. در الگوی اثرات ثابت، می‌توان عرض از مبدأ را طوری برآورد کرد که نه تنها در مقاطع مختلف، بلکه در زمان‌های مختلف نیز متفاوت از هم باشند (برقی‌اسکویی، ۱۳۸۷: ۱۱).

٤-۲- مدل اثرات تصادفی[3]

در این رهیافت، جزء ثابت مشخص کننده مقاطع مختلف به صورت تصادفی بین واحدها و مقاطع توزیع گردیده است. لذا با توجه به این موضوع، مدل اثرات تصادفی به صورت زیر خواهد بود:

$$\mathbf{Y_{it}} = \boldsymbol{\alpha} + \boldsymbol{\beta x_{it}'} + \boldsymbol{\mu_i} + \boldsymbol{\varepsilon_{it}} \quad (۱۷)$$

معادله (۱۷)، دارای K برآوردگر به اضافه یک عرض از مبدأ است. در این معادله، جزء اخلال از دو جزء تشکیل شده است: یکی جزء خطای مقطعی μ_i که بین این جزء خطا و گذشت زمان ارتباطی وجود ندارد؛ و دیگری جزء خطای ترکیبی سری زمانی و مقطعی ε_{it} است. در این مدل، فرض می‌شود که اجزای خطای مقطعی با یکدیگر خودهمبستگی دارند و میان واحدهای مقطعی و سری زمانی همبستگی وجود ندارد. در این حالت، جزء خطا خودهمبستگی دارد و تنها در شرایط $\delta_u^2 = ۰$ خودهمبستگی وجود نخواهد داشت. به این دلیل از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته[4] برای برآورد پارامترها استفاده می‌شود (گرین، ۲۰۰۳: ۷۳۸).

٤-۳- آزمون‌های تشخیصی در داده‌های ترکیبی

٤-۳-۱- آزمون اثرات فردی (چاو)؛ انتخاب بین مدل‌های داده‌های تلفیق شده و آثار ثابت

در مدل‌های مربوط به داده‌های ترکیبی به صورت زیر:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱۸)$$

اثرات فردی یا اختلاف بین ویژگی‌های مقطعی (که در این مطالعه منظور از مقطع، زیربخش کشاورزی است) در عرض از مبدأ (α_i) نشان داده می‌شوند، لذا در صورت عدم وجود اختلاف در ویژگی‌های مقطعی، مدل فوق با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد است، اما در صورت وجود اثرات فردی بایستی از روش داده‌های تابلویی برای برآورد مدل استفاده کرد. از این‌رو، به منظور تعیین عرض از مبدأ جداگانه برای هر زیربخش از آماره F به صورت زیر استفاده می‌شود (همان).

$$H_0 : \alpha_0 = \cdots = \alpha_k = \alpha$$
$$H_1 : \alpha_i \neq \alpha_j \quad (۱۹)$$

$$F_{(N-1)/(N.T-N-K)} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/(N-1)}{RSS_{UR}/(N.T-N-K)} \quad (۲۰)$$

در رابطه فوق، N تعداد مقاطع (زیر بخش‌ها)، K تعداد متغیرهای توضیحی، T دوره زمانی، RSS_R و RSS_{UR} به ترتیب مجموع جملات خطا در تخمین مدل بر اساس روش حداقل مربعات معمولی و روش داده‌های تابلویی می‌باشند. با مقایسه F محاسبه شده با F جدول، تخمین مدل از طریق روش حداقل مربعات معمولی به صورت تلفیقی یا روش داده‌های تابلویی انجام می‌شود. در صورتی‌که مقادیر محاسبه شده F کمتر از مقدار محاسبه شده جدول باشد، فرضیه H_1 پذیرفته می‌شود و فقط باید از یک عرض از مبدأ استفاده شود. ولی در صورتی‌که F محاسبه شده بیشتر از F جدول باشد، فرضیه H_0 رد و اثرات گروه پذیرفته می‌شود و باید عرض از مبدأهای متفاوتی را در مدل لحاظ نمود.

1. Classical Linear Regression Model
2. Ordinary Least Square Variable
3. Random Effect Model
4. Generalized Least Squares (GLS)

٤-۳-۲- آزمون هاسمن؛ انتخاب بین مدل‌های آثار ثابت و آثار تصادفی

در این قسمت مشخص می‌شود که برای تخمین داده‌های پانل کدام روش (اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) مناسب‌تر است. برای این منظور از آزمون هاسمن[1] (۱۹۷۸) استفاده می‌شود. ایده اصلی آزمون هاسمن مقایسهٔ دو برآوردگر اثرات ثابت و اثرات تصادفی است، به طوری‌که یکی از برآوردگرها نشان‌دهنده سازگاری هم با فرضیهٔ صفر و هم با فرضیهٔ مقابل و برآوردگر دیگر نشان‌دهنده سازگاری تنها با فرضیهٔ صفر است. وجود تفاوت معنی‌دار بین این دو برآوردگر نشان‌دهندهٔ عدم پذیرش فرضیه صفر است. فرضیه صفر به این معنی است که ارتباطی بین جزء اخلال معادله و متغیرهای توضیحی وجود ندارد و آنها از یکدیگر مستقل هستند. در حالی‌که فرضیه مقابل به این معنی است که بین جزء اخلال مورد نظر و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد و چون به هنگام وجود همبستگی بین جزء اخلال و متغیر توضیحی با مشکل تورش و ناسازگاری مواجه می‌شویم، بنابراین بهتر است در صورت پذیرفته شدن H_1 (رد H_0) از روش آثار ثابت استفاده کنیم. تحت فرضیه H_0، آثار ثابت و آثار تصادفی هر دو سازگارند ولی آثار ثابت ناکارا است. یعنی در صورت رد شدن فرضیه H_1، روش آثار ثابت سازگار و روش آثار تصادفی ناسازگار است و باید از روش آثار ثابت استفاده کرد (گرین، ۲۰۰۳: ۷۳۹). به منظور تشخیص تخمین مدل از طریق رهیافت اثرات ثابت یا تصادفی در روش داده‌های تابلویی از آماره هاسمن به صورت زیر استفاده می‌شود:

$$H = n\hat{q}'(\widehat{Avar}(\hat{q}))^{-1}\hat{q} \qquad (۲۱)$$
$$\hat{q} = \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$$

که در آن H آماره هاسمن، $\hat{q}$ تفاضل ضرایب برآورد شده برای متغیرهای توضیحی لحاظ شده در روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، $\widehat{Avar}(\hat{q})$ واریانس مجانبی $\hat{q}$ و n تعداد مشاهدات است. آماره هاسمن دارای توزیع چی‌دو با درجهٔ آزادی β (تعداد ضرایب تخمین زده شده) است. بدین ترتیب با مقایسه H محاسبه شده با χ^2 جدول، تخمین مدل از طریق رهیافت اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام می‌گیرد. فرض صفر سازگاری روش اثر تصادفی را آزمون می‌کند (ابراهیمی، ۱۳۹۰: ۱۳٦).

قبل از انجام آزمون‌های تشخیصی و برآورد مدل، نیاز است تا با استفاده از برخی آزمون‌های مربوط به بررسی پایایی و آزمون‌های مربوط به بررسی هم انباشتگی بین متغیرها آزمون‌های مربوط به بررسی پایایی در داده‌های ترکیبی شامل، آزمون‌های لوین و لین[2] (LL)، IPS[3]، فیشر[4] و آزمون دیکی-فولر مقطعی (CADF)[5] است که در مطالعه حاضر از آزمون لوین و لین جهت بررسی ایستایی متغیرهای مدل استفاده شده است. در این آزمون فرض صفر بیانگر عدم پایایی متغیرها در سطح و فرض مقابل، پایایی متغیرهای مدل در سطح را عنوان می‌کند. چنانچه ضرایب بدست آمده مربوط به آماره لوین و لین در سطح احتمال به دست آمده معنی‌دار باشد فرض صفر آزمون مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد و فرض مقابل مبنی بر پایایی متغیر در سطح احتمال محاسباتی پذیرفته می‌شود. همچنین برای بررسی وجود یا عدم وجود هم‌جمعی در داده‌های ترکیبی، آزمون‌هایی از جمله آزمون کائو[6] (۱۹۹۹)، پدرونی[7] (۱۹۹۹) و آزمون فیشر وجود دارد که در این تحقیق از آزمون کائو به منظور بررسی وجود یا عدم وجود رابطه معنادار و بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده می‌شود. فرض صفر این آزمون حاکی از عدم وجود رابطه بلندمدت و عدم هم‌انباشتگی بین متغیرهاست، که در صورت معنی‌دار بودن ضرایب در سطح احتمال محاسباتی این فرضیه رد و فرض مقابل که بیانگر وجود هم‌جمعی و بردار بلندمدت بین متغیرهای مدل است، پذیرفته می‌شود (زراءنژاد و انواری، ۱۳۸٤: ٤٤).

1. Hausman Test

2. Levin and Lin
3. Im, Pesaran & Shin (IPS)
4. Fisher
5. Cross-Sectionally ADF
6. Kao (1999)
7. Pedroni (1999)

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در برآورد الگوهای اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های ترکیبی، در مرحله اول ایستایی متغیرها، با استفاده از آزمون لوین و لین بررسی شد که نتایج بررسی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول (۱): بررسی پایایی متغیرهای مدل

متغیر	Levin, Lin & Chu	IM, Pesaran& Shin W-stat	ADF – Fisher Chi-square	PP-Fisher Chi-square
	آزمون ریشه واحد تفاضل رتبه اول			
LnK	*-۹,۱۵	*-۱۱,۲۵	*۸۹,۲۰	*۱۰۳,۸۳
LnR	***۲,۶۳	*-۳,۱٤	*۲٤,۰۰	۱,۲۱
LnDR	*-٤,۷۸	*-٥,٤۲	*٤۰,۳۹	*٤۰,۷٤
LnCpi	*-۱٤,۹۰	*-۱۲,۸	*۱۰۱,۱٥	*٤٦,٥۳
LnG	*-٦,۱٤	*-٤,٤٦	*۳۳,۹۹	*۳۲,٥۳

* و *** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ و ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به مقادیر آماره در سطح و درصد احتمال محاسبه شده برای هر یک از متغیرها می‌توان نتیجه گرفت که لگاریتم همهٔ متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری ایستا بوده و جمع بسته از مرتبه یک می‌باشند.

همچنین، آزمون انگل- گرنجر کائو به منظور بررسی وجود و یا عدم وجود هم‌جمعی بین متغیرهای مدل صورت گرفت. با توجه به جدول ۲ و بر اساس نتایج حاصل از بررسی و آماره محاسبه شده در سطح احتمال بدست آمده، فرض صفر مبنی بر عدم وجود بردار بین متغیرهای مدل، رد می‌شود.

جدول (۲): آزمون کائو برای هم‌جمعی متغیرهای مدل زیربخش‌های کشاورزی

آزمون	مقدار آماره
آماره دیکی- فولر تعمیم یافته	*-۲,۳۸
واریانس جزء اخلال	۰,۰۷
واریانس HAC	۰,۰۲

*معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای برآورد الگو با داده‌های پانل از مدل اثر ثابت، تصادفی و یا داده‌های ترکیب شده (تلفیقی) استفاده می‌شود. به منظور تشخیص اینکه کدام روش باید استفاده شود از آزمون‌های تشخیصی مذکور استفاده می‌شود. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از این آزمون‌ها و انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل پرداخته می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل

آزمون	آماره	مقدار آماره
چاو	F	*۳٦٤,۱٦
هاسمن	χ^2	*۲٥,۸۰

*معنی‌داری در سطح ۱٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای برآورد الگو با داده‌های پانل از مدل اثر ثابت، تصادفی و یا داده‌های ترکیب شده (تلفیقی) استفاده می‌شود. به منظور تشخیص اینکه کدام روش باید استفاده شود از آزمون‌های تشخیصی استفاده می‌شود. در ادامه به بررسی نتایج حاصل از این آزمون‌ها و انتخاب روش مناسب برای برآورد مدل پرداخته می‌شود.

در ابتدا باید بررسی شود که استفاده از مدل داده‌های ترکیبی بهتر است یا مدل اثرات ثابت، که این امر با آزمون چاو (یا آزمون F مقید) صورت می‌گیرد. طبق نتایج این آزمون فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استفاده از مدل داده‌های ترکیبی رد شده و فرضیه یک مبنی بر استفاده از مدل اثرات ثابت پذیرفته می‌شود. با توجه به پذیرش مدل اثرات ثابت و نتایج به دست آمده از آزمون‌های قبلی، در مرحله بعد آزمون هاسمن به منظور انتخاب میان مدل اثرات تصادفی و مدل اثرات ثابت انجام گرفت. براساس مقدار آماره چی‌دو محاسباتی و معنی‌دار شدن در سطح یک درصد، فرض صفر رد و مدل اثرات ثابت به عنوان شیوه مناسب برآورد مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در نهایت نتایج دو آزمون حاکی از آن است که مدل اثرات ثابت برای برآورد الگو مناسب است. آماره‌های مربوط به برآورد الگوی مورد نظر در جدول ٤ آورده شده است.

براساس نتایج این برآورد همهٔ متغیرهای مدل معنی‌دار

می‌باشند و براساس آنچه که انتظار می‌رود، تأثیر متغیر نرخ بهره و شاخص‌های سرکوب مالی بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی ایران منفی و معنی‌دار است.

جدول (٤): نتایج برآورد الگوی رشد موجودی سرمایه زیربخش‌های کشاورزی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهT
C	*۷,۵٦	۰,۲۳	۳۳,۱۷
LnR	*-۰,۵۸	۰,۰۲	٤۲,۱۲
LnDR-Z	**-۰,۰۳	۰,۰۲	-۱,۵٤
LnCpi-Z	**-۰,۱٦	۰,۱۱	۱,۵۲
LnG-Z	**-۰,۰٤	۰,۰۳	-۱,۳۹
LnDR-D	***-۰,۰٤	۰,۰۲	-۰,۷۸
LnCpi-D	**-۰,۳۰	۰,۱۲	۲,۵۷
LnG-D	**-۰,۰۷	۰,۰۳	-۲,۳۵
LnDR-S	**-۰,۰٤	۰,۰۳	-۱,۲۲
LnCpi-S	**-۰,۱۵	۰,۱۷	-۰,۸۹
LnG-S	*-۰,۰٤	۰,۰٤	-۱,۹٦
LnDR-J	**-۰,۰۳	۰,۰۳	۰,۹۹
LnCpi-J	***-۰,۲٤	۰,۱٤	۰,۷۵
LnG-J	**-۰,۰۳	۰,۰۳	-۰,۹۹
Fixed Effects-Z	۱,۲۵	--	--
Fixed Effects-D	۰,۱۰	--	--
Fixed Effects-S	۰,۱٤	--	--
Fixed Effects-J	-۱,٤۹	--	--
		F-Stat =۱۱۲,۰۵*	R^2=۰,۹٦

* و** و*** به ترتیب معنی‌داری در سطح ۱٪ ، ۵٪ و ۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس ضرایب محاسبه شده مربوط به متغیرها، تأثیر متغیر LnR (نرخ بهره) بر رشد موجودی سرمایه در زیربخش‌های کشاورزی غیرمستقیم است و هر یک درصد افزایش در نرخ بهره کشاورزی باعث ۰/۵۸ درصد کاهش در رشد موجودی سرمایه در هر یک از زیربخش‌های کشاورزی می‌شود. در مورد تأثیر غیرمستقیم هر یک از شاخص‌های مربوط به سرکوب مالی در هر زیربخش، با توجه به ضرایب به دست آمده، می‌توان اینگونه اظهار نظر کرد که در زیربخش زراعت و باغبانی (Z) هر یک درصد افزایش در شاخص‌های LnDR (شکاف نرخ ارز رسمی و آزاد)، LnCpi (تفاوت نرخ تورم ایران و جهان) و LnG (نسبت بدهی دولت به حجم نقدینگی) به ترتیب باعث کاهش رشد موجودی سرمایه به میزان ۰/۰۳، ۰/۱٦ و ۰/۰٤ می‌شود. این روند در زیربخش دامپروری (D) نیز به این صورت است که افزایش یک درصدی شاخص‌های معرفی شده به ترتیب کاهش ۰/۰٤، ۰/۳۰ و ۰/۰۷ درصدی رشد موجودی سرمایه در این زیربخش را به همراه دارد. همچنین در زیربخش شیلات (S)، کاهش در رشد موجودی سرمایه به میزان ۰/۰٤، ۰/۱۵ و ۰/۰٤ در اثر یک درصد افزایش در شاخص‌های سرکوب مالی صورت می‌گیرد. در نهایت در زیربخش جنگل‌داری (J)، افزایش در شاخص‌های سرکوب مالی به میزان یک درصد، به ترتیب کاهش ۰/۰۳، ۰/۲٤ و ۰/۰۳ درصدی رشد موجودی سرمایه در این زیربخش را باعث می‌شوند.

ضرایب مربوط به اثرات ثابت هریک از زیربخش‌ها نیز حاکی از آن است که بیشترین میزان اثرپذیری رشد موجودی سرمایه از تغییرات در شاخص‌های سرکوب مالی به ترتیب مربوط به زیربخش‌های زراعت و باغبانی، شیلات، دامپروری و جنگل‌داری می‌باشد.

٦- پیشنهاد

یکی از موانع رشد و توسعه اقتصادی هر بخش تولیدی، کمبود سرمایه و عدم به کارگیری درست و اصولی منابع سرمایه‌ای موجود است. پیشرفت اقتصادی بدون وجود سرمایه امری ناممکن است و در واقع می‌توان ادعا کرد که، سرمایه مهم‌ترین عامل تولید محصول (به ویژه محصولات کشاورزی) در کشورهای در حال توسعه است. سرمایه، نیروی محرکهٔ فعالیت‌های اقتصادی در هر کشوری است. پایین بودن نرخ تشکیل سرمایه در کشورهای در حال توسعه از دلایل اصلی وضعیت اقتصادی نامطلوب در این کشورها به شمار می‌آید.

بخش کشاورزی در ایران و بسیاری از کشورها از جمله بخش‌های مهم و کلیدی در اقتصاد است. اهمیت این بخش و زیربخش‌های آن بیشتر به جهت تأمین امنیت غذایی و ارز مورد نیاز در کشور است، از این‌رو، رشد سرمایه در این بخش موجب می‌شود که بستر مناسب و کارآمدی برای تولید محصولات راهبردی فراهم گردد.

همان گونه که نتایج نشان دادند، شاخص‌های سرکوب مالی در همهٔ زیربخش‌های کشاورزی ایران تأثیر منفی بر رشد موجودی سرمایه دارند. این بدان معناست که هر چه بیشتر نظام مالی ایران توسط دولت سرکوب شود، قطعاً این سرکوب دارای تأثیرات منفی بیشتری بر رشد بخش‌های اقتصادی و سرمایه مورد استفاده در این بخش‌ها و من جمله بخش کشاورزی می‌باشد. بنابراین در صورت عدم وجود سرکوب مالی، واسطه‌گران مالی با انباشت سرمایه و از طریق کاهش هزینه‌های اطلاعاتی و مبادلاتی می‌توانند در سرمایه‌گذاری و افزایش بهره‌وری اقتصادی تأثیر فراوانی داشته باشند. با توجه به اینکه در بیشتر کشورهای در حال توسعه بانک مرکزی یا دولت با دخالت در تعیین نرخ‌های بهره و تخصیص اعتبار، باعث ایجاد انحرافات در عملکرد بازار مالی گشته و منجر به بروز پدیده سرکوب مالی می‌شود و بنابراین باعث اختلال در عملکرد واسطه‌های مالی می‌گردد، لذا پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های آزادسازی مالی یا به عبارتی رفع سرکوب مالی برای حذف یا کاهش انحرافات در عملکرد بازارهای مالی اتخاذ گردد. پیشنهاد خاص مطالعه حاضر رها سازی تدریجی سیاست سرکوب مالی می‌باشد. لذا با توجه به اینکه رشد و توسعه بخش کشاورزی، که به عنوان یکی از مهم‌ترین بخش‌ها در کشور می‌باشد و سبب رشد و توسعه اقتصادی کشور خواهد شد، پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاری در بخش کشاورزی با نگاهی به سیاست‌های کلان کشوری صورت گیرد و از آنجا که ریسک سرمایه‌گذاری در این بخش نسبت به دیگر بخش‌ها بالاتر می‌باشد، به رابطهٔ منفی بین سرکوب مالی و رشد این بخش توجه خاصی مبذول شود.

منابع

آقانصیری، مریم (۱۳۹۱). مروری بر روند سرمایه‌گذاری بخش کشاورزی در چهار برنامه توسعه کشور. *مجله اقتصادی- ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ٤ و ٥، ٧٨-٦١.

ابراهیمی، سجاد (۱۳۹۰). تأثیر ذخایر بین‌المللی در اثرگذاری رابطهٔ مبادله بر نرخ ارز حقیقی مؤثر. *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، ۱٤۲-۱۲۳.

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

ازوجی، علاالدین و عسگری، منصور (۱۳۸٤). ارزیابی عوامل مؤثر بر رشد اشتغال در اتحادیه‌های تجاری و منطقه‌ای و توصیه‌های سیاستی برای بازار کار ایران. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال پنجم، شماره ٤، ٥۰-۲۱.

امیرتیموری، سمیه و خلیلیان، صادق (۱۳۸۵). بررسی عوامل مؤثر بر بهره‌وری موجودی سرمایه در بخش کشاورزی ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال شانزدهم، شماره ٦۱، ۷۷-٥۷.

برقی اسکویی، محمدمهدی (۱۳۸۷). آثار آزاد سازی تجاری بر انتشار گازهای گلخانه‌ای (دی اکسید کربن) در منحنی زیست محیطی کوزنتس. *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۲، ۲۱-۱.

ترکمانی، جواد و آذرین‌فر، یدالله (۱۳۸۳). تأثیر رشد مکانیزاسیون و صادرات بر اشتغال نیروی کار در بخش کشاورزی. *مجله علوم کشاورزی ایران*، دوره ۳٦، شماره ٥، ۱۲۳۱-۱۲۲۳.

خالدی، کوهسار؛ حفاراردستانی، مریم و طوسی، ماندانا (۱۳۸٦). بررسی رابطه رشد اقتصادی، اشتغال و صادرات در بخش کشاورزی ایران (با تأکید بر سیاست‌های ارزی و تجاری). *فصلنامه اقتصاد کشاورزی*، سال اول، شماره ۳، ۱۲۳-۱۱۱.

داوودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر (۱۳۸۳). بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FID) در اقتصاد ایران و ٤٦ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۰، ۱۱۳-۸۱.

زراءنژاد، منصور و انواری، ابراهیم (۱۳۸٤). کاربرد داده‌های ترکیبی در اقتصادسنجی. *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره ۲، شماره ٤، ۵۲-۲۱.

سامتی، مرتضی؛ رنجبر، همایون و همت‌زاده، منیره (۱۳۹۲). بررسی مقایسه‌ای تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی تحت اطلاعات نامتقارن (مورد مطالعه کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال توسعه). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال سوم، شماره ۹، ٤۰-۲۵.

سلامی، حبیب‌الله و انصاری، وحیده (۱۳۸۸). نقش بخش کشاورزی در ایجاد اشتغال و توزیع درآمد روش تحلیل ساختاری مسیر. *مجله تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران*، شماره ۳، ۲۰-۱.

سلامی، حبیب‌الله؛ شعبانی، زهره و صدر، سید کاظم (۱۳۸۹). برآورد موجودی سرمایه در زیر بخش‌های کشاورزی ایران و چگونگی شکل‌گیری آن در برنامه‌های توسعه. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۱، ۱٦۲-۱۳۳.

صمدی، علی‌حسین؛ ترکمانی، جواد و منصوری، ساناز (۱۳۹۰). بررسی تأثیر سرکوب مالی بر بهره‌وری سرمایه در بخش کشاورزی: مطالعه موردی اقتصاد ایران (۱۳۸٦-۱۳٤۲). *مجله علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال دوم، شماره ٤، ۱۰۷-۸٤.

قره‌باغیان، مرتضی (۱۳۷۳). تحلیل هزینه فایده در جهت گسترش و سرمایه‌گذاری در بخش نساجی در اقتصاد ایران. معاونت امور اقتصادی وزارت امور اقتصاد و دارایی.

کمیجانی، اکبر و پوررستمی، ناهید (۱۳۸۷). بررسی تأثیر سرکوب مالی بر رشد اقتصادی (مقایسه کشورهای کمتر توسعه یافته و نوظهور). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال دوازدهم، شماره ۳۷، ۵۹-۳۹.

کوچک‌زاده، اسما و جلایی، سید عبدالمجید (۱۳۹۳). بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد بخش‌های اقتصادی ایران. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱٦، ۲۰-۱۱.

محمدی، فریبرز (۱۳۹۰). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تصادفات جاده‌ای ایران در ۱۳۸۸- ۱۳۵۰. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان.

هایول، جونز (۱۳۷۰). درآمدی به نظریه‌های جدید رشد اقتصادی. ترجمه صالح لطفی، تهران: انتشارات مرکز نشر دانشگاهی.

Anwar, S. & Sun, S. (2011). Financial Development, Foreign Investment and Economic Growth in Malaysia. *Journal of Asian Economics*, 4, 335-342.

Chasm Bananm, K. (2010). Impact of Financial Liberalization on Economic Growth in Iran: An Empirical Investigation. *Euro Journals Publishing*, Inc.

Chow, P. C. Y. (1990). Output Effect, Technology Change, and Labor Absorption in Taiwan 1952-1986. *Economic Development and Cultural Change*, 39(1), 77-88.

Greene, W. (2003). Econometric Analysis. Fifth Edition, *New York University*.

Huang, Y. & Wang, X. (2010). Financial Repression and Economic Growth in China.

China Growth Center (CGC) At St Edmund Hall, *University Of Oxford*.

Kao, C. & Chiang, M. (1999). On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data. *Working Paper, Center for Policy Research*, Syracuse University, New York.

Pedroni, P. (1999). Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Test with an Application to the PPP Hypothesis. *Indiana University*.

Sankhayan, P. L. (1988). Introduction to the Economics of Agricultural Production. *Prentice hall of India Pvt*. New Delhi.

Susan F. L. & Yang Y. (2009). The Effectiveness of Law, Financial Development, and Economic Growth in an Economy of Financial Repression: Evidence from China. *Journal of World Development*, 37(4). 763-777.

تأثیر جهانی شدن و کنترل فساد بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه پایین، درآمد سرانه متوسط و درآمد سرانه بالا

The Impact of Globalization and the Control of Corruption on Economic Growth in Countries with Low Per Capita Income, Middle Per Capita Income and High Per Capita Income

صمد حکمتی فرید*، احمد عزتی شورگلی**،
رضا عزتی***، علی دهقانی****

دریافت: ۱۳۹۳/۲/۲۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۵/۵

چکیده:

این مقاله با استفاده از داده‌های تابلویی به بررسی اثرات کنترل فساد و جهانی شدن بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پائین، طی دوره (۲۰۱۰-۲۰۰۲) و در بین ۱۱۳ کشور مختلف جهان می‌پردازد. نتایج مطالعه گویای یک رابطه U معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصادی است. نتایج حاکی از آن است که رابطه بین جهانی شدن اقتصادی و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه پائین، منفی و معنی‌دار است، همچنین جهانی شدن اجتماعی بر رشد اقتصادی این نوع کشورها تأثیر منفی دارد، اما جهانی شدن سیاسی و شاخص کل جهانی شدن تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی این نوع کشورها دارد، همچنین در کشورهای با درآمد سرانه بالا و کشورهای با درآمد سرانه متوسط، تأثیر هر سه شاخص جهانی شدن (اقتصادی، اجتماعی و سیاسی) و شاخص کل جهانی شدن، بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار است.

کلمات کلیدی: رشد اقتصادی، کنترل فساد، جهانی شدن، شاخص KOF، حداقل مربعات تعمیم یافته.

طبقه‌بندی JEL: F62، D73، O4.

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسئول)
Email: s.hekmati@urmia.ac.ir
** فارغ التحصیل کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه
Email: ahmetezzati@gmail.com
*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات ارومیه
Email: ayhan.gunduz2013@gmail.com
**** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه شاهرود
Email: Ali_dehghani@shahroodut .ac.ir

Samad Hekmati Farid, Ahmad Ezzati Shoorgoli**, Reza Ezzati***, Ali Dehghani****

Received: 10/May/2014 Accepted: 27/July/2014

Abstract:

This paper examines the relationship between control of corruption and globalization (with various aspects) on economic growth in countries with high per capita income, middle per capita income, and low per capita income over the period (2002-2010) using panel data from113 different countries. According to the results of the various models, there is an inverted U relationship between control of corruption and economic growth. Moreover, the relationship between economic globalization and economic growth in countries with low per capita income is negative and significant. Also, social globalization in these countries has a negative impact on economic growth. However, overall index of globalization and political globalization has a positive impact on economic growth in these countries. Furthermore, in countries with high per capita income and middle per capita income, the impact of the three indicators of globalization (economic, social and political) and the overall index of globalization on economic growth is positive and significant.

Keywords: Economic Growth, Control of Corruption, Globalization, KOF Index, The Generalized Least Squares.
JEL: F62, D73, O4.

* Assistant Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran. (Corresponding Author).
** M.A. in Economics, Urmia University, Urmia. Iran.
*** M.A. Student in Economics, Azad University of Urmia, Urmia, Iran.
**** Assistant Professor of Economics, Shahrood University, Shahrood Iran.

۱- مقدمه

در ادبیات رشد و توسعه اقتصادی، رابطه بین جهانی شدن و رشد اقتصادی یکی از موضوعات جنجال برانگیز است. دیدگاه لیبرال غالب معتقد است که جهانی شدن با ارائه تجارت و فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای ایجاد اشتغال منجر به کاهش نابرابری درآمدی و فقر می‌شود. البته این دیدگاه به عنوان توافق و اجماع واشنگتن نیز شناخته می‌شود که توسط سازمان‌های بین‌المللی همانند بانک جهانی[1] (WB) و صندوق بین‌المللی پول[2] (IMF) حمایت و پشتیبانی می‌شود. به خصوص در کشورهایی که از این سازمان‌های بین‌المللی درخواست کمک کرده‌اند، روند سریع جهانی شدن وجود دارد. واج زیراق و ولش[3] (۲۰۰۸) بیان کرده‌اند، در حالی که ۲۲ درصد از کشورهای جهان در سال ۱۹۶۰ دارای سیاست آزاد تجاری بودند، این نسبت در سال ۲۰۰۰ به ۷۳ درصد افزایش یافته است. با این حال منتقدان این دیدگاه، ادعا می‌کنند که سطوح بالاتری از جهانی شدن اثر سوء بر اقتصاد ملی کشورها دارد که منجر به نابرابری‌های اقتصادی و اجتماعی، به دلیل افزایش ناامنی اقتصادی و ریسک دارد. استیگلیتز[4] (۲۰۰۲) و رودریک[5] (۲۰۰۷)، در زمره اقتصاددانان مؤثر و مشهور منتقد به دیدگاه اجماع واشنگتن هستند. بنابراین، این سؤال پیش می‌آید که آیا جهانی شدن در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته، باعث رشد اقتصادی می‌شود یا نه؟ (رائو و وادلاماناتی[6]، ۲۰۱۰: ۷۹۶).

اکثر ابعاد و جنبه‌های جهانی شدن به شدت با همدیگر مرتبط هستند و اگر به صورت جداگانه در یک رگرسیون آورده شوند، باعث مشکل هم‌خطی در مدل می‌شود. همچنین تأثیر تمام جنبه‌های جهانی شدن بر رشد اقتصادی مشخص نیست. در حقیقت این نوآوری و ابداع برای اولین بار توسط آکسل دریهر در سال ۲۰۰۶ انجام گرفت. وی در مطالعه خود به بررسی رابطه جهانی شدن و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های تابلویی پرداخته است و از مهم‌ترین شاخص‌های جهانی شدن که شامل، یکپارچگی اقتصادی، یکپارچگی سیاسی، یکپارچگی اجتماعی است، استفاده کرده است که در نوع خود یک نوآوری، در زمینه محاسبه شاخص جهانی شدن، محسوب می‌شود. برای اندازه‌گیری این شاخص‌های جهانی شدن، ۲۳ متغیر با استفاده از روش‌های آماری با هم ترکیب شده‌اند (دریهر[7]، ۲۰۰۶: ۱۰۹۳).

همانند جهانی شدن، در رابطه با نحوه تأثیرگذاری فساد بر رشد اقتصادی هیچ توافق نظری وجود ندارد. به نحوی که برخی از محققین نشان دادند که ممکن است، فساد اثر مطلوبی در اقتصاد داشته باشد. در حقیقت کارکرد فساد در این حالت، همانند پرداخت نرخی به کارمندان دولت است که باعث ارائه کارآمدتر از خدمات دولتی می‌شود، به عبارتی یک راه گریز برای کارآفرینان برای دور زدن مقررات ناکارآمد است. از این منظر فساد به عنوان تسهیل کننده عملیات می‌باشد که بهره‌وری در اقتصاد را افزایش می‌دهد. اما از سویی دیگر فساد مانعی برای فعالیت‌های نوآورانه می‌باشد، زیرا فعالیت‌های نوآورانه نیاز به کالاها و امکانات عرضه شده دولت مانند مجوز و سهمیه واردات دارند. این در حالی است که تقاضا برای این نوع کالاها و امکانات بسیار بالا و باکشش است. از این‌رو تبدیل به هدف اصلی فساد می‌شوند. علاوه بر این، نوآوران در جهت کسب کالاها و امکانات عرضه شده توسط دولت قدرت چانه‌زنی نداشته و مجبور به پرداخت رشوه‌های بزرگ می‌شوند که در این حالت سرمایه‌گذاری خصوصی کاهش می‌یابد. از سویی دیگر فساد می‌تواند باعث اختلال در تخصیص مناسب کالاهای عمومی و کاهش مشروعیت دولت در ایجاد نهادهای حامی بازار شود. به طور کلی فساد می‌تواند بر عملکرد مناسب اقتصاد آسیب رسانده و موجب کاهش رشد اقتصادی شود

1. World Bank
2. International Montray Fund
3. Wacziarg & Welch (2008)
4. Stiglitz (2002)
5. Rodrik (2007)
6. Rao & Vadlamannati (2010)
7. Dreher (2006)

(مو[1]، ۲۰۰۱: ٦٦).

در این تحقیق به بررسی رابطه جهانی شدن و کنترل فساد با رشد اقتصادی بر اساس گروه‌بندی کشورها به کشورهای کم‌درآمد، درآمدِ متوسط و پردرآمد، با استفاده از یک مدل تابلویی پرداخته شده است. بنابراین از مهم‌ترین شاخص‌های جهانی شدن که شامل: جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن سیاسی و جهانی شدن اجتماعی است، استفاده شده است. چنین رویکردی به ما اجازه می‌دهد که تجزیه و تحلیل‌های مختلفی از جنبه‌های مختلف جهانی شدن انجام دهیم. در این مقاله از شاخص جهانی محاسبه شده توسط مؤسسه اقتصادی KOF سوئیس استفاده می‌شود. در حال حاضر، این شاخص یکی از جامع‌ترین شاخص‌های جهانی شدن در نظر گرفته می‌شود، که توسط آکسل دریهر (۲۰۰٦) گسترش و توسعه یافته است. همچنین بانک جهانی از سال ۱۹۹٦، به صورت هر دو سال یک بار و از سال ۲۰۰۲ به بعد، به صورت سالانه، شش شاخص حکمرانی خوب را برای کشورهای مختلف مورد ارزیابی قرار می‌دهد، که در این تحقیق از شاخص کنترل فساد، که یکی از شاخص‌های حکمرانی خوب می‌باشد، استفاده شده است.

این مقاله با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی به دنبال پاسخ به پرسش‌های زیر می‌باشد:

۱. آیا بین جهانی شدن و رشد اقتصادی با در نظر گرفتن جنبه‌های مختلف جهانی شدن، در کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پایین، رابطه وجود دارد و این رابطه به چه صورتی است؟

۲. بین کنترل فساد و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پایین رابطه وجود دارد و این رابطه به چه صورتی است؟

در ادامه این مقاله و در بخش دوم، مبانی نظری، بخش سوم، پیشینه مطالعات انجام شده، بخش چهارم، معرفی مدل و متغیرها و روش انجام تحقیق، بخش پنجم، یافته‌های تجربی تحقیق و در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲- ۱- مبانی نظری تأثیر جهانی شدن بر رشد اقتصادی

تفسیر اقتصاددانان کلاسیک در خصوص رابطه بین تجارت خارجی و رشد و توسعه اقتصادی این می‌باشد که تجارت خارجی عاملی برای رشد اقتصادی است. از نظر هلامینت نظریه تجارت بین‌المللی به سه دسته تقسیم می‌شود، اولین نظریه این است که بخش‌های صنعتی و کشاورزی کشورهای در حال توسعه به طور کامل و بهینه مورد استفاده قرار نگرفته است؛ پس با گسترش تجارت، این کشورها خواهند توانست تولید را افزایش دهند و یک مازاد تولید ایجاد کنند و آن مازاد را صادر کنند. جهانی شدن اقتصاد باعث می‌شود که منابع استفاده نشده نیروی کار و زمین مورد استفاده قرار بگیرد و با آن، کالاهای مازاد، تولید کنند و این مازاد را صادر کنند. نگرش دوم این است که تجارت ظرفیت‌های تولید در بخش‌های ذکر شده را بدون کاهش مصرف داخلی افزایش دهد و بخش‌های اقتصادی مازاد کالاهای تولید شده را صادر کنند. با واردات کالاهای صنعتی و دیگر فرآورده‌های مورد نیاز در مقابل صادرات، این مازاد ایجاد می‌شود. این همان نظریه مزیت مطلق آدام اسمیت است. در واقع نگرش دوم بیشتر به گسترش بازار و تعمیم تقسیم کار به وسیله بهبود در تکنولوژی و تخصص در تولید منجر می‌شود و مشکل ناکاملی‌های بازار داخل حل می‌شود. اما نگرش سوم بهره‌وری پویا می‌باشد که تجارت از طریق توسعه بازار و تقسیم کار باعث می‌شود از ظرفیت‌ها و ماشین آلات موجود استفاده بیشتری شود و نوآوری در تولید و سپس بهره‌وری نیروی کار را نیز افزایش داده و در کل تجارت سبب می‌شود تا آن کشورها از بازده‌های فزآینده و توسعه گسترده اقتصادی بهره‌مند گردند. جان استوارت میل اثر تجارت را به دو اثر مستقیم و غیرمستقیم تفکیک می‌نماید. اثر مستقیم

1. Mo (2001)

تجارت منجر به استفاده بیشتر از عوامل تولید و کارایی بیشتر در سطح بین‌المللی می‌شود. اما اثر غیرمستقیم آن منجر به گسترش بازار کالاها و خدمات و افزایش ابداعات و بهره‌وری و افزایش انباشت سرمایه می‌شود.

کینگ در خصوص منافع حاصل از تجارت و تأثیر آن بر رشد اقتصادی معتقد است که تجارت این فرصت را ایجاد می‌کند که کشورها در تولید کالاهایی که عوامل تولید آن کالاها را دارند تخصص کسب نمایند. همچنین تجارت برای کشورهای در حال توسعه که بازارها در آنها کوچک است و دارای هزینه‌های تولیدی بالا می‌باشند، منجر به ایجاد صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس تولید شده و با استفاده از روابط تجاری، صادرات را افزایش می‌دهد و صرفه‌های اقتصادی هزینه‌ها را کاهش می‌دهد. به طور کلی می‌توان گفت اقتصاددانان کلاسیک، تجارت را عامل اصلی در رشد اقتصادی می‌دانند (عاشورزاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۲).

موضوع همگرایی در برابر واگرایی اقتصادی یک بحث مهم و اساسی در طول دهه گذشته است. در دهه ۹۰ میلادی، مدل‌های رشد درون‌زا پدید آمدند. مدل رقابت انحصاری (درون‌زا) نشان داد که تجارت بین‌المللی، سرمایه‌گذاری خارجی و عوامل تکنولوژیکی باعث رشد اقتصادی می‌شوند. البته قبل از مطالعه همگرایی اقتصادی در برابر واگرایی اقتصادی، مهم است که رشد اقتصادی را از لحاظ پویایی مورد بررسی قرار دهیم. بدین ترتیب با جهانی شدن اقتصاد، مدل‌های تجربی و نظری دوباره بازبینی شدند. با توسعه و گسترش مدل‌های رشد درون‌زا توسط (رومر ۱۹۸۶، لوکاس ۱۹۸۸، گروسمن و هلپمن ۱۹۹۱، ربلو ۱۹۹۱، آقیون و هویت[1]، ۱۹۹۲)، با معرفی مفروضات رقابت انحصاری به توضیح رشد اقتصادی پرداخته شد. این مدل‌ها براساس مدل شومپیتر[2] (۱۹۴۲) معرفی شدند. بدین ترتیب پیشرفت‌های فن‌آوری، یک نوآوری در بخشی از یک سیستم اقتصادی است. به نحوی‌که این نوآوری با توجه به عوامل درون‌زا توضیح داده می‌شود. در دهه ۸۰ و ۹۰ میلادی، بعضی از مطالعات در زمینه رشد اقتصادی پدید آمدند که رشد اقتصادی را از جنبه دیگری مورد مطالعه قرار دادند. این مطالعات (رودریک، ۱۹۹۶، آلسینا و همکاران، ۱۹۹٤، دلار، ۱۹۹۲، فرانکل و رومر[3]، ۱۹۹٦)، عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی همچون سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، درجه باز بودن اقتصاد، فن آوری (عوامل تکنولوژیکی)، جهانی شدن و مهاجرت را معرفی کردند (کارلوس[4]، ۲۰۱۲: ۱۸).

در زمینه تأثیر جهانی شدن (تجارت) بر رشد اقتصادی، مدل هکشر – اوهلین و قضیه استالپر– ساموئلسون، از اهمیت خاصی برخوردارند که در زیر به طور خلاصه به تعریف و تفسیر هر یک می‌پردازیم (رفعت و بیک‌زاده، ۱۳۹۱: ۱۳).

مدل هکشر – اوهلین[5]، به عنوان مدل استاندارد تجارت بین‌الملل، عامل اساسی و تعیین کننده مزیت نسبی کشورها را، وفور نسبی عوامل تولید (زمین، منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه) می‌داند. بنابراین، کشوری که سرمایه نسبتاً فراوانی در اختیار دارد، در تولید کالاهای سرمایه‌بر تخصص یافته و به صادرات آنها اقدام خواهد نمود و در مقابل کشوری که نیروی کار نسبتاً فراوان‌تری دارد، با یافتن تخصص در تولید کالاهای کاربر، نسبت به صادرات آنها اقدام می‌نماید. بنابر مفاد این نظریه، کشورهای توسعه یافته در تجارت خود با کشورهای در حال توسعه، کالاها و خدمات متکی بر نیروی کار ماهر را صادر و در مقابل کالاها و خدمات متکی بر نیروی کار کم مهارت را وارد می‌نمایند.

قضیهٔ استالپر – ساموئلسون، افزایش قیمت کالاهای داخلی به دلیل وضع تعرفه‌های بالاتر و یا حمایت‌های غیرتعرفه‌ای (چون وضع سهمیه) باعث افزایش قیمت واقعی نهاده‌ای خواهد شد که در تولید آن کالا سهم بیشتری دارد. مثلاً اگر در تولید رایانه، نیروی کار بیشتر و زمین کمتر و در تولید گندم، زمین بیشتر و

1. Romer (1986); Lucas (1988); Grossman & Helpman (1991); Rebelo (1991) Aghion & Howitt (1992)
2. Schumpeter (1942)
3. (Rodrik (1996), Alesina et al. (1994), Dollar (1992), Frankel & Romer (1996)
4. Nuno Carlos (2012)
5. Heckscher-Ohlin

نیروی کار کمتر به کار گرفته می‌شود، این قضیه نشان می‌دهد که با وضع تعرفه بر واردات رایانه، دستمزد واقعی کارگران نسبت به اجاره زمین افزایش خواهد یافت. بحث به این صورت است که در یک کشور کوچک تعرفه قیمت کالاهای وارداتی را نسبت به کالاهای صادراتی به مقدار تعرفه افزایش می‌دهد که با فرض همگن بودن کالاها، افزایش مشابه در قیمت کالاهای داخلی جایگزین واردات را در پی خواهد داشت و این امر به نوبه خود باعث انتقال منابع از تولید کالاهای صادراتی به تولید کالاهای جایگزین واردات خواهد گردید. در نتیجه تقاضا و به تبع آن دستمزد نسبی نهاده‌ای که در صنایع جایگزین واردات شدت کاربری فراوانتری دارد، نسبت به نهاده‌ای که شدت کاربری کمتری دارد افزایش می‌یابد. از آنجا که کالاهای جایگزین واردات از نهاده‌ای بیشتر استفاده می‌کنند که در کشور کمیاب‌تر است، بنابراین آزادسازی تجارت و کاهش حمایت تعرفه‌ای از کالاهای کارخانه‌ای، مانند کفش و لباس، که به طور نسبی نیروی کار غیرماهر بیشتری را استفاده می‌کنند باعث خواهد شد که دستمزد واقعی این گروه از کارگران نسبت به دستمزد دریافتی کارگران ماهر کاهش یابد.

۲-۲- مبانی نظری تأثیر فساد بر رشد اقتصادی

فساد به طور کلی، به استفاده از منابع عمومی در جهت منافع شخصی اطلاق می‌شود. به عبارتی، دریافت رشوه توسط مقامات دولتی، اختلاس توسط مقامات دولتی از منابعی که توسط دولت به آنها واگذار شده، تقلب در قالب دستکاری اطلاعات توسط مقامات دولتی برای رسیدن به منافع شخصی، اخاذی و جانبداری، به عنوان مصادیق اصلی و کلی فساد در یک اقتصاد هستند. فساد توسط بالاترین مقام‌های تصمیم گیرنده سیاسی، به عنوان فساد بزرگ یا فساد سیاسی شناخته می‌شود. فساد سیاسی شامل پرداخت رشوه‌های نسبتاً بزرگ برای نفوذ در تدوین سیاست‌ها و انتقال منافع حاصل شده از قراردادهای بزرگ طراحی شده، به سمت منافع شخصی است. فساد اداری و قضایی، فساد توسط کارمندان و مقامات قضایی درگیر در اجرای سیاست‌های موجود در تعامل روزانه خود با شهروندان است. با توجه به اینکه رفتار فساد گونه مقامات دولتی بر هزینه‌ها و تصمیمات بنگاه‌ها و خانوارها تأثیر می‌گذارد، اقتصاددانان به دنبال پاسخ به این موضوع هستند که فساد، چگونه عملکرد اقتصاد (به خصوص رشد اقتصادی) را تحت تأثیر قرار می‌دهد (صالحین[1]، ۲۰۱۱: ۲۳).

بارو و سالای مارتین[2] (۱۹۹۲) الگوهای سه گانه برای چگونگی حضور مخارج دولت در تابع ستاده کل را با تفکیک کالاها و خدمات عمومی براساس ویژگی‌های آنها در دو حوزه استثناپذیری و رقابت‌پذیری، تعریف کرده‌اند. که با در نظر گرفتن تابع تولید کاپ‌داگلاس شکل تابع تولید به شکل زیر در می‌آید.[3]

$$y = Ak^{\alpha} L^{\beta} G^{\lambda} \qquad (۱)$$

G، میزان نهاده‌های عمومی استفاده شده توسط دولت در تولید است. تصمیم‌گیری دولت در این مدل در مورد انتخاب بین مقادیر مختلفی از سرمایه که از خانوار اجاره می‌کند و میزان کالای عمومی که تولید می‌کند، متمرکز می‌شود. این کالاها و خدمات در نهایت به عنوان نهاده در تابع ستاده بنگاه وارد خواهند شد. رابطه (۲) نشان می‌دهد که میزان کالاها و خدمات عمومی تولید شده توسط دولت، تابعی مستقیم از میزان سرمایه عمومی به کارگرفته شده است:

$$G= vk_g \qquad (۲)$$

رابطه $v \in (0.1)$ معرف میزان برون‌زای فساد در ساختار بخش عمومی و متغیر تبدیل سرمایه عمومی به کالاها و خدمات عمومی غیرمولد است (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۵).

۲-۲-۱- دولت خیرخواه

یک دولت خیرخواه اجتماعی به دنبال فراهم نمودن میزان

1. Mushfiq Swaleheen (2011)
2. Barro & Salai Martin (1992)
۳. برای توضیحات بیشتر در خصوص مبانی نظری دولت خیرخواه و دولت رانت‌جو و چگونگی ورود مخارج دولت به تابع تولید به مطالعه (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱) مراجعه شود.

کارآی نهاده‌های عمومی در تابع ستاده کل است. بنابراین در یک شرایط رقابتی به گونه‌ای رفتار می‌کند که تولید نهایی سرمایه عمومی برابر با تولید نهایی سرمایه خصوصی باشد (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱: ۵۷):

$$\frac{\partial y}{\partial k_g} = \frac{\partial y}{\partial k_p} \qquad (۳)$$

Y، ستانده کل و k_g ، سرمایه عمومی (بخش دولتی) و k_p، سرمایه بخش خصوصی

با استفاده از روابط ۱ و ۲ و ۳، میزان سرمایه عمومی دولت خیر خواه به شکل زیر در می‌آید.

$$k_g^{ben} = \frac{\lambda}{\alpha} k_p \qquad (٤)$$

k_g^{ben} = میزان سرمایه عمومی دولت خیرخواه

و میزان ستانده کل با وجود دولت خیرخواه به شکل زیر در می‌آید.

$$y^{ben} = A\, L^{\beta} \left(\frac{\lambda}{\alpha}\right)^{\lambda} v^{\lambda} k_p^{\lambda+\alpha} \qquad (٥)$$

۲-۲-۲- دولت رانت‌جو

دولت کالاها و خدمات عمومی را با به کارگیری سرمایه عمومی که از مصرف‌کنندگان قرض گرفته، تولید می‌کند و به عنوان نهاده در اختیار بنگاه قرار می‌دهد که در تابع ستاده بنگاه منظور می‌شوند. در حالت وجود دولت رانت جو، فساد به عنوان مجموع رانت‌های انحصاری ایجاد شده توسط دولت و کارگزاران دولتی از بخش خصوصی مدلسازی و تعریف می‌شود. درآمدهای احتمالی ناشی از وجود فساد در ساختار بروکراسی دولت در عرضه نهاده‌های عمومی، معادل با مابه‌التفاوت درآمدهای ناشی از عرضه کالای عمومی با هزینه‌های ارائه آنها خواهد بود:

$$z = p.g - rk_g \qquad (٦)$$

p، قیمت یا هزینه استفاده از نهاده‌های عمومی توسط بنگاه

z، سود بخش دولتی

g، میزان کالاها و خدمات عمومی تولید شده توسط دولت

r، قیمت اجاره‌ای سرمایه

یک دولت نفع طلب با فرض آگاهی از میزان تقاضا برای نهاده‌های عمومی به دنبال حداکثر نمودن تابع (٦) توسط بخش خصوصی و مقدار اجاره سرمایه فوق است. دولت رانت‌جو رابطه (٦) را با توجه به قیود تصریح شده در رابطه ۱ و تابع تبدیل سرمایه عمومی در رابطه (٤) حداکثر می‌کند و مسئله دولت به صورت تابع زیر تغییر می‌کند.

$$z = \lambda.y - rk_g \qquad (۷)$$

با انجام محاسبات جای‌گذاری و تعیین شرط مرتبه اول حداکثر نمودن تابع در رابطه (۷)، مقدار سرمایه عمومی در دولت رانت جو در رابطه (۸) تعیین شده است.

$$k_g^{cor} = \frac{\lambda^2}{\alpha(\lambda+1)}\, k_p \qquad (۸)$$

با استفاده از نتیجه حاصل در رابطه (۸) ، میزان ستاده با وجود یک دولت رانت جو از رابطه (۱) و شرایط مرتبه اول برای حداکثر نمودن سود حاصل خواهد شد که در زیر ارائه شده است.

$$y^{cor} = \left(\frac{\lambda^2}{\alpha(\lambda+1)}\right)^{\lambda} v^{\lambda} k_p^{\lambda+\alpha} \qquad (۹)$$

با توجه به اینکه $0< \lambda <1$ می باشد با مقایسه مقدار تولید کل اقتصاد در دو حالت دولت رانت جو و دولت خیرخواه یعنی مقایسه دو رابطه (۹) و رابطه (۵) می‌توان دریافت که در حالتی‌که فساد و رانت‌خواری در دولت وجود داشته باشد مقدار تولید کل نسبت به حالتی که فساد در دولت نباشد، کاهش می‌یابد (سامتی و همکاران، ۱۳۹۱، ۵۸).

۳- پیشینه مطالعات تجربی

۳-۱ مطالعات انجام شده در خارج

در زمینه رابطه بین جهانی شدن و کنترل فساد با رشد اقتصادی، مطالعات مختلفی در خارج انجام گرفته است که به طور خلاصه می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

بلومستروم و همکاران[1] طی دوره (۱۹۸۵-۱۹۶۰)، با در نظر گرفتن جنبه‌های مختلف سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی،

1. Blomström et al. (1992)

به این نتیجه رسیدند که جهانی شدن تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی در کشورهای پر درآمد دارد. اما در کشورهای کم درآمد تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد (بلومستروم و همکاران، ۱۹۹۲: ۷۹۵).

گارت[1] با استفاده از داده‌های مربوط به دوره (۱۹۹۸-۱۹۸۵) و با تقسیم‌بندی کشورها به سه گروه، کشورهای پردرآمد، کشورهای کم درآمد و کشورهای با درآمد متوسط، به این نتیجه دست یافت که جهانی شدن در کشورهای کم درآمد تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد، ولی در کشورهای پردرآمد و با درآمد متوسط تأثیر مثبت دارد (گارت، ۲۰۰۱: ٤٦-۱).

مندز و سپولودا[2] با استفاده از داده‌های دوره (۲۰۰۰-۱۹٦۰) و با تقسیم‌بندی کشورها به کشورهای پیشرفته و کشورهای کمتر توسعه یافته به این نتیجه رسیدند که رابطه غیرخطی فساد و رشد اقتصادی فقط در کشورهای پیشرفته برقرار است به نحوی که مقادیر پائین فساد تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد اما پس از گذشتن از حد آستانه‌ای مقدار این تأثیر منفی می‌شود (مندز و سپولودا، ۲۰۰٦: ۸۲).

آی دی تی و همکاران[3] با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی کوتاه‌مدت (۲۰۰۰-۱۹۹۵) و دوره نسبتاً بلندمدت (۲۰۰۰-۱۹۷۰) و با استفاده از یک مدل آستانه‌ای و با تعریف دو رژیم حکومتی متفاوت (رژیم با نهاده‌های کیفیت بالا و رژیم با نهاده‌های کیفیت پایین) به بررسی تأثیر فساد بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که فساد در رژیم با نهاده‌های کیفیت بالا تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد و در رژیم با نهاده‌های کیفیت پایین تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد (آی دی تی و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۲۰-۱۹۵).

کامپوس و همکاران[4] در مجموع ٤٦۰ برآورد تجربی، اثر فساد بر رشد اقتصادی را در ٤۱ مطالعه مختلف، مورد بررسی قرار دادند و به این نتیجه رسیدند که ۳۲ درصد برآوردها تأثیر منفی و معنی‌دار فساد بر رشد اقتصادی را نشان می‌دهد و در ٦۲ درصد برآوردها، فساد تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد و ٦ درصد برآوردها، نشان دهنده تأثیر مثبت و معنادار فساد بر رشد اقتصادی است. همچنین در کشورهای MENA[5] (کشورهای شمال آفریقا و خاورمیانه) فساد دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی و در کشورهای آسیایی (به غیر از خاورمیانه) فساد دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی است (کامپوس و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۹-۳).

رائو و وادلاماناتی با بررسی رابطه بین شاخص جهانی شدن KOF و رشد اقتصادی در ۲۱ کشور کمتر توسعه‌یافته آفریقایی به این نتیجه دست یافتند که، جهانی شدن تأثیر ضعیف اما معنی‌داری بر رشد اقتصادی در کشورهای ذکر شده دارد (رائو و وادلاماناتی، ۲۰۱۰: ۷۹۵).

صالحین[6] طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۸٤) با استفاده از یک مدل پانل پویا[7] (GMM) به بررسی رابطه بین فساد و رشد اقتصادی پرداخته است و به این نتیجه رسید که بین فساد و رشد اقتصادی یک رابطه غیرخطی وجود دارد (صالحین، ۲۰۱۱: ٤۰-۲۳).

ساها و مالیک[8] طی دوره (۲۰۰۹-۱۹۸٤) با استفاده از یک مدل پانل پویا برای ۱۵۰ کشور جهان به بررسی اثر فساد بر رشد اقتصادی در چارچوب یک مدل غیرخطی پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیدند که فساد رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد اما نحوه این تأثیر غیرخطی است به نحوی‌که فساد در تمامی کشورها باعث کاهش رشد اقتصادی نمی‌شود و در کشورهایی که دارای سطح پائین فساد هستند، فساد باعث رشد اقتصادی می‌شود (ساها و مالیک، ۲۰۱۲: ۸-۱).

گورگل و لاج[9] طی دوره (۲۰۱۰-۱۹۹۰) در کشورهای اروپای شرقی و مرکزی، به بررسی رابطه بین جهانی شدن و رشد اقتصادی پرداختند. ضمن معرفی شاخص KOF با استفاده از شاخص‌های متنوع جهانی شدن (اقتصادی، سیاسی و

1. Garrett (2001)
2. Mendez and Sepu´lveda (2006)
3. Aidt et al. (2008)
4. Campos et al. (2010)
5. Middel East & North Africa
6. Swaleheen (2011)
7. Generalized Method of Moments
8. Saha & Mallik (2012)
9. Gurgul & Lach (2014)

اجتماعی) به این نتیجه رسیدند که رابطه مثبت و معنی‌داری بین سه شاخص ذکر شده و رشد اقتصادی وجود دارد (گورگل و لاج، ۲۰۱٤: ۹۹).

۳-۲ مطالعات انجام شده در داخل

سلمانی و یاوری با استفاده از داده‌های کشورهای صادرکننده نفت طی دوره (۱۹۹۹-۱۹٦۰)، و با استفاده از یک مدل داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و رشد صادرات تأثیر مثبت و مخارج دولت و تورم تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای صادرکننده نفت دارد (سلمانی و یاوری، ۱۳۸۳: ۳۷).

رحیمی‌بروجردی با استفاده از داده‌های ۷٤ کشور مختلف جهان طی دوره (۱۹۹۰-۱۹٦۰)، و با استفاده از یک مدل تابلویی به تخمین‌های (حداقل مربعات متغیر مجازی) و تخمین‌های (حداقل مربعات وزنی) پرداخته و نتایج بدست آمده نشان دهنده، تأثیر مثبت درجه باز بودن تجاری بر رشد اقتصادی است (رحیمی‌بروجردی، ۱۳۸۵: ۱۸۲-۱٦۳).

برادران شرکاء و ملک‌الساداتی طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۹٦) در نمونه‌ای مشتمل بر ۳۰ کشور به بررسی تأثیر حکمرانی خوب (بر اساس شاخص‌های بانک جهانی) بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نه تنها حکمرانی خوب بر اساس میانگین موزون ٦ شاخص حکمرانی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد بلکه علاوه بر آن هر یک از ۳ گروه مؤلفه‌های حکمرانی خوب نیز تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند (برادران شرکاء و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۷: ۲۷).

صباحی و ملک الساداتی طی دوره زمانی (۲۰۰٦-۱۹۹٦)، در نمونه‌ای وسیع از کشورهای جهان، به بررسی تأثیر کنترل فساد مالی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که در کشورهای پردرآمد، کنترل فساد تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد و در کشورهای کم درآمد کنترل فساد تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد (صباحی و ملک الساداتی، ۱۳۸۸: ۱۳۱).

مبارک و آذرپیوند طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۸۵) و با استفاده از روش داده‌های ترکیبی، به بررسی شاخص‌های حکمرانی خوب از منظر اسلام و تأثیر آن بر رشد اقتصادی و به بررسی تأثیر عوامل نهادی در کنار عامل‌های اقتصادی دیگر بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد میزان اثرگذاری فاکتورهای نهادی و حکمرانی برای کشورهای مصر، ایران، ترکیه و اندونزی نسبت به کشورهای دیگر اثرگذاری کمتری دارد. از نتیجه‌های به دست آمده می‌توان استنتاج کرد که نهادهای حاکمیتی یا در شکل کلی‌تر حکمرانی خوب نسبت به نهادهای دموکراتیک اهمیت بیشتری برای رشد و توسعه اقتصادی دارند (مبارک و آذرپیوند، ۱۳۸۸: ۱۷۹).

مهدوی و همکاران با استفاده از داده‌های ۵۷ کشور مختلف جهان طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۹۰)، و با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی داده‌های تابلویی به این نتیجه رسیدند که در کشورهای توسعه یافته به لحاظ بازار مالی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی مثبت و معنی‌دار و در کشورهای کم‌تر توسعه یافته به لحاظ بازار مالی تأثیر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی معنی‌دار نیست (مهدوی و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۱).

رفعت و بیک‌زاده طی دورهٔ زمانی (۲۰۰۹-۲۰۰۱)، و با استفاده از سیستم معادلات همزمان در چارچوب داده‌های تابلویی، به بررسی همزمان آثار یکپارچگی اقتصادی، رشد اقتصادی و اشتغال بر یکدیگر در کشورهای اکو پرداخته‌اند. ایشان ضمن معرفی شاخص جهانی شدن (KOF) آثار این فرآیند را بر رشد اقتصادی و اشتغال در بین کشورهای اکو به طور همزمان بررسی نمودند و به این نتیجه رسیدند که، تشکیل اتحادیه اکو باعث افزایش ٤۸٪ (یعنی حدودا ۵ برابر شدن) در تجارت و افزایش ٦۳٪ در رشد اقتصادی وهمچنین کاهش ۹٪ در اشتغال این کشورها شده است. از طرفی اثر رشد بر میزان اشتغال در کشورهای عضو با در نظر گرفتن شاخص جهانی شدن KOF منفی و معنی‌دار است (رفعت و بیک‌زاده، ۱۳۹۱: ۹).

احمدی و همکاران طی دوره (۲۰۰٦-۱۹۸۰)، با استفاده از

روش تصحیح خطای برداری پانلی به این نتیجه رسیدند که در هر سه گروه از کشورها (از لحاظ درآمدی) یک ارتباط مثبت و از نظر آماری معنی‌دار میان رشد اقتصادی و جریان FDI[1] وجود دارد. شواهد قوی از علیت گرنجری میان این دو متغیر در تمام گروه‌های درآمدی وجود دارد (احمدی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۵۹).

٤- معرفی مدل و متغیرها و روش انجام تحقیق

با توجه به مباحث مطرح شده در بخش مبانی نظری و پژوهش‌های انجام شده در زمینه نحوه تأثیر فساد و جهانی شدن بر رشد اقتصادی و با توجه به مطالعات مندز و سپولودا (۲۰۰٦)، صالحین (۲۰۱۱) و ساها و مالیک (۲۰۱۲) الگوهای زیر برای این تحقیق در نظر گرفته شده است.

مدل شماره (۱)

$$Lgdp_{it}= \alpha_0+ \beta.LLAB_{it} + \beta_1 LKAP_{it} + \beta_3 CORR_{it} + \beta_4 CORR^2_{it}$$

مدل شماره (۲)

$$Lgdp_{it}= \alpha_0+ \beta.LLAB_{it} + \beta_1 LKAP_{it} + \beta_2 ECO_{it} + \beta_3 CORR_{it}$$

مدل شماره (۳)

$$Lgdp_{it}= \alpha_1+ \beta.LLAB_{it} + \beta_1 LKAP_{it} + \beta_3 SOC_{it} + \beta_5 CORR_{it}$$

مدل شماره (٤)

$$Lgdp_{it}= \alpha_2+ \beta.LLAB_{it} + \beta_1 LKAP_{it} + \beta_4 PLO_{it} + \beta_5 CORR_{it}$$

مدل شماره (۵)

$$Lgdp_{it}= \alpha_3+ \beta.LLAB_{it} + \beta_1 LKAP_{it} + \beta_2 OVER_{it} + \beta_3 CORR_{it}$$

که در آن LGDP، لگاریتم تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، LLAB، لگاریتم نیروی کار، LKAP، لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به قیمت ثابت سال ۲۰۰۵، ECO، شاخص جهانی شدن اقتصادی، SOC، شاخص جهانی شدن اجتماعی، PLO، شاخص جهانی شدن سیاسی، CORR، شاخص کنترل فساد و OVER به عنوان شاخص کل جهانی شدن می‌باشد.

لازم به ذکر است که با استفاده از مدل (۱)، به بررسی رابطه U معکوس، بین کنترل فساد و رشد اقتصادی پرداخته می‌شود که این کار، بر اساس نتایج مطالعه ساها و مالیک (۲۰۱۲) و صالحین (۲۰۱۱) انجام می‌گیرد، تا در صورت وجود یک رابطه U معکوس بین این دو متغیر، با گروه‌بندی کشورها به سه گروه، کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه پائین و کشورهای با درآمد سرانه متوسط، به بررسی دقیق نحوه رابطه بین این دو متغیر در بین سه گروه ذکر شده پرداخته شود.

همچنین با استفاده از مدل‌های (۲)، (۳)، (٤) و (۵) به ترتیب به بررسی رابطه بین جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی، جهانی شدن سیاسی و شاخص کل جهانی شدن، با رشد اقتصادی در سه گروه کشورهای ذکر شده پرداخته می‌شود تا نحوه رفتار جهانی شدن و کنترل فساد با رشد اقتصادی در کشورهای مختلف به طور دقیق مشخص شود.

لازم به ذکر است که به منظور برآورد مدل، از روش داده‌های تابلویی و از داده‌های مربوط به ۱۱۳ کشور مختلف جهان طی دوره (۲۰۱۰-۲۰۰۲) استفاده شده است. با توجه به ناهمگن بودن ویژگی‌های کشورهای مختلف، به منظور رفع این ایراد اساسی، تا نتایج تحقیق واقع بینانه‌تر و صحیح‌تر باشد، کشورها با توجه به تقسیم‌بندی بانک جهانی به کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پائین، تقسیم‌بندی شده‌اند. در این تقسیم‌بندی، کشورها به ۱۸ کشور با درآمد سرانه پائین، ٥٤ کشور با درآمد سرانه متوسط و ٤۱ کشور با درآمد سرانه بالا، تقسیم بندی شدند. براساس ادبیات اقتصادسنجی داده‌های تابلویی، قبل از تخمین مدل لازم است، به بررسی مانایی متغیرها پرداخته شود، تا در برآورد مدل، دچار رگرسیون کاذب نشویم. با توجه به آزمون‌های موجود برای مانایی متغیرهای

1. Foreign Direct Investment

پانلی، از آزمون ریشه واحد لوین و همکاران[1] (۲۰۰۲)، برای بررسی مانایی متغیرها استفاده می‌شود. همچنین در صورت مانا بودن متغیرها، با توجه به عدم مشکل برآورد مدل کاذب، اقدام به برآورد مدل می‌شود، بدین منظور با استفاده از آزمون F لیمر، بررسی می‌شود که آیا تفاوت فردی یا به اصطلاح ناهمگنی در مقاطع وجود دارد یا اینکه مقطع‌ها با هم همگن هستند؟ برای این تخمین می‌بایست داده‌های آماری را روی هم انباشته کرد و به روش OLS معمولی (پولینگ دیتا) برآورد را انجام داد یا روش پانل دیتا مناسب است؟ با استفاده از F لیمر[2] می‌توان وجود ناهمگنی را در بین مقاطع مشخص کرد. در حقیقت فرضیه صفر آزمون F لیمر مبتنی بر همگن بودن مقاطع (پولینگ دیتا[3] بودن داده‌های آماری) است. چنانچه فرضیه صفر رد شود، فرضیه مقابل آن مبتنی بر وجود ناهمگنی بین مقاطع (پانل دیتا بودن داده‌های آماری) پذیرفته می‌شود. بعد از مشخص شدن اینکه آیا مقاطع همگن هستند یا غیرهمگن، باید مشخص شود که خطای تخمین، ناشی از تغییر در مقاطع است یا اینکه در طی زمان رخ داده است. با نظر گرفتن چنین خطاهایی با دو اثر ثابت و اثر تصادفی مواجه هستیم. از آزمون هاسمن[4] برای مشخص شدن اثر ثابت و تصادفی استفاده می‌کنیم. در آزمون هاسمن، فرضیه صفر مبتنی بر اینکه بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود ندارد (روش اثرات تصادفی) در مقابل فرض روش اثرات ثابت (بین اجزای اخلال و متغیرهای توضیحی همبستگی وجود دارد) قرار دارد. بعد از مشخص شدن اینکه کدام روش پولینگ دیتا، اثرات ثابت یا اثرات تصادفی مناسب‌تر است، با توجه به روش انتخاب شده، مدل‌های مورد نظر را برای سه گروه کشورهای ذکر شده برآورد می‌کنیم.

۵- یافته‌های تجربی تحقیق

۵-۱- مانایی

اگر متغیرها نامانا باشند، برآورد مدل بدون توجه به این نکته، درست و صحیح نخواهد بود و رگرسیون بدست آمده یک رگرسیون کاذب خواهد بود که بیانگر هیچ نوع ارتباط تئوریکی بین متغیرها نخواهد بود. به منظور جلوگیری از تخمین یک رگرسیون کاذب لازم است، ابتدا ویژگی مانایی متغیرها بررسی شود، بدین منظور آزمون ریشه واحد پانلی لوین و همکاران جهت بررسی مانایی متغیرها، در چارچوب دو مدل با عرض از مبدأ و روند و مدل با عرض از مبدأ و بدون روند در سطح معناداری ۵ درصد مورد بررسی قرار داده می‌شود. به منظور برآورد مدل (۱) بایستی متغیرهای این مدل مانا باشد، بدین منظور، به آزمون ریشه واحدی تمامی داده‌های تحقیق (ترکیب داده‌های هر سه گروه کشورهای با درآمد سرانه بالا، با درآمد سرانه متوسط، با درآمد سرانه پائین) پرداخته می‌شود که نتایج نشان دهنده مانا بودن متغیرهای مذکور در سطح می‌باشد. همچنین نتایج بدست آمده برای سه گروه کشورهای ذکر شده، بیانگر مانا بودن تمامی متغیرهای تحقیق، برای هر سه گروه کشورهای ذکر شده در سطح می‌باشد (به منظور برآورد مدل‌های شماره ۲ تا ٤).

۵-۲- نتایج تخمین مدل‌های تحقیق

با توجه به اینکه تمامی متغیرهای موجود در مدل‌های ۱، ۲، ۳، ٤ و ۵ در سطح مانا هستند بنابراین، با توجه به آزمون‌های F لیمر و هاسمن، به منظور انتخاب روش مناسب، اقدام به برآورد مدل‌های مذکور می‌شود. لازم به ذکر است که چون یکی از فروض مدل کلاسیک، همسانی واریانس بین اجزاء اخلال می‌باشد، به منظور عدم نقض این فرض، از روش حداقل مربعات تعمیم یافته در تمامی مدل‌ها، استفاده می‌شود.

1. Levin et al. (2002)
2. F-Limer Test
3. Pooling Data
4. Hausmen Test

۵-۲-۱- نتایج تخمین رابطه U معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصادی

چنانچه قبلاً نیز اشاره شد، این کار بر اساس نتایج مطالعات ساها و مالیک (۲۰۱۲) و صالحین (۲۰۱۱) انجام می‌گیرد تا بررسی شود که آیا بین کنترل فساد و رشد اقتصادی رابطه U معکوس وجود دارد؟ بدین منظور با توجه به آماره آزمون F لیمر، و رد شدن فرضیه صفر، مبنی بر همگن بودن مقاطع، از روش تابلویی برای برآورد مدل استفاده می‌شود. همچنین با توجه به آماره آزمون هاسمن و رد شدن فرضیه صفر مبنی بر استفاده از روش اثرات تصادفی، با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته و با استفاده از اثرات ثابت مدل (۱) برآورد شده است که نتایج آن در جدول (۱)، نشان دهنده این است که بین رشد اقتصادی و کنترل فساد یک نوع رابطه U معکوس وجود دارد، به نحوی که در مراحل اولیه رشد اقتصادی (کشورهای با درآمد سرانه پایین)، با افزایش کنترل فساد رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (با توجه به معنی‌دار بودن و تأثیر مثبت متغیر CORR بر رشد اقتصادی) زیرا عمدتاً کشورهای با درآمد سرانه پایین دارای سطح کنترل فساد پایینی هستند و کنترل فساد موجب افزایش رشد اقتصادی آنها می‌شود. با افزایش رشد اقتصادی و رسیدن به مراحل توسعه یافتگی بالا، با افزایش کنترل فساد، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، زیرا از یک سو، میزان کنترل فساد در کشورهای با درآمد سرانه بالا در سطح بالایی قرار دارد، و از سویی چنانچه، کنترل فساد در این نوع کشورها افزایش یابد نوعی مانع برای سرمایه‌گذاری ایجاد می‌شود، که می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی شود. در حقیقت نمودار شماره (۱) نوع رابطهٔ بین این دو متغیر را نشان می‌دهد که ناحیه (۱) مربوط به کشورهای با درآمد سرانه پایین، ناحیه (۲)، مربوط به کشورهای با درآمد سرانه متوسط و ناحیه (۳) مربوط به کشورهای با درآمد سرانه بالا است. لازم به ذکر است که مطابق با نمودار (۱)، مقدار شیب نمودار، برای کشورهای با درآمد سرانه پایین بیشتر از کشورهای با درآمد سرانه بالاست و مطابق با نمودار رفته رفته مقدار این شیب کاهش یافته و در نهایت در کشورهای با درآمد سرانه بالا، شیب نمودار منفی شده است. اما این یک طرف قضیه است و طرف دیگر مربوط به رابطه غیرخطی بین کنترل فساد و رشد اقتصادی در خود کشورهای با درآمد سرانه بالا است.

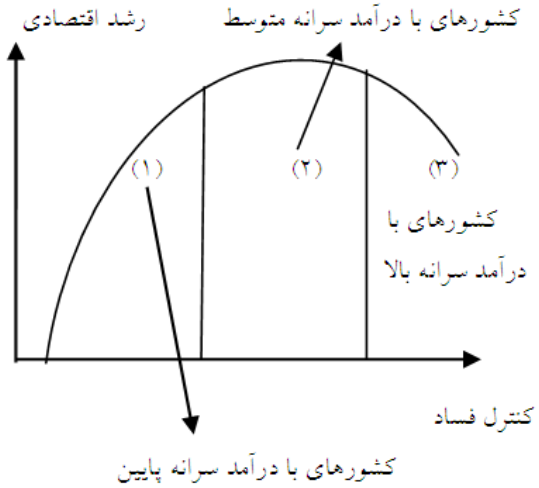
جدول (۱): نتایج تخمین مدل رابطه U معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصادی برای ۱۱۳ کشور مختلف جهان

روش تخمین: روش حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LL	۰/۷۲ *	۳۵/۰۲	۰/۰۰۰
LK	۰/۳۰ *	٤٤/۰٦	۰/۰۰۰
CORR	۰/۰۱ *	۲/٦۱	۰/۰۰۸
CORR^2	-۰/۰۰۹ *	-۲/۵۲	۰/۰۰۰
C	٦/٦۳ *	۲٦/٦٦	۰/۰۰۰
	آماره آزمون هاسمن: ۱۲۰۵/۸۹	آماره آزمون F لیمر: ۳۹٤/۲۸	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹

*؛ **؛ *** : به ترتیب سطوح معناداری ۱ ، ۵ ، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار (۱): رابطه رشد اقتصادی و کنترل فساد

مطابق با جدول ۲، تأثیر کنترل فساد تا سطحی باعث کندی رشد در این نوع کشورها می‌شود (به عبارتی کاهش کنترل فساد که می‌تواند معیاری بر افزایش فساد اداری باشد، باعث رشد اقتصادی در این نوع کشورها می‌شود) اما افزایش کنترل فساد رفته رفته تأثیر مثبت خود را در اقتصاد ظاهر می‌سازد، به نحوی‌که با توجه به ضریب منفی و غیرمعنی‌دار توان دوم متغیر

کنترل فساد و ضریب مثبت و معنی‌دار توان درجه سوم کنترل فساد، رابطهٔ غیرخطی بین دو متغیر مذکور بین کشورهای با درآمد سرانه بالا قابل درک است (لازم به ذکر است که نتایج بدست آمده از این منظر مطابق با نتایج مندز و سپولودا، ۲۰۰۶: ۹۳-۹۱، است).

جدول (۲): نتایج تخمین رابطه غیرخطی بین کنترل فساد و رشد اقتصادی در کشورهای با در آمد سرانه بالا

روش تخمین: روش حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت

متغیر	ضریب	آماره t	احتمال
LL	۰/۴۸ *	۱۲/۲۵	۰/۰۰۰
LK	۰/۳۲ *	۲۵/۲۸	۰/۰۰۰
CORR	-۰/۰۱۷ ***	-۱/۶۹	۰/۰۹۱
CORR^2	-۰/۰۰۲	-۰/۸۶	۰/۳۸۸
CORR^3	۰/۰۰۰۱ ****	۱/ ۹۳	۰/۰۵۳
C	۶/۶۳ *	۲۶/۶۶	۰/۰۰۰

*، **، *** : به ترتیب سطوح معناداری ۱ ، ۵ ، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

در حقیقت وجود چنین رابطه‌ای بین کنترل فساد یا به عبارتی دیگر خود فساد با رشد اقتصادی را می‌توان از جهات مختلفی بررسی کرد. در حقیقت بیشتر محققان اعتقاد به تأثیر منفی و خطی بین فساد و رشد اقتصادی دارند، که در این تحقیق این نوع رابطه برای کشورهای با درآمد سرانه پایین و متوسط مشاهده شد، اما در مورد کشورهای با درآمد سرانه بالا، قضیه تا حدودی فرق دارد، به نحوی‌که کاهش کنترل فساد (افزایش فساد اداری)، تا قبل از رسیدن به حد آستانه‌ای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. در حقیقت محققان وجود چنین رابطه‌ای را به علت‌های مختلف نسبت می‌دهند. ساها و مالیک معتقد هستند که به علت اینکه در کشورهای پیشرفته و با درآمد سرانه بالا میزان فساد پائین است و از سویی دیگر کنترل فساد نیز در سطح بالایی است و از آنجا که در کشورهای با درآمد سرانه پائین قضیه کاملاً برعکس است، سطح آستانه‌ای کنترل فساد برای کشورهای با درآمد سرانه پائین وجود ندارد، اما در مورد کشورهای با درآمد سرانه بالا یک حد آستانه‌ای برای فساد برای این نوع کشورها قابل درک است. از سویی دیگر صالحین نیز معتقد است که با افزایش فساد اداری و پرداخت رشوه، انباشت سرمایه انسانی و به تبع آن رشد اقتصادی تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اما با در نظر گرفتن یک میزان مشخص از رشوه در بین اقتصادها، در کشورهای بزرگ با درآمد سرانه پائین و سرمایه انسانی پائین، تأثیر فساد بر رشد اقتصادی منفی است، اما در کشورهای با درآمد سرانه بالا با وجود سرمایه انسانی بالا، می‌توان حد آستانه‌ای برای کنترل فساد در نظرگرفت. اما مندز و سپولدا، معتقد هستند که وجود چنین رابطهٔ غیرخطی بین فساد و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا و وجود حد آستانه‌ای غیر صفر فساد در این نوع کشورها به سه عامل اصلی برمی‌گردد. **الف:** در کشورهای با درآمد سرانه بالا، فساد به صورت برنامه‌ریزی شده از سمت دولت است به نحوی که کارمندان دولت نمی‌توانند همانند کارمندان کشورهای با درآمد سرانه پائین به شکل سازمان یافته و به صورت جمعی دست به رشوه‌خواری بزنند. **ب:** زمانی امکان وجود تأثیر مثبت فساد بر رشد اقتصادی (تا حد آستانه‌ای) وجود دارد که آن کشور دارای حکومت خوب یا به اصطلاح (Good Governance) باشد. زیرا در حکومت خوب، هدف از فساد اداری برای دولت و کارمندان دولت، ایجاد رقابت با هدف تولیدی بین شرکت‌ها است نه نفع شخصی. **ج:** دو مورد بالا بیشتر معطوف به دولت بود این در حالی است که خود شرکت‌ها و افراد نیز در کشورهای با درآمد سرانه بالا و پیشرفته با هدف تولید بیشتر دست به فساد می‌زنند و عمدتاً فسادی که رخ می‌دهد به سمت کارهای تولیدی سوق می‌یابد اما در کشورهای در حال توسعه و کمتر توسعه یافته، هدف از فساد اداری، بیشتر معطوف به انباشت سرمایه شخصی و کارهای غیرتولیدی است.

۵-۲-۲- نتایج تخمین تأثیر کنترل فساد و جهانی شدن (با جنبه‌های مختلف) بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه پائین

با استفاده از داده‌های ۱۸ کشور با درآمد سرانه پائین

(کشورهای توسعه نیافته) طی دورهٔ زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۲) و نیز استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت برای ٤ مدل مذکور، نتایجی که در جدول ۳، گزارش شده است، حاصل گردید:

با توجه به نتایج، تأثیر تمامی متغیرها در تمامی مدل‌ها معنی‌دار است، در حقیقت نتایج حاصل شده را از سه جنبه می‌توان بررسی کرد، **الف**: تأثیر کنترل فساد بر رشد اقتصادی: مطابق انتظار تأثیر این متغیر در کشورهای مذکور مثبت و معنی‌دار است که در تمامی مدل‌ها، تأیید می‌گردد. از این منظر ناحیه (۱) نمودار یک تأیید می‌گردد. **ب**: کشش نیروی کار و سرمایه در کشورهای با درآمد سرانه پائین: با توجه به نتایج، در کشورهای توسعه نیافته، تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی کار حساسیت بیشتری نسبت به سرمایه دارد (که در هر ٤ مدل تأیید می‌شود). به نحوی که در مدل ۲ و ۳ تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی کار، با کشش است. **ج**: تأثیر جنبه‌های مختلف جهانی شدن بر رشد اقتصادی: با توجه به نتایج حاصل شده، تأثیر شاخص کل جهانی شدن و جهانی شدن سیاسی در کشورهای مذکور مثبت می‌باشد، از سویی تأثیر جهانی شدن اجتماعی و اقتصادی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در این نوع کشورها دارد. لازم به ذکر است که نتایج مطالعات گارت (۲۰۰۱)، نیز دلالت بر تأثیر منفی جهانی شدن اقتصادی بر کشورهای کم درآمد دارد. در حقیقت به علت عدم ناتوانی این نوع کشورها برای رقابت در صحنهٔ جهانی و عدم زیر ساخت‌های لازم برای جهانی شدن، جهانی شدن این نوع کشورها تا حد زیادی مخاطره‌آمیز است.

جدول (۳): نتایج تخمین رابطه بین کنترل فساد و جهانی شدن با رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه پایین

روش تخمین: حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت متغیر وابسته LGDP

متغیر	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (۵)
LLAB	۱/۱۰ * (۱۳/۷٦)	۱/۰۸ * (۱٤/۱٤)	۰/۹۱ * (۱۳/۲٤)	۰/۹٦ * (۱۱/۲۳)
LKAP	۰/۲۳ * (۱۰/۳۱)	۰/۲٤ * (۱۰/۸٦)	۰/۲۰ * (۱۰/۸۵)	۰/۲۲ * (۹/۷٦)
CORR	۰/۰٦۲ * (۳/۹۸)	۰/۰۵۹ * (۳/۹۱)	۰/۰٤۷ * (۳/۲۹)	۰/۰۳۷ ** (۲/۳۵)
ECO	-۰/۰۰۲ *** (-۱/۸۷)			
SOC		-۰/۰۰۳ ** (-۲/۵۲)		
PLO			۰/۰۰۲ * (٤/۹۲)	
OVER				۰/۰۰۵ ** (۲/۵۲)
R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	آماره F لیمر: ۱۹۲/۷۲	آماره F لیمر: ۱۵۲/۹۱
آماره F لیمر: ۱۳۸/۱۹	آماره F لیمر: ۱۳۱/۳۵	آماره آزمون هاسمن: ۹٦/۷۰	آماره آزمون هاسمن: ۷۳/٤۳	آماره آزمون هاسمن: ۸۲/۲۵

اعداد داخل پارانتز آماره t هستند

*؛ **؛ *** : به ترتیب سطوح معناداری ۱ ، ۵ ، ۱۰ درصد است

مأخذ: نتایج تحقیق

۵-۲-۳- نتایج تخمین تأثیر کنترل فساد و جهانی شدن (با جنبه‌های مختلف) بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه متوسط

با استفاده از داده‌های ۵٤ کشور با درآمد سرانه متوسط طی دوره زمانی (۲۰۱۰-۲۰۰۲) و نیز استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم یافته با بهره‌گیری از روش اثرات ثابت برای ٤ مدل مذکور، نتایج زیر حاصل گردید، که در جدول (٤)، گزارش شده است. با توجه به نتایج، تمامی متغیرها در ٤ مدل مورد نظر، در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار هستند، در حقیقت نتایج حاصل شده نشان دهنده این است که تأثیر کنترل فساد بر

رشد اقتصادی، مطابق انتظار در کشورهای مذکور مثبت و معنی‌دار است که در تمامی مدل‌ها، تأیید می‌گردد. مقایسه ضرایب این متغیر، در کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پایین حاکی از آن است که، در هر ٤ مدل، مقدار این ضریب در کشورهای با درآمد سرانه متوسط بیشتر از کشورهای با درآمد سرانه پایین است و از این منظر مطابق با ناحیه (۲) نمودار یک می‌باشد. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که در کشورهای با درآمد سرانه متوسط، تولید ناخالص داخلی نسبت به نیروی کار حساسیت بیشتری نسبت به سرمایه دارد (که در هر ٤ مدل تأیید می‌شود). همچنین با توجه به نتایج حاصل شده، در زمینه نحوه تأثیر جنبه‌های مختلف جهانی شدن بر رشد اقتصادی، می‌توان استدلال کرد که، هر ٤ شاخص جهانی شدن، تأثیر مثبت و معنی‌داری در کشورهای مذکور دارد که بر عکس کشورهای با درآمد سرانه پائین، این نوع کشورها قابلیت و توانایی حضور در بازارهای جهانی و رقابت در صحنه جهانی را دارند. جهانی شدن در این نوع کشورها با جنبه‌های مختلف، دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی است.

جدول (٤): نتایج تخمین رابطه بین کنترل فساد و جهانی شدن با رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه متوسط

روش تخمین: حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت متغیر وابسته LGDP

متغیر	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (۵)
LLAB	۰/۹۱٦ * (۲۸/۱۷)	۰/۸۳٦ * (۲۷/۹٦)	۰/۸۱ * (۲۳/۱۷)	۰/۸۱۳ * (۲۳/۱۲٦)
LKAP	۰/۲۹۹ * (۳۲/۰۷)	۰/۲۷۳ * (۱۲/٤۸)	۰/۳۰ * (۳۰/۸۹)	۰/۲۸٦ * (۲۷/۲٦)
CORR	۰/۰۵۲ * (٦/۱۷۵)	۰/۰۳۲ * (٤/۷۹)	۰/۳۳ * (٤/۰۰)	۰/۰۲۹ * (۳/۱۹۳)
ECO	۰/۰۰۱ (۳۰/۸۰٤)			
SOC		۰/۰۰۹ * (۹/۱۸۲)		
PLO			۰/۰۰۳ * (٦/٤۸)	
OVER				۰/۰۰۷ * (۸/۱۰)
	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹
	آماره F لیمر: ٤۷۰/۲۱	آماره F لیمر: ٦۲۷/۲۱	آماره F لیمر: ٤۹٦/۷۷	آمارهFلیمر : ٤۷۲/۹۲
	آزمون هاسمن:۱۲۲/٦۵۰	آماره آزمون هاسمن:۹٤/۳۰	آماره آزمون هاسمن: ۱۳۰/۲۵	آماره آزمون هاسمن: ۱۰۹/٤۲

اعداد داخل پارانتز آماره t هستند

*؛ **؛ *** : به ترتیب سطوح معناداری ۱ ، ۵ ، ۱۰ درصد است.

جدول (۵): نتایج تخمین رابطه بین کنترل فساد و جهانی شدن با رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا

روش تخمین: حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت متغیر وابسته LGDP

متغیر	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (٤)	مدل (۵)
LLAB	۰/٤٤ * (۱۰/٦۱)	۰/٤٤ * (۱۱/۰٤)	۰/۳۱ * (۷/۹۸)	۰/۳۳ * (۹/۹۷)
LKAP	۰/۳۲ * (۲۲/۳٦)	۰/۳۳ * (۲۵/۳۷)	۰/۳۳ * (۲٦/۲۵)	۰/٤۵ * (۲۱/۵)
CORR	−۰/۰٤ ** (−٤/۷۳)	−۰/۰۳۲ * (−۵/۰۷)	−۰/۰۳ * (−۳/٤۳)	−۰/۰٤ * (−۳/۸۸)
ECO	۰/۰۰۳ * (۵/۵۱)			
SOC		−۰/۰۰۳ ** (−۲/۵۲)		
PLO			۰/۰۰٤ * (۷/٦۱)	
OVER				۰/۰۰۸ * (۸/۲۸)
	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹	R^2 تعدیل شده: ۰/۹۹
	آماره F لیمر: ۳۱۷/۳۹	آماره F لیمر: ۲۷۵/۳	آماره F لیمر: ۲۳۱/۱	آماره F لیمر: ۲۳۸/۸
	آماره آزمون هاسمن: ۵۵٤/۲	آماره آزمون هاسمن: ۵۳۷/۷	آماره آزمون هاسمن: ٦۲۰/۰	آماره آزمون هاسمن: ٦۳٦/۲

اعداد داخل پارانتز آماره t هستند

*؛ **؛ *** : به ترتیب سطوح معناداری ۱ ، ۵ ، ۱۰ درصد است.

مأخذ: نتایج تحقیق

۵ -۲-٤- نتایج تخمین تأثیر کنترل فساد و جهانی شدن (با جنبه‌های مختلف) بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا

نتایج تخمین مدل برای ٤۱ کشور با درآمد سرانه بالا با استفاده از روش اثرات ثابت در جدول ۵ گزارش شده است. با توجه به نتایج، تمام ضرایب در سطح زیر ۱۰ درصد معنی‌دار است. در این مدل تأثیر کنترل فساد بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا مطابق انتظار بوده و در تمام مدل‌ها منفی و معنی‌دار است که مطابق با ناحیه (۳) نمودار یک می‌باشد. چنانچه قبلاً ذکر شد، رابطه غیرخطی بین کنترل فساد و رشد اقتصادی در این نوع کشورها وجود دارد که حد آستانه‌ای فساد در این کشورها صفر نیست. در حقیقت علت تأثیر منفی کنترل فساد در یک مدل خطی پائین به علت عدم لحاظ حد آستانه‌ای کنترل فساد در مدل است، که در قسمت‌های قبلی به طور دقیق نحوهٔ رفتار رشد اقتصادی در مقابل کنترل فساد بررسی شد و در این قسمت مقاله توجه بیشتر به نحوهٔ ارتباط جهانی شدن و رشد اقتصادی معطوف است. بررسی کشش نیروی کار و سرمایه در کشورهای با درآمد سرانه بالا نشان می‌دهد در مدل‌های ۲ و ۳ نیروی کار نسبت به سرمایه، تولید ناخالص داخلی را بیشتر تحت تأثیر قرار می‌دهد و در مدل‌های ٤ و ۵ تأثیر سرمایه بیشتر است. مدل مورد بررسی نشان دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار هر ٤ شاخص جهانی شدن بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه بالا می‌باشد. به نحوی‌که با توجه به شاخص کل جهانی شدن و مقایسه با دو گروه کشورهای قبلی می‌توان نتیجه گرفت که در فرآیند جهانی شدن، بیشترین نفع را کشورهای با درآمد سرانه بالا می‌برند.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در راستای بررسی تأثیر کنترل فساد و جهانی شدن (با جنبه‌های مختلف) بر رشد اقتصادی با به‌کارگیری الگوی حداقل مربعات تعمیم یافته با استفاده از اثرات ثابت، به بررسی تجربی رابطه بین متغیرهای مورد بررسی برای دوره (۲۰۱۰-۲۰۰۲) با استفاده از داده‌های سالانه ۱۱۳ کشور مختلف جهان، با گروه‌بندی کشورها به کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پائین، پرداخته شده است.

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پانلی لوین و همکاران، برای متغیرهای مورد بررسی حاکی از آن است که تمام متغیرهای موجود در تحقیق، مانا می‌باشند، بنابراین، مدل‌های مختلف تحقیق را برآورد نمودیم و نتایج تحقیق نشان دهنده یک رابطه U معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصادی می‌باشد، به نحوی که برآورد مدل تأثیر کنترل فساد بر رشد اقتصادی (با استفاده از مجذور کنترل فساد و خود متغیر کنترل فساد) با استفاده از داده‌های ۱۱۳ کشور مختلف جهان، نشان دهنده رابطه U معکوس بین متغیرهای ذکر شده می‌باشد. کنترل فساد در مراحل اولیه رشد اقتصادی دارای تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی است اما بعد از گذشت حد آستانه‌ای دارای تأثیر منفی بر رشد اقتصادی می‌باشد. با تقسیم‌بندی کشورها به سه گروه، کشورهای با درآمد سرانه بالا، کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای با درآمد سرانه پائین (بر اساس تقسیم‌بندی بانک جهانی)، به بررسی دقیق رابطه بین کنترل فساد و جهانی شدن با رشد اقتصادی، در سه گروه کشورهای ذکر شده پرداخته شده است و نتایج دال بر صحت رابطه U معکوس بین کنترل فساد و رشد اقتصاد می‌باشد (که قبلاً نیز براساس داده‌های ۱۱۳ کشور مختلف تأیید شده بود). زیرا با توجه به مدل‌های برآورد شده، در کشورهای با درآمد سرانه پائین، کنترل فساد تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارد، زیرا عملاً، میزان فساد در این نوع کشورها در سطح بالایی است، چنانچه میزان کنترل فساد در این نوع کشورها افزایش یابد می‌تواند عاملی مهم در جهت افزایش رشد اقتصادی باشد، همچنین کنترل فساد بر رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد متوسط، تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد، اما میزان این تأثیر از لحاظ عددی کمتر از کشورهای با درآمد سرانه پائین است و در نهایت در مورد کشورهای با درآمد

سرانه بالا نحوه این تأثیر منفی و معنی‌دار ارزیابی شد که علت اصلی این تأثیر، به میزان بسیار پائین فساد در این نوع کشورها بستگی دارد به نحوی‌که با کاهش میزان کنترل فساد و ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های مختلف، امکان رشد اقتصادی نیز وجود دارد. در حقیقت به منظور بررسی دقیق کنترل فساد و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد سرانه بالا، با استفاده از توان دوم و توان سوم متغیر کنترل فساد، مشخص شد که در این نوع کشورها برخلاف کشورهای با درآمد سرانه پائین و متوسط، حد آستانه‌ای فساد صفر نیست و مقادیر اولیه فساد تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارد اما پس از گذشت حد آستانه‌ای تأثیر فساد بر رشد اقتصادی منفی می‌شود. از سویی دیگر تأثیر جهانی شدن اقتصادی و جهانی شدن فرهنگی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه پائین دارد که علت اصلی این تأثیر می‌تواند به دلیل عدم توانایی اقتصادی و فرهنگی این کشورها برای حضور در صحنه رقابت جهانی باشد، زیرا محصولات تولیدی و صادراتی این نوع کشورها عمدتاً، محصولات کشاورزی می‌باشد که قابلیت رقابت با محصولات صنعتی و کشاورزی مدرن کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته را ندارد، و در عمل به جای افزایش صادرات، به وارد کننده بزرگ محصولات صنعتی کشورهای پیشرفته تبدیل می‌شوند. همچنین به علت عدم توانایی این نوع کشورها در جذب سرمایه‌گذاری خارجی (به علت شرایط خاص اقتصادی و اجتماعی این کشورها)، در عمل جهانی شدن اقتصادی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی این کشورها دارد. اما با توجه به نتایج، جهانی شدن سیاسی تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی این نوع کشورها دارد که می‌تواند به علت افزایش قدرت سیاسی و قدرت نفوذ سیاسی کشور در عرصه جهانی باشد. همچنین شاخص کل جهانی شدن تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی این نوع کشورها دارد، و نیز هر سه جنبه جهانی شدن (اقتصادی، اجتماعی، سیاسی) و شاخص کل جهانی شدن تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی کشورهای با درآمد سرانه متوسط و کشورهای درآمد سرانه بالا دارد که می‌تواند به علت قابلیت‌ها و پتانسیل بالای این نوع کشورها برای حضور در صحنه رقابت جهانی باشد به نحوی که با جهانی شدن بیشترین نفع را این نوع کشورها می‌برند. همچنین، با توجه به اینکه ایران در این گروه بندی، جزء کشورهای با درآمد سرانه متوسط می‌باشد و از سویی با توجه به تأثیر مثبت جهانی شدن در این نوع کشورها و نیز با توجه به اینکه در رتبه‌بندی مؤسسه KOF برای سال‌های ۱۹۹۰، ۲۰۰۰ و ۲۰۱۰ ایران در بین ۱۰ کشور آخر از لحاظ جهانی شدن اقتصادی می‌باشد، بنابراین یک ضرورت است که گام‌هایی در جهت جهانی شدن (به خصوص جهانی شدن اقتصادی)، برداشته شود.

منابع

احمدی، علی محمد؛ دهنوی، جلال و حق‌نژاد، امین (۱۳۹۰). رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای در حال توسعه: یک تجزیه و تحلیل مبتنی بر داده‌های پانلی. *پژوهشنامه اقتصادی*، سال ۱۱، شماره ۲، ۱۸۰-۱۵۹.

برادران‌شرکاء، حمیدرضا و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۷). تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب. *فصلنامه راهبرد*، سال ۱۷، شماره ٤۹، ۵۲-۲۹.

دل‌انگیزان، سهراب؛ شریف کریمی، محمد و خالوندی، زینب (۱۳۹۳). بررسی اثر شاخص دانش بنیانی اقتصاد بر رابطه درک فساد مالی و رشد (رهیافت داده‌های تابلویی پویا). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۱۰٤-۸۷.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۸۵). مطالعه نظری و کاربردی پیرامون درجه باز بودن تجاری در کشورهای در حال توسعه. *پژوهش نامه اقتصادی*، شماره ۲۳، ۱۸۲-۱٦۳.

رفعت، بتول و بیک‌زاده، سعید (۱۳۹۱). کاربرد الگوی معادلات همزمان داده‌های تابلویی در تحلیل نقش یکپارچگی اقتصادی اکو بر اشتغال و رشد. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۲۲-۹.

رومر، دیوید (۱۹۸٦). اقتصاد کلان پیشرفته. ترجمه: مهدی تقوی، تهران: انتشارات دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات.

سامتی، مرتضی؛ عمادزاده، مصطفی و رئیسی دهکردی، شهرام (۱۳۹۱). شبیه سازی تأثیر فساد بر رشد اقتصاد ایران. *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۹، شماره ۲، ٦۹-٤۹.

سلمانی، بهزاد و یاوری، کاظم (۱۳۸۳). سیاست تجاری و رشد اقتصادی: مورد کشورهای صادرکننده نفت. *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، شماره ۳۰، ٦٦-۳۷.

صباحی، احمد و ملک‌الساداتی، سید سعید (۱۳۸۸). اثر کنترل فساد مالی بر رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۳، ۱۵۸-۱۳۱.

عاشورزاده، اعظم؛ مقدسی، محدثه و رضوی، سید عبداله (۱۳۹۲). اثر جهانی شدن اقتصاد و تجارت بر رشد اقتصادی مدل خودتوضیحی برداری. اولین همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصاد ایران با رویکرد حمایت از تولید ملی، ۲۸ آذر ماه ۱۳۹۲.

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 ۹، شماره ۳٦، ۲۰۸-۱۷۹.

مهدوی، روح‌الله، جهانگرد، اسفندیار و ختائی، محمود (۱۳۸۹). تأثیر توسعه بازار مالی در تأثیر گذاری سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای میزبان با استفاده از روش داده‌های تابلویی. *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲، ٤۰-۲۱.

هادی زنوز، بهروز و کمالی دهکردی، پروانه (۱۳۸۸). اثر FDI بر رشد اقتصادی کشورهای میزبان منتخب. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۳، شماره ۳۹، ۱۳٦-۱۱۳.

Aidt, T., Dutta, J. & Sena, V. (2008). Governance Regimes, Corruption and Growth: Theory and Evidence. *Journal of Comparative Economics*, 36, 195–220.

Barro, Robert J. & Sala-I-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal Of Political Economy*, 100(2) , 223- 251.

Blomström, M., Lipsey, R. E. & Mario, Z. (1992). What Explains Developing Country Growth?. *NBER Working Paper,* 4132.

Campos, N., Dimova, R. & Saleh, A. (2010). Whither Corruption? A Quantitative Survey Of The Literature on Corruption and Growth. *IZA Discussion Paper*, 5334.

Carlos, N. (2012). Economic Growth, Globalization and Trade. *Journal of Management Research and Practice*, 4(3), 18-24.

Dreher, A. (2006). Does Globalization Affect Growth? Evidence from A New Index of Globalization. *Applied Economics,* 38 (10), 1091–1110.

Garrett, G. (2001). The Distributive Consequences of Globalization. UCLA, *MS. working paper yale university*, http :// www. yale. edu/leitner/papers.html.

Gurgul, H. & Lach, L. (2014). Globalization and Economic Growth: Evidence arom Two Decades of Transition in CEE. *Economic Modelling*, 36, 99–107.

Mendez, F. & Sepulveda, F. (2006). Corruption, Growth and Political Regimes: cross country evidence. *European Journal of Political Economy*, 22, 82– 98.

Mo, P. H. (2001). Corruption and Economic Growth. *Journal of Comparative Economics*, 29, 66–79.

Rao, B. B. & Valadamanti, K. C. (2010). Globalization & Growth in The Low Income African Countries With The Extreme Bounds

Analysis. *Journal of Economic Modelling*, 28(3), 795-810.

Rodrik, D. (2007). Saving Globalization from Its Cheerleaders. *Journal of International Trade and Diplomacy*, 1(2), 1–33.

Saha, S. & Mallik, G. (2012). Is Corruption Always Growth-Inhibitory? A Cross-National Study in Non-Linear Frame Work. *The 41st Australian Conference of Economists,* Melbourne, Australia, July 8-11, 2012.

Stiglitz, J.E. (2002). Globalization and Its Discontents. W.W. Norton, New York.

Swaleheen, M. (2011). Economic Growth With Endogenous Corruption: An Empirical Study. *Journal of Public Choice*, 146, 23-41.

Wacziarg, R., & Welch, K. H. (2008). Trade Liberalization and Growth: New Evidence. *World Bank Economic Review*, 22(2), 187–231.

تحلیل اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی در ایران

Analysis of Short Run and Long Run Effects of Economic Sanctions on Economic Growth in Iran

مهدی فدائی [*]، مرتضی درخشان [**]

Mahdi Fadaee[*], Morteza Derakhshan[**]

دریافت: ۱۳۹۳/٤/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۳/٦/۱۸

Received: 15/July/2014 Accepted: 9/Sep/2014

چکیده:

به دنبال تحریم‌های بسیاری که در طول سال‌های پس از انقلاب اسلامی بر ایران تحمیل شده است، همواره سؤال پیشِ روی اقتصاددانان این بوده، که این تحریم‌ها بر متغیرهای مختلف اقتصادی چه تأثیری داشته و این تأثیر به چه اندازه‌ای اتفاق افتاده است؟ این پژوهش بر آن است تا با شاخص‌سازی و تعیین وزن (اهمیت) تحریم‌های مختلف که به لحاظ تاریخی بر ایران تحمیل شده است، تأثیر تحریم‌ها را به عنوان متغیر موهومی بر رشد اقتصادی ایران بررسی کند. برای این منظور با استفاده از داده‌های سری زمانی و به کارگیری مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL) تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۷ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تخمین کوتاه‌مدت نشان می‌دهد اعمال تحریم‌های ضعیف، تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته، ولی تحریم‌های متوسط و قوی در کوتاه‌مدت به ترتیب با ضرایب ۰/۰۰۹۸ و ۰/٤۳ تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که اعمال تحریم‌های اقتصادی ضعیف و قوی در بلندمدت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته ولی تحریم‌های متوسط با ضریب ۰/۰۲٤ در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. در نهایت ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، (۰/٤۰۷-) به‌دست آمده است.

کلمات کلیدی: تحریم‌های اقتصادی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تورم، مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، رشد اقتصادی، ایران.

طبقه‌بندی JEL: E17، F51، O47.

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور (نویسنده مسئول)

Email: fadaeemahdi@phd.pnu.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه اصفهان

Email: morteza.derakshan@yahoo.com

Abstract:

Following the economic sanctions that have been imposed on Iran in the years after the Islamic Revolution, always economists were facing this question that; what is the effect of economic sanctions on different economic variables and how much is it? This study aims to analyze the effect of economic sanctions as dummy variable on economic growth in Iran, using Indexing and weighting (determining the importance) of various sanctions that historically imposed on Iran. For this purpose, using time series data and Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) model, we analyze the effect of economic sanctions on economic growth from 1978 to 2013. Short-run estimation results show that in the short term weak sanctions had not significant effect on economic growth, but moderate and strong sanctions respectively with coefficients 0.0098 and 0.43, has had a negative effect on economic growth. Long-run estimation results show that in long term weak and strong sanctions had not significant impact on economic growth, but moderate sanctions with coefficient 0.024 has had a negative impact on economic growth. Finally error correction coefficient in model is - 0.407.

Keywords: Economic Sanctions, Direct Foreign Investment, Inflation, Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) Model, Economic Growth, Iran.
JEL: E17, F51, O47.

* Faculty Member of Economics, Payame Noor University, Iran (Corresponding Author).

** Ph.D. Student in Economics, Isfahan University, Isfahan, Iran.

۱- مقدمه

در سال‌های اخیر تحریم‌های اقتصادی به عنوان یکی از مهم‌ترین مسائل روز مورد بحث در مجامع علمی ایران قرار گرفته است. اما تعداد انتشارات علمی، کتاب، مقاله و نوشته در این زمینه، در داخل کشور به شکلی شگفت‌آور کم بوده است. اما کشورهای صادرکنندهٔ تحریم که غالباً زیان کمتری از تحریم متحمل می‌شوند، مطالعات دقیقی را در مورد تأثیر آن در بخش‌های مختلف اقتصادی انجام داده‌اند. اولین و مهم‌ترین منظر برای مطالعهٔ تحریم‌های اقتصادی، منظر تاریخی می‌باشد. با بررسی تاریخی مقیاس، وسعت، تنوع و اهداف تحریم‌های اقتصادی و همچنین میزان تأثیرگذاری آنها و در نهایت دست‌یابی به اهداف اصلی کشورهای صادرکنندهٔ تحریم می‌توانند ما را در مطالعهٔ بیشتر تأثیر تحریم‌های اقتصادی یاری کند. از آغاز قرن بیست و یکم، همچون قرن پیش، تحریم اقتصادی همچنان به عنوان یک سیاست خارجی پراهمیت و «اسلحه‌ای مرگبار» جایگزین جنگ مطرح است. اما پرسش‌هایی اساسی راجع به این ابزار سیاستی قدرتمند مطرح است: چه شرایطی دولت یک کشور را بر آن می‌دارد که اقدام به اعمال تحریم اقتصادی یا تغییر یک سیاست تحریم نماید؟ (دروری[1]، ۲۰۰۵: ۲) چه عوامل سیاسی و اقتصادی در موفقیت سیاست‌های تحریم در دستیابی به نتایج مورد نظر دخیل‌اند؟ هزینه‌های تحریم اقتصادی برای کشور تحریم‌کننده و کشور هدف چیست؟

«تحریم» جزئی از دیپلماسی بین‌المللی حاکم بر جهان کنونی است که از سوی کشورهای تحریم‌کننده به عنوان ابزاری غیرنظامی برای اجبار دولت های کشورهای هدف جهت انجام واکنش مورد نظر اعمال می شود. منظور از «تحریم اقتصادی»، کاهش یا متوقف ساختن، یا تهدید به توقف روابط اقتصادی، تجاری و مالی متعارف با کشور هدف از سوی دولت کشور تحریم کننده است. منظور از روابط «متعارف» در این تعریف، روابط در وضعیت بدون اعمال تحریم است. در واقع تحریم، سلاحی اقتصادی در میدان مبارزه‌ای غیرنظامی است که دیپلماسی را از گفتگو فراتر برده و وارد عمل می‌شود (ایلر[2]، ۲۰۰۷: ٤). نهاد «تحریم‌کننده» ممکن است دولت یک یا چند کشور از قبیل آمریکا و یا یک سازمان بین‌المللی از قبیل سازمان ملل باشد. «کشور هدف» کشوری است که مستقیماً مورد اعمال سیاست‌های تحریم واقع شده است. منظور از «اهداف سیاست خارجی»، تغییر در رفتارهای سیاسی کشور هدف است که کشور تحریم‌کننده به طور صریح یا ضمنی در پی آن است (هافباور و همکاران[3]، ۲۰۰۷: ۳). اهمیت موضوع در کشور ما در سالیان پس از انقلاب، امری بدیهی است و نیازی به توضیح ندارد. در سال‌های پس از انقلاب تحریم‌های اقتصادی علیه ایران نیز شدت یافته است و با تسخیر سفارت آمریکا در ۱۳ آبان سال ۱۳۵۸ روند جدیدی در تحریم ایران شکل یافت و ایران به طور رسمی با تحریم‌های تجاری و اقتصادی آمریکا و متحدان اروپایی آن مواجه شد. البته تقریباً تمام تحریم‌های علیه ایران در سال های پس از انقلاب اسلامی، از جانب آمریکا بوده و یا به تحریک آمریکا شکل گرفته است و لذا در نظر گرفتن اهداف و نظریات ایالات متحده، در مورد تحریم‌های اقتصادی حائز اهمیت خواهد بود. در سال‌های اخیر به دنبال بهانهٔ غنی‌سازی اورانیوم و جریان انرژی هسته‌ای، آمریکا توانست متحدانی در بین سایر کشورهای اروپایی برای تحریم‌های مالی و تجاری علیه ایران پیدا کند و شدت تحریم‌های گذشته را نیز افزایش دهد. همین امر باعث شد تا در داخل، مشکلات اخیر اقتصادی را ناشی از تحریم‌های اقتصادی دانسته و سیاست‌های عمومی و بین‌المللی دولت را مورد نقد و نظر قرار دهند. از آنجا که اولین و مهم‌ترین تأثیر تحریم‌های مالی و تجاری به طور مستقیم و غیرمستقیم بر جریان تجارت یک کشور وارد می‌شود و حسب باز و بسته بودن اقتصاد کشور در فضای بین‌المللی و رابطهٔ تجاری و مالی با کشور یا کشورهای صادرکنندهٔ تحریم، تأثیر آن متفاوت خواهد بود، لذا لازم است در اولین گام برای مطالعهٔ تأثیر تحریم بر اقتصاد، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر جریان تجارت مورد تحلیل و بررسی قرار گیرد و بر اساس نوع و گسترهٔ داده‌ها از مدل‌های لازم استفاده شود. لذا در این پژوهش بر اساس داده‌های تاریخی، تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر رشد اقتصادی کشور ایران را مورد بررسی قرار خواهیم داد. در این

1. Drury (2005)
2. Eyler (2007)
3. Hufbauer et al. (2007)

میان اولاً چون کانال تأثیر تحریم‌های نوع تجاری با تحریم‌های مالی متفاوت است، لذا در دو بخش مجزا مورد بررسی قرار می‌گیرد و ثانیاً سال‌های تحریم را بر اساس داده‌های تاریخی به سه بخش، تحریم‌های شدید، متوسط و ضعیف به صورت سه متغیر مجازی تأثیر آن را بر رشد اقتصادی تحلیل خواهیم نمود.

برای این منظور ابتدا در بخش دوم پیشینه پژوهش در رابطه با تحریم‌های اقتصادی و تأثیر آن بر سطح تولید و تجارت را مورد بررسی قرار می‌دهیم و در ادامه در بخش سوم مبانی نظری تأثیر تحریم‌های اقتصادی اعم از تجاری و مالی را بر جریان تجارت در دانش اقتصاد مورد بررسی قرار داده و مدل منتخب برای این تحلیل را تعریف و مبانی نظری آن را ارائه خواهیم کرد. در بخش چهارم با استفاده از داده‌های تاریخی و مدل منتخب تجزیه و تحلیل خود را انجام خواهیم داد و نتایج آن را تحلیل می‌کنیم. در نهایت در بخش پنجم نتایج تحقیق را جمع‌بندی نموده و نکاتی را متذکر خواهیم شد.

۲- پیشینه تحقیق

در زمینهٔ اقتصاد تحریم از سوی کشورهای صادرکنندهٔ تحریم کتاب‌هایی نوشته شده که از منظر خود به موضوع نگاه کرده‌اند و با مدل‌های مختلف علاوه بر تحلیل تأثیر تحریم‌های مختلف خود بر کشورهای مختلف، راه‌هایی که موجب تأثیر بیشتر تحریم‌ها می‌شود را مورد تحلیل قرار داده‌اند. از لحاظ اقتصادی اعمال تحریم‌ها را ارزیابی می‌کنند، که آیا منافع بین‌المللی که در طول تاریخ از تحریم‌ها به‌دست آمده در مقایسه با هزینه‌هایی که بر کشور صادرکننده آن تحمیل شده به گونه‌ای است که صرفهٔ اقتصادی داشته باشد؟ لذا ممکن است مطالعات بسیاری در دیگر کشورها صورت گرفته باشد، اما به غیر از برخی اطلاعات خام، چندان برای استفادهٔ سیاستی داخلی مفید نخواهد بود، لذا برای ارائهٔ راهکار مقابله با تحریم مطالعات داخلی بیشتر قابل استفاده خواهد بود. در مطالعات داخلی بهروزی‌فر تحریم‌های یک‌جانبهٔ آمریکا را بر اقتصاد خود آمریکا تحلیل می‌کند که در واقع هزینهٔ اعمال تحریم را قابل‌توجه می‌داند. بازرگانی آمریکا و بازار انرژی آمریکا را متأثر از تحریم‌ها می‌داند (بهروزی‌فر، ۱۳۸۳: ۱). عزیزنژاد و سیدنورانی به بررسی آثار تحریم بر اقتصاد ایران پرداخته‌اند. در این مقاله بیشتر بر تجارت خارجی و آثار تحریم‌ها بر تجارت خارجی تمرکز شده است (عزیزنژاد و سیدنورانی، ۱۳۸۸: ۱۷۷). همچنین یاوری و محسنی به تحلیل آثار تحریم‌های تجاری و مالی بر اقتصاد ایران پرداخته و به صورت تاریخی تحلیل خود را ارائه نموده‌اند. در نهایت به این نتیجه می‌رسند که درست است که تحریم نفتی ایران به دلیل ماهیت بازار نفت جهانی بی‌تأثیر است، اما از روش مازاد مصرف‌کننده، تأثیر تحریم‌های مالی و تجاری بر اقتصاد ایران ۱/۱ درصد تولید ناخالص داخلی ایران برآورد شده است که رقم قابل‌توجهی است (یاوری و محسنی، ۱۳۸۹: ۱۸).

وصالی و ترابی به بررسی اثرات تحریم بانک‌ها بر اقتصاد و سیستم بانکی ایران پرداخته‌اند. ایشان عدم همکاری اتحادیهٔ اروپا در گذشته را دلیل بی‌تأثیر بودن تحریم‌های گذشته و همکاری آنها را دلیل تأثیرگذاری آن در سال‌های اخیر می‌داند (وصالی و ترابی، ۱۳۸۹: ٤۲). بی‌نیاز تحولات خاورمیانه را بررسی کرده و نقش تحریم‌های اقتصادی در این تحولات را ارزیابی کرده است، و با تبیین تأثیرگذاری این تحریم‌ها بر تحولات منطقه‌ای و بالعکس لزوم دیپلماسی منطقه‌ای برای ایران را تبیین می‌کند (بی‌نیاز، ۱۳۹۰: ۳).

در مطالعات خارجی علیخانی[1] در مورد تحریم‌های ایران مطالعه‌ای انجام داده است. وی در کتاب خود که به زبان انگلیسی نوشته شده، تحریم‌های ایران را سیاستی شکست خورده می‌داند. وی در کتاب خود پس از ذکر تاریخچه‌ای کلی از تحریم‌های اقتصادی، بر اساس تاریخ انقلاب اسلامی از گروگان‌گیری تا سال ۲۰۰۰ را تحلیل می‌کند و اهداف تحریم‌کنندگان را بیان می‌کند. وی بدون جهت‌گیری خاصی تنها به تحلیل نوع و شکل تحریم‌ها می‌پردازد و در نهایت تأثیر تحریم‌ها بر ایران را قابل‌توجه نمی‌داند و آن را سیاستی شکست خورده می‌داند (علیخانی، ۲۰۰۰: ٤۰۸). همچنین فیاض‌منش[2] نیز در کتاب خود به بررسی رابطهٔ ایران و آمریکا پرداخته و تحریم‌ها، جنگ، سیاست‌های مهار دوجانبه و ... را

1. Alikhani (2000)
2. Fayazmanesh (2008)

مورد بررسی قرار داده است. همچنین نقش اسرائیل را در تحریم‌های ایران و دیپلماسی بین‌الملل ایران بررسی کرده است (فیاض‌منش ۲۰۰۸: ۸). دروری چند سؤال را در زمینه تحریم مطرح می‌کند و در کل کتاب به پاسخ این سؤالات می‌پردازد. تأثیرگذاری تحریم‌ها چگونه است؟ عقلانیت پشت تحریم‌ها چیست؟ چه زمانی تحریم‌ها اعمال می‌شوند؟ تصمیماتی که برای تعدیل سیاست تحریم گرفته می‌شود چیست؟ چه نوع تحریم‌هایی بیشتر استفاده می‌شود؟ و ... از جمله سؤال‌هایی هستند که وی در کتاب خود به آنها پاسخ داده است (دروری، ۲۰۰۵: ۱۵). آیلر در کتاب خود به بررسی روش‌های تحلیل تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر کشورهای مختلف پرداخته است. هم روش‌هایی را که به طور تاریخی مورد استفاده قرار گرفته را معرفی می‌کند و هم روش‌هایی که می‌تواند برای این منظور استفاده شود، را پیشنهاد می‌دهد. استفاده از این روش‌ها می‌تواند برای کشورهای هدف نیز مفید باشد (آیلر، ۲۰۰۷: ٤). از دیگر کتاب‌هایی که تحریم‌های اقتصادی را مورد بررسی قرار داده است می‌توان به کراوفورد و کلاتزو[1] (۱۹۹۹)، هافباور و همکاران[2] (۲۰۰۷)، کلرمن و همکاران[3] (۲۰۰۸) اشاره کرد که که تحریم‌های اقتصادی را به صورت تاریخی بررسی و اهداف و وسعت بین‌المللی آن را بررسی کردند. الکساندر[4] نیز در کتاب خود به اقتصاد تحریم و سیاست‌ها و قوانین مربوط به آن پرداخته است. وی در ابتدا با ذکر تاریخچه‌ای نسبتاً کامل از تحریم‌های اعمال شده در دنیا و اهداف آن داده‌هایی خام را برای تحلیل‌های بعدی ایجاد می‌کند و آن را از منظر سیاست بین‌الملل تحلیل می‌کند. وی پس از پرداختن به ابعاد قانونی بین‌المللی تحریم‌های اقتصادی، به تحریم‌های یک جانبه و چند جانبه پرداخته و تحریم شرکت‌های چند ملیتی و دخالت نهادهای بین‌المللی را نیز مورد ارزیابی قرار داده است. الکساندر سعی کرده تا نگاهی بی‌طرفانه نسبت به مقولهٔ تحریم داشته باشد و تنها به صورت علمی آن را تحلیل کند (الکساندر، ۲۰۰۹: ۵۵).

۳- مبانی نظری و مدل نظری

«تحریم» جزئی از دیپلماسی بین‌المللی حاکم بر جهان کنونی است که از سوی کشورهای تحریم‌کننده به عنوان ابزاری غیرنظامی برای اجبار دولت‌های کشورهای هدف جهت انجام واکنش مورد نظر اعمال می‌شود. منظور از «تحریم اقتصادی»، کاهش یا متوقف ساختن، یا تهدید به توقف روابط اقتصادی و تجاری و مالی متعارف[5] با کشور هدف از سوی دولت کشور تحریم‌کننده است. در واقع تحریم، سلاحی اقتصادی در میدان مبارزهٔ غیرنظامی است که دیپلماسی را از گفتگو فراتر برده و وارد عمل می‌کند (ایلر، ۲۰۰۷: ٤). نهاد «تحریم‌کننده» ممکن است دولت یک یا چند کشور از قبیل آمریکا و یا یک سازمان بین‌المللی از قبیل سازمان ملل باشد. «کشور هدف» کشوری است که مستقیماً مورد اعمال سیاست‌های تحریم واقع شده است. منظور از «اهداف سیاست خارجی»، تغییر در رفتارهای سیاسی کشور هدف است که کشور تحریم‌کننده به طور صریح یا ضمنی در پی آن است (هافباور و همکاران، ۲۰۰۷: ٤٤). همان‌طور که در تعریف روشن است تحریم دو نوع عمده دارد: اول تحریم‌های تجاری و دوم تحریم‌های مالی. تحریم‌های تجاری بر روی صادرات و واردات کالای خاص یا کالاهایی به کشور هدف صورت می‌گیرد؛ اما تحریم‌های مالی بیشتر بر جریان مالی کشور تمرکز دارد. تحریم بانک‌ها و یا بانک مرکزی از نوع تحریم‌های مالی می‌باشد. به لحاظ تاریخی تحریم‌ها به صورت نظامی و غیرنظامی یا به اصطلاح به صورت سخت‌افزاری و نرم‌افزاری صورت می‌گرفت که خود انواعی از تحریم را ایجاد می‌کند. معمولاً به تحریم‌های نظامی و سخت، بلوک کردن یا محاصرهٔ اقتصادی می‌گویند و اما اصطلاح رایج در تحریم در زبان اقتصادی امروزه برای تحریم‌های نرم‌افزاری استفاده می‌شود.

۳-۱- تاریخچهٔ تحریم

در گذشته تحریم‌های اقتصادی برای اهداف مختلفی مورد استفاده قرار می گرفت، اما غالباً در طول جنگ به عنوان ابزار

1. Crawford & KlotzHow (1999)
2. Hufbauer et al. (2007)
3. Klerman et al. (2008)
4. Alexander (2009)

۵. منظور از روابط «متعارف» در این تعریف، روابط در وضعیت بدون اعمال تحریم است.

فرعی نظامی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در واقع برای اولین بار یونان تحریم‌های اقتصادی را در سال ٤٣٢ قبل از میلاد اعمال کرد، زمانی که آتنی ها (اهالی پایتخت یونان) از واردات کالا از شبه جزیرهٔ جنوبی یونان منع شدند. در طول جنگ‌های مذهبی و تحولات اروپا، دولت ها از ممنوعیت های تجاری و سایر تحریم های اقتصادی برای مجبور کردن گروه‌ها به حمایت از اقلیت‌های خاص مسیحی استفاده می کردند. در اواخر قرن نوزدهم، تحریم های اقتصادی غالباً در زمان های جنگ استفاده می شد و به این شکل بود که صادرات و عرضهٔ کالاهای استراتژیک کنترل می شد و عرضهٔ این کالاها به کشورهای خاصی منع می‌شد (مدلیکات[1]، ۱۹۵۲، ۹).

استفاده از تحریم‌های اقتصادی در زمان‌هایی غیر از جنگ تا سال ۱۹۲۰ در بیشتر کشورها معمول نبود، که پس از آن به دنبال تصویب معاهدهٔ کشورهای متفق (متفقین) پس از جنگ جهانی اول، تحریم‌های اقتصادی علیه کشورهایی که تجاوز نظامی به دیگر دولت‌ها را آغاز نموده بودند، صورت گرفت. اگرچه این پیمان در تهدید به تحریم‌های اقتصادی، در سال‌های ابتدایی دههٔ ۱۹۲۰ برای حل مشکلات و مشاجرات در مورد مرزهای بین‌المللی کشورها صورت گرفت، اما این تحریم‌ها در مقابل تجاوز دولت های بزرگ و قدرتمند موفق نبود. در حقیقت، این‌گونه تحریم‌ها در سال ۱۹۳۵ علیه کشور ایتالیا، برای تجاوز به کشور اتیوپی در مقیاس محدود اجرا شد و تنها برای تسلیحات نظامی و مبادلات خاص تجاری صورت گرفت و شامل فروش نفت و سایر تجارت‌های بین‌المللی نمی‌شد. به همین صورت، پیمان تهدیدی که در سال ۱۹۳۱ علیه ژاپن برای تجاوز به استان منچوری صورت گرفت (و البته هیچ وقت اجرا نشد) از این دست پیمان‌ها است. این تحریم‌ها برای ایجاد صلح جهانی و برای کاهش تجاوزات بین‌المللی صورت می‌گرفت. در نتیجه به محض اینکه کشورها اقدامات نظامی و تجاوز گرایانهٔ کشوری را می‌دیدند، آن را در تحریم‌های اقتصادی قرار می‌دادند تا بتوانند از این اقدامات بکاهند.

در مقابل، در طول جنگ‌های جهانی اول و دوم بریتانیا و ایالات متحده از کنترل‌های شدید صادراتی پیروی می‌کردند و ممنوعیت انتقال دارایی‌ها علیه قدرت‌های محور صورت گرفت (مالوی[2]، ۲۰۰۱: ۳۳، دامک[3]، ۱۹٤۳: ۱۲۰). بسیاری از این کنترل‌های اقتصادی تجربه‌ای شد تا ایالات متحده آمریکا پس از جنگ جهانی دوم نظام محدودیت‌های جامع اقتصادی و مالی علیه کشورهای کمونیست و سایر کشورهای مرتبط با آنان و همچنین علیه تروریسم بین‌المللی را طراحی کند (مالوی، ۲۰۰۱: ٤۰؛ فیتزجرالد[4]، ۱۹۹۹: ۸۸).

یک بررسی اجمالی از تاریخ تحریم‌های اقتصادی در سطح جهانی نشان دهنده آن است که دولت آمریکا همواره بزرگترین سهم را در کاربرد سیاست تحریم اقتصادی داشته است و در مجموع، دوسوم تحریم‌های اقتصادی جهان توسط دولت آمریکا اعمال گردیده است. در فاصله جنگ جهانی اول تا سال ۱۹۹۰، یعنی در طول نزدیک به ۷۵ سال، در مجموع ۱۱۵ تحریم اقتصادی علیه کشورهای مختلف تصویب و به اجرا گذاشته شد که به‌طور متوسط برابر است با ۱/۵ تحریم در سال. دولت آمریکا مسئول ۷۷ مورد از کل ۱۱۵ تحریم‌های اقتصادی جهان، یعنی ٦۷٪ کل تحریم‌ها در طی دوره ۱۹۹۰– ۱۹۱٤ بوده است. اما از سال ۱۹۹۰، به دنبال فروپاشی اتحاد شوروی و پایان جنگ سرد، سهم آمریکا در کاربرد سیاست تحریم اقتصادی و تعداد تحریم‌های اقتصادی به شدت افزایش یافته است. به گونه‌ای که طی دوره ۱۹۹۹–۱۹۹۰ سهم آمریکا در کل تحریم‌های اقتصادی جهان به ۹۲٪ افزایش یافت. تنها در دوره اول ریاست جمهوری کلینتون، دولت آمریکا ٦۱ تحریم اقتصادی را علیه ۳۵ کشور جهان، با جمعیتی بالغ بر ۲/۳ میلیارد نفر، یعنی ٤۲٪ کل جمعیت جهان و ۷۹۰ میلیارد دلار صادرات، یعنی ۱۹٪ صادرات جهان، به اجرا گذاشت. اهداف ظاهری این تحریم‌ها عمدتاً عبارت بودند از: جلوگیری از نقض حقوق بشر (۲۲ مورد)؛ مبارزه با تروریسم بین‌المللی (۱٤ مورد)؛ منع گسترش سلاح‌های هسته‌ای (۹ مورد)؛ حمایت از حقوق کارگران (٦ مورد)؛ حفظ محیط‌زیست (۳ مورد) و جلوگیری از گسترش مناقشات و جنگ‌های داخلی (۷ مورد). نکته قابل‌توجه این است که آمریکا توانست در بیشتر تحریم‌های خود در دههٔ ۱۹۹۰ و در بسیاری

1. Medlicott (1952)

2. Malloy (2001)
3. Domke (1943)
4. Fitzgerald (1999)

از تحریم‌ها پس از سال ۲۰۰۰ نهادهای بین‌المللی یا کشورهای دیگر اروپایی را با خود همراه کند و سیاست آمریکا بیشتر بر این بود که کشور یا گروهی را به تنهایی مورد تحریم قرار ندهند تا علاوه بر افزایش تأثیر تحریم‌ها واکنش‌های بین‌المللی را علیه خود کاهش دهد.

۳-۲- تحریم اقتصادی ایران

تحریم ایران توسط غرب از قدمتی طولانی در تاریخ معاصر ایران به ویژه پس از انقلاب اسلامی برخوردار است. اولین تجربه غرب در ارتباط با تحریم ایران به دوران حکومت مصدق و سیاست او مبنی بر ملی شدن صنعت نفت بر می‌گردد که آمریکا و انگلستان درصدد برآمدند با استفاده از ابزار تحریم و فشار اقتصادی بر ایران که تنها درآمدش منابع حاصل از فروش نفت بود، جریان ملی شدن صنعت نفت در ایران را مهار کنند. البته دولت مصدق نه تنها عقب ننشست، بلکه با توسعه بازارهای خارجی و فروش نفت به قیمتی کمتر از آنچه که در بازارهای جهانی وجود داشت توانست از شرایطی که غرب درست کرده بود، بیرون آید هرچند که حفظ برنامهٔ ملی شدن صنعت نفت به بهای سقوط دولتش تمام شد. اهداف آمریکا و انگلستان در این تحریم‌ها در مرحلهٔ اول بازگرداندن ملی شدن صنعت نفت به شرایط سابق بود که این نتیجه حاصل نشد و در درجه دوم بی‌ثبات کردن دولت مصدق ذکر شده است، که این هدف با سقوط زود هنگام دولت مصدق حاصل شد.

تجربه دوم مبتنی بر تحریم ایران از سوی غرب و به ویژه آمریکا، در زمان پیروزی انقلاب ۱۳۵۷ و متعاقب آن در زمان جنگ تحمیلی رخ داد. تحریم صنعت نفت در این مقطع از طریق فراخواندن کارشناسان خارجی و عدم تأمین قطعات زیرساخت این صنعت و نیز تخلیه کلیه اطلاعات کشف منابع جدید نفتی آغاز شد به گونه‌ای که صادرات روزانه حدود ٤ میلیون بشکه نفت قبل از انقلاب به یک باره به زیر یک میلیون بشکه نفت رسید. این امر ناگهانی باعث کاهش عرضه و متعاقباً افزایش قیمت نفت از ۱۲ دلار به مرز ۳٤ دلار شد که البته در این میان ایران توانست با فروش نفت به قیمت بالاتر تا حدودی درآمد سابق خود را به‌دست آورد.

روند حرکت جمهوری اسلامی ایران پس از انقلاب اسلامی و عدم پیروی از برنامه‌های استکباری غرب باعث شد تا آمریکا و متحدانش برای تسلیم کردن ایران دست به تحریم‌های بیشتری بزنند. به‌طور کلی تحریم‌های آمریکا (که بسیاری از آنها به همراه کشورهای دیگری صورت گرفت) علیه جمهوری اسلامی ایران را می‌توان به شش دوره اصلی تقسیم‌بندی نمود که هر یک دارای ویژگی‌های خاص خود می‌باشد: دوره ابتدایی انقلاب و گروگان‌گیری (۱۹۸۱-۱۹۷۹)؛ دوره جنگ ایران- عراق (۱۹۸۸-۱۹۸۱)؛ دوره بازسازی (۱۹۹۲-۱۹۸۹)؛ دوره کلینتون، مهار دوجانبه (۲۰۰۱-۱۹۹۳)؛ پس از واقعه ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱؛ و پس از قطعنامه‌های شورای امنیت.

تنوع و تعداد بی‌سابقهٔ تحریم‌های انجام شده پس از انقلاب علیه جمهوری اسلامی نشان می‌دهد، ماهیت این انقلاب به هیچ عنوان مورد پذیرش دولت‌های سلطه‌گر نبوده و آن را تهدیدی بالفعل برای خود می‌دانند و لذا همواره مهار نظام اسلامی و ایجاد مانع در مسیر رشد آن از اولویت‌های استکبار جهانی بوده و همچنان ادامه دارد. تحریم اقتصادی ایران در سال‌های اخیر از هر جهت بی‌سابقه است. این تحریم‌ها در کنار ساختار نامناسب اقتصادی وابسته به نفت و درآمدهای نفتی سبب شده است تا دقیقاً همین شریان اقتصادی توسط کشورهای متخاصم هدف گرفته شود و اقتصاد ایران بیش از پیش دچار مشکل گردد. برخی از عوامل اثر بخشی کم‌تر تحریم‌های اقتصادی بر اقتصاد ایران علی‌رغم تعدد و تنوع آنها در طول سال‌های پس از انقلاب عبارتند از: تدریجی و دائمی بودن تحریم‌ها، وجود درآمدهای نفتی، افزایش قیمت نفت، اتخاذ استراتژی توسعه‌ای جایگزینی واردات از ابتدای انقلاب و افزایش رقابت جهانی. از میان این موارد مهم‌ترین آنها را می‌توان تدریجی و دائمی‌بودن تحریم‌ها و سازگاری اقتصاد ایران با تحریم‌ها دانست. چرا که بسیاری از مطالعات، تأثیر تحریم‌های اقتصادی را کوتاه‌مدت ارزیابی می‌کنند و در بلندمدت ساختار کشورها نسبت به تحریم مربوطه واکسینه شده و تداوم و تشدید آن چندان تأثیری نخواهد داشت. لذا باید نوع جدیدی از تحریم‌ها اعمال گردد که ساختار کشور هدف در مورد آن مقاوم نشده باشد.

از سوی دیگر وجود درآمدهای نفتی و افزایش قیمت نفت همواره به اقتصاد ایران قابلیت جبران اثرات تحریم را بخشیده

بود تا اینکه تحریم‌های اخیر همین دو منبع را هدف قرار داده و سبب تشدید اثرات تحریم بر اقتصاد ایران شده است. علاوه بر این، دلایل دیگری نیز در زمینهٔ تشدید اثر تحریم‌های اخیر وجود دارد که می‌توان به بین‌المللی شدن تحریم‌ها، بسته شدن بسیاری از مسیرهای دور زدن تحریم‌ها، همزمانی تحریم‌های اقتصادی با اجرای بخش‌های ابتدایی طرح تحول اقتصادی و هدفمندکردن یارانه‌ها، و عدم مدیریت افکار عمومی در اثربخشی تحریم‌ها اشاره کرد.

۳-۳- روش‌های تحلیل تأثیر تحریم بر اقتصاد

در مطالعات مختلف روش‌های متنوعی را در تحلیل و تخمین تأثیر تحریم‌های اقتصادی بر کل اقتصاد و یا بر تجارت و رشد اقتصادی مورد استفاده قرار دادند که مهم‌ترین آنها عبارتند از: مدل مازاد مصرف کننده، مدل جاذبه، روش منحنی پیشنهاد در تجارت، مدل نظریه بازی‌ها و مدل انتخاب عمومی (تحریم‌های هوشمند).

مدل مازاد مصرف‌کننده: در این مدل با استفاده از مفهوم مازاد مصرف‌کننده و رفاه اجتماعی تأثیر مالیات بر صادرات و واردات را مورد بررسی قرار می‌دهد.[۱] البته تفاوت جزئی بین تحریم‌های مالی و تجاری وجود دارد. تحریم‌های تجاری مانند تحریم صادرات به کشور هدف و یا تحریم واردات از کشور هدف باعث تغییر مستقیم میزان تولید می‌شوند و رشد اقتصادی را با محدود شدن بازار فروش و یا محدود شدن بازار خرید، متأثر می‌کند و کاهش می‌دهد. اما تحریم‌های مالی جریان وجوهات مالی و سرمایه به داخل کشور را تحت تأثیر قرار می‌دهد و با محدود کردن آن در بازار سرمایه، تأمین مالی را برای بنگاه‌های داخلی سخت‌تر می‌کند و نرخ بهره واقعی افزایش می‌یابد. همین امر علاوه بر کاهش تولید به واسطهٔ کاهش سرمایه‌گذاری‌ها و وام‌های خارجی، موجب کاهش تولید به واسطهٔ کاهش سرمایه‌گذاری به دلیل افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری (نرخ بهره) می‌شود. لذا تحلیل آن کمی متفاوت است و معمولاً به این موضوع توجه می‌شود.

مدل جاذبه: برای تحلیل اثرات تحریم های اقتصادی بر روی تجارت کشور هدف، نه فقط روابط تجاری با کشور تحریم‌کننده بلکه کل روابط تجاری کشور هدف، از «مدل جاذبه» استفاده می شود. گرچه محدود ساختن تجارت کشور هدف معمولاً هدف اولیه تحریم نیست اما یکی از نتایج محقق شده است. مدل جاذبه بستر تحلیلی برای تحلیل های جدید تجارت بین‌الملل و جریان‌های سرمایه‌گذاری است. اساس این مدل‌ها بر این است که تعاملات اقتصادی میان دو کشور متناسب با اندازه این دو کشور و دارای نسبت عکس با فاصله میان آن دو کشور است. این مدل‌ها دارای قدرت تبیین تجربی بالایی هستند. تأثیر فاصله زیاد بوده و با گذشت زمان نیز کاهش نمی‌یابد. نظام تعاملاتی که از این روابط دوطرفه نتیجه می‌شود ساختار فضایی اقتصاد جهانی را شکل می‌دهد.[۲] این مدل در واقع استعاره‌ای وام گرفته از مکانیک نیوتنی است که بر طبق آن مقدار جاذبه بین دو جسم دارای رابطه مستقیم با جرم آنها و رابطه عکس با فاصله آنهاست (فینسرا[۳]، ۲۰۰۸: ٤). رویکردهای تجربی متفاوتی نیز برای حل مسائل اقتصادسنجی مرتبط با این چارچوب های پیچیده پیشنهاد شده‌اند (کامبز[٤]، ۲۰۰۸: ۳).

روش منحنی پیشنهاد در تجارت: منحنی پیشنهاد،[۵] رضایت مندی یک کشور را برای تجارت برحسب روابط مبادله

---

۱. در این راستا مالیات بر صادرات را همانند کاهشی در عرضه تلقی کرده و تغییر در مازاد مصرف کننده و رفاه اجتماعی را محاسبه می‌کند و با محاسبات کاهش رفاه اجتماعی با کاهش صادرات ناشی از تحریم را به صورت زیر محاسبه می‌کند:
$WL = \frac{p_2 \mathrm{dQ}}{E_d + E_s}$

۲. بر همین اساس، صادرات کشور i به کشور j تابعی از فاصله این دو کشور (d_{ij}) و وزن اقتصادی این دو کشور (M_i, M_j) است که غالباً با GNP آن کشورها سنجیده می‌شوند. بنابراین یک مدل جاذبه در باب تجارت بایستی پارامترهایی را در رابطه زیر تخمین بزند: $F_{ij} = G\frac{M_i^{\alpha} M_j^{\beta}}{d_{ij}^{\delta}}\varepsilon_{ij}$؛ که G یک مقدار ثابت است و ε جزء اخلال است که موارد تبیین نشده در مدل را دربر می‌گیرد. می‌توان E_s را به عنوان عرضه کالاهای صادراتی و E_d را تقاضا برای آن کالاها تفسیر نمود و $p_2 \mathrm{dQ}$ را تمامی هزینه‌های در نظرگرفته شده تجارت در نظر گرفت. این هزینه‌ها به قیمت کالا اضافه می‌شوند و با افزایش فاصله افزایش می‌یابند. در تجارت می‌توان معادله جاذبه را این‌گونه نوشت: $Trade = A\frac{GDP_1.GDP_2}{d^{v}}\varepsilon_{ij}$. مدل‌های جاذبه بسط‌یافته‌تر دربرگیرنده اثرات مجاورت و هم‌مرزی و اندازه‌گیری هزینه‌های تعاملات پیچیده‌تر هستند.

3. Feenstra (2008)
4. Combes (2008)

۵. این مدل توسط کامپفر و لوئنبرگ (۱۹۹۲) ارائه شده است. در اینجا از مقاله یاوری و محسنی (۱۳۸۹، ۲۳-۲۸) برای معرفی این مدل استفاده شده است.

نشان می‌دهد. این منحنی نشان می‌دهد که کشور مورد نظر در ازای مقادیر مختلف کالای وارداتی مورد نیاز خود حاضر است چه مقدار کالا صادر کند. این رویکرد به بررسی پیامدهای تحریم تجاری می پردازد و اثرات تحریم بر رابطه مبادله کشور هدف با کشور تحریم‌کننده را تحلیل می کند و همچنین اثرات رفاهی تحریم را نیز نشان می‌دهد.

مدل‌های نظریه بازی: مدل‌های نظریه بازی[1] توصیف‌کننده انتخاب‌های استراتژیک توسط طرفین در روابط اقتصادی و سیاسی هستند. این مدل‌ها برای تحلیل تحریم‌های اقتصادی بسیار بصیرت بخش هستند. منافع یا عواید خالص انتظاری در طول بازی تحریم تغییر می کنند. تصمیم‌گیری در هر دو طرف می‌تواند قبل و در حین بازی تغییر یابد. مدل‌های نظریه بازی تبیینی از نتایج حاصل از همکاری در مقابل نتایج حاصل از رقابت در شرایط نااطمینانی فراهم می‌آورند. نتایج حاصل از همکاری به هنگامی که استراتژی اتخاذ شده توسط یک طرف مشروط به استراتژی انتخاب شده توسط طرف دیگر است، یا اصطلاحاً تعادل نش، می تواند تبیین‌کننده تصمیمات استراتژیک اقتصادی باشد. این بستر همکاری، منجر به فراتر رفتن تصمیمات کشور تحریم‌کننده از وضعیت فعلی و در نظر گرفتن تصمیمات سایر کشورها (اعم از حمایت یا فریبکاری) بر روی قدرت نفوذ و اجبار کشور تحریم‌کننده می‌شود.

مدل‌های انتخاب عمومی (تحریم‌های هوشمند)[2]: تحریم‌ها در جهان به عنوان ابزارهای دیپلماتیک دولبه‌ای محسوب می شوند که به طور بالقوه هم منجر به آسیب دیدن شهروندان بی‌گناه یک کشور و هم دولت آن کشور می‌شود. در واقع شهروندان بی‌گناه نیز برای رفتارهای سیاسی دولتشان جریمه می‌شوند. سیاست‌گذاری تحریم‌های اقتصادی در پی اثرگذاری از طریق همین تضییع حقوق شهروندان است. بدین ترتیب که این انگیزه را برای شهروندان کشور هدف فراهم آورد که خواستار تغییر سیاست دولت شوند. تحریم‌ها به طور همزمان می‌کوشند تا با ترغیب گروه‌های ذینفع در کشور هدف آنها را علیه سیاست‌ها و رهبران کشور هدف در قالب فرآیندهای سیاسی یا اعمال خشونت‌آمیز (از قبیل کودتا یا آشوب‌های خیابانی) بشورانند. به چه میزان شهروندان عادی کشور هدف از این سیاست‌ها آسیب می بینند؟ از سوی دیگر آیا آسیب‌های وارده به افراد در کشور تحریم‌کننده به حدی است که گروه‌های اثرگذار بر تصمیمات کشور تحریم کننده بر دولت این کشور جهت پایان دادن به تحریم فشار آورند؟ آیا عایدی گروه‌های ذینفع بیش از هزینه های انسانی تحریم است؟ کامفر و لوئنبرگ[3] بر نظریه انتخاب عمومی در مبحث سیاست گذاری اقتصادی تمرکز نموده‌اند. این دو محقق استدلال می کنند که گروه‌های ذینفع کشور تحریم‌کننده بر تصمیمات در مورد شروع، ادامه و پایان تحریم اثر می گذارند، به نحوی که گویی بازاری برای تحریم وجود دارد. این بازار تحریم همچنین ممکن است در کشور هدف نیز وجود داشته باشد (کامفر و لوئنبرگ، ۱۹۹۲: ۹۶). در کشور هدف رهبران ممکن است «تقاضای» سیاست هایی را داشته باشند که منجر به «عرضه» تحریم از سوی کشور تحریم‌کننده شود. گروه‌های ذینفع در هر کشور همچون نیروهای اولیه در پس سیاست‌گذاری اقتصادی عمل می‌کنند، و سیاست‌گذاران را ترغیب به عمل می‌کنند. این مطالعات بر تصمیمات کشور تحریم‌کننده متمرکز شده‌اند، و در واقع بسط نظریه بازی هستند.

٤- تحریم‌ها علیه ایران در سال‌های پس از انقلاب اسلامی

ابتدا انواع تحریم‌هایی که در طی سال‌های پس از انقلاب بر ایران تحمیل شده است[4] را بررسی می‌کنیم.

۱- توقیف اموال و دارایی‌های ایران (ایرانیان): لیست بلند تحریم‌های اقتصادی و سیاسی آمریکا علیه ایران از انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷ (۱۹۷۹) آغاز شد. در ١٤ نوامبر سال ۱۹۷۹ میلادی به دنبال گروگان‌گیری سفیران و کارکنان سفارت آمریکا در ایران، رئیس‌جمهور وقت آمریکا (جیمی کارتر) اموال بسیاری از ایرانیان در بانک‌های آمریکا را توقیف نمود، که

۱. این مدل از فصل سوم کتاب تحریم‌های اقتصادی ایلر (۲۰۰۷) با عنوان «شروع و ادامه تحریم: ورود نظریه بازی» اخذ شده است.

۲. این قسمت از فصل چهارم کتاب «تحریم‌های اقتصادی» ایلر (۲۰۰۷) با عنوان «مدل‌های بخش عمومی: تحریم‌های هوشمند» اخذ شده است. ارجاعات مذکور در این قسمت نیز به نقل از همین منبع ذکر شده‌اند.

3. Kaempfer & Lowenberg (1992)

٤. بر اساس آیین‌نامه‌های اجرایی سازمان خزانه‌داری آمریکا و سازمان‌های بین‌المللی

بسیاری از آنها همچنان باز گردانده نشده است. در ژانویه ۱۹۸٤ میلادی، به اتهام مشارکت در بمب‌گذاری نیروی دریایی آمریکا در لبنان و حمایت و همکاری با تروریسم، تحریم توقیف اموال علیه ایران افزایش یافت و همچنین کمک‌های بین‌المللی به ایران نیز ممنوع اعلام شد، که تا به امروز ادامه دارد. این نوع تحریم در ۲۳ اکتبر سال ۱۹۹۲ میلادی به بهانهٔ مبارزه با تسلیحات کشتارجمعی مانند سلاح‌های شیمیایی، زیستی و هسته‌ای وضع شد و اموال افرادی که با توسعهٔ این سلاح‌ها در ایران، عراق، سوریه و کره‌شمالی مرتبط بودند توقیف شد[۱] و بسیاری از آنها همچنان باقی است.

۲- تحریم‌های تجاری (صادرات و واردات) و سرمایه‌گذاری: در ۳۰ آوریل سال ۱۹۹۵ میلادی رئیس جمهور وقف آمریکا (کلینتون[۲]) ممنوعیت وسیعی برای تجارت و سرمایه‌گذاری در ایران را وضع کرد.[۳] در سال ۲۰۱۰ باراک اوباما[٤] همانند جرج بوش[٥] این تحریم را تمدید نمود. البته در بهار ۲۰۱۳ تعدادی از شرکت‌های پتروشیمی و تجاری ایران در صنعت خودرو نیز برای اولین بار به لیست سیاه تحریم‌ها اضافه شدند[٦].

۳- مواد مربوط به انرژی هسته‌ای: کمیته‌ای با نام اعمال تحریم‌های ایران (ISA)[۷] در سال ۱۹۹٦ تشکیل شد که قصد داشت تا با اعمال تحریم تجاری بر شرکت‌ها و کشورهای همکار با برنامهٔ هسته‌ای ایران مانع پیشبرد برنامهٔ هسته‌ای ایران شود. کنث کتسمن[۸] موفق شد در کنگرهٔ آمریکا طرح موفقی را از از ۱۹۹۸ تا ۲۰۱۰ به تصویب برساند و به دنبال آن اوباما نیز در دوران خود این برنامه را تأیید کرد و گفت «از برنامه ISA برای منع کشورها از همکاری با برنامهٔ هسته‌ای ایران استفاده شود» و لذا تا به امروز ادامه دارد. در ماه می سال ۲۰۱۳ نیز تحریم‌های جدیدی (از جمله منع صدور ویزا برای ایرانیان تعیین شده) اعمال کردند.

٤- تحریم‌های مالی: سازمان خزانه‌داری آمریکا در سال ۲۰۰٦ تحریم‌های وسیع مالی را علیه ایران وضع کرد که بر اساس آن انتقال بیش از ۱۰۰ دلار مالی بین سازمان‌ها ممنوع شد. این ممنوعیت در سال‌های اخیر نیز وسیع‌تر شد، در نوامبر ۲۰۱۱ آمریکا تمام نظام بانکی ایران را به عنوان حامی بالقوهٔ تروریست تلقی کرد و بانک مرکزی ایران را مورد تحریم قرار داد. رئیس جمهور آمریکا نیز در ۲۰ نوامبر ۲۰۱۱ طی نامه‌ای به کنگره، درآمدهای نفتی ایران و مبادلات مالی مربوط به نفت ایران با بانک مرکزی را هدف قرار داد و پرداخت بیشتر کشورها بابت صادرات نفت ایران را مورد تحریم قرار داد. در مارس ۲۰۱۲ بعد از اینکه کنگره آمریکا تحریم‌های مالی ایران را تصویب و تشدید کرد، رئیس جمهور آمریکا گفت؛ بازار انرژی جهان قدرت جبران کمبود نفت ایران را دارد، و بنابراین طی برنامه‌ای کشورها باید واردات نفت خود از ایران را کاهش دهند. البته برخی از کشورها مانند ژاپن و کره‌جنوبی و چین تا مدتی از این مصوبه استثنا شدند. در ادامهٔ تحریم‌های مالی طی آیین‌نامهٔ اجرایی دیگری در ماه ژوئن سال ۲۰۱۳ کاهش ارزش ریال هدف قرار گرفت و برای این منظور طی مصوبه کنگرهٔ آمریکا، بانک‌های خارجی که با ریال تجارت نموده یا آن را نگهداری کنند جریمه‌های سنگینی را متحمل می‌شوند.

٥- تحریم دارایی‌ها: به دنبال حملهٔ تروریستی به نیویورک و واشنگتون در سال ۲۰۰۱ توقیف تمام دارایی‌های سازمان‌ها و نهادهایی که مربوط به کشورهای حامی تروریسم بودند در آیین‌نامهٔ اجرایی ۱۳۲۲٤ تصویب شد. لیست مربوطه شامل ده‌ها نفر، سازمان و نهاد مالی ایرانی نیز بود. در طول سال‌های بعد (۲۰۰۵، ۲۰۰۷ و ۲۰۱۱) نیز افراد و سازمان‌های دیگری مورد تحریم قرار گرفتند و دارایی‌های آنها نیز توقیف شد. در سال ۲۰۱۱ نیز مجدداً به بهانهٔ حمایت از مخالفین در سوریه و برای حمایت از حقوق بشر افراد و سازمان‌های جدیدی از ایران مورد تحریم قرار گرفته و دارایی‌های آنها بلوکه شد. در جولای ۲۰۱۰ میلادی رئیس جمهور اوباما برای شرکت‌های داخلی و خارجی (از آمریکا) که فراورده‌های نفتی به ایران صادر کنند، جریمه‌های سنگین در نظر گرفت.

---

۱. آیین‌نامه اجرایی ۱۳۳۸۲ سازمان خزانه داری آمریکا

2. Bill Clinton

۳. آیین‌نامه اجرایی ۱۲۹۵۹ سازمان خزانه‌داری آمریکا

4. Barack Obama

5. George W. Bush

٦. به این بهانه که برخی از تجهیزات این صنعت برای زیر ساخت‌های هسته‌ای استفاده می‌شود.

7. Iran Sanctions Act

8. Kenneth Katzman

٦- تحریم‌های بین‌المللی: اتحادیهٔ اروپا نیز تحریم‌های سختی را بر ایران وضع کردند. در ۱ جولای ۲۰۱۲ منع واردات نفت از ایران، صادرات نفت ایران را حدود ۱/۲۵ میلیون بشکه نسبت به سال ۲۰۱۱ کاهش داد[1]. در ماه می ۲۰۱۳ نیز ۷۰۰ هزار بشکه کاهش یافت. در ماه ژوئن ۲۰۱۰ اتحادیهٔ اروپا تحریم‌هایی مشابه به تحریم‌های تجاری و سرمایه‌گذاری کنگرهٔ آمریکا در بخش انرژی بر ایران تحمیل کرد که سازمان‌ها و بنگاه‌های اروپایی را نیز از فعالیت‌های تجاری با ایران منع می‌کرد. همچنین اتحادیهٔ اروپا نیز لیستی از افراد، بانک‌ها، شرکت‌ها و سازمان‌های ایرانی را مورد تحریم قرار داد. در نوامبر ۲۰۱۱ انگلستان و کانادا تحریم‌هایی مشابه آمریکا اعمال کردند و فعالیت‌های بانک مرکزی ایران را مورد تحریم قرار دادند. کانادا نیز در ماه می سال ۲۰۱۳ واردات و صادرات از ایران را ممنوع اعلام کرد و ۸۲ شرکت و سازمان جدید را به لیست خود اضافه کرد. البته ریشهٔ این تحریم‌ها از زمانی بود که ایران نتوانست آژانس انرژی اتمی را در مورد صلح آمیز بودن فعالیت‌های هسته‌ای خود قانع کند، و شورای امنیت سازمان ملل از سال ۲۰۰٦ وضع تحریم‌ها بر ایران را آغاز نمود. در دسامبر سال ۲۰۰٦ صادرات تمام تکنولوژی‌ها و تجهیزات مرتبط با انرژی هسته‌ای به ایران را ممنوع کرد و مسافرت چندین فرد و مسئولین سازمان‌های ایرانی (شامل بانک سپه) به کشورهای خارجی را نیز ممنوع اعلام نمود. همچنین بر کشتی‌های باربری ایرانی بازرسی وضع کرد. در ماه ژوئن سال ۲۰۱۰ میلادی شورای امنیت چهار مرحله برای تحریم‌های سنگین علیه ایران طراحی کرد. تحریم‌هایی برای فشار وارد کردن به نیروهای امنیت تجاری ایران، صنعت کشتیرانی و بخش خدمات مالی و تجاری ایران. البته مخالفت و مقاومت چین و روسیه (که ارتباط تجاری و مالی بیشتری با ایران داشتند) در برابر این تحریم‌ها کمی از فشار آن را کاست. در ماه ژوئن سال ۲۰۰۸ دارایی‌های نزدیک به ٤۰ نهاد که با بانک ملی ایران همکاری می‌کردند به دلیل حمایت بانک ملی از انرژی هسته‌ای ایران، بلوکه شد. بر اساس آنچه که به آن اشاره شد و تقسیم‌بندی تحریم‌هایی که به دلیل هسته‌ای یا به بهانهٔ حمایت از تروریسم و ... بر ایران وضع شده است، به ۷ نوع تحریم خواهیم رسید:

۱- توقیف اموال و دارایی‌های افراد و سازمان‌های ایرانی در خارج

۲- تحریم‌های تجاری (صادرات و واردات) و سرمایه‌گذاری

۳- تحریم دانش و تکنولوژی

٤- تحریم نفتی

۵- تحریم مالی و بانک‌های تجاری و بانک مرکزی

٦- تحریم تعامل و داد وستد با افراد، ارگان‌ها و سازمان‌های ایرانی (اموال، تجارت، ویزا و رفت و آمد و ...)

۷- تحریم‌های اتحادیه اروپا و سازمان‌های بین‌المللی

در نمودار زیر بر اساس تاریخ‌هایی که وزارت خزانه‌داری آمریکا، اتحادیهٔ اروپا و سازمان ملل اعلام کرده‌اند، دورهٔ اعمال تحریم، با دسته‌بندی نمایش داده شده است.

نمودار (۱): زمان‌بندی و نوع تحریم‌ها علیه ایران

مأخذ: یافته‌های پژوهش (با استفاده از داده‌های وزارت خزانه‌داری آمریکا، اتحادیهٔ اروپا و سازمان ملل[2])

باید توجه داشت که در نمودار فوق تنها تحریم‌های مهم در هر یک از دسته‌ها آورده شده و تحریم یک فرد یا سازمان و یا

۱. در سال ۲۰۱۱، ۲/۵ میلیون بشکه صادر می‌شد که حدود نیمی از آن کاهش یافت. این ارقام بر اساس مرکز پژوهش‌های (بی‌طرف) کنگرهٔ آمریکا می‌باشد (U.S. Congressional Research Service).

۲. داده‌های مربوطه از سایت‌های این منابع استخراج شده است.

تحریم‌هایی که تأثیر چندانی در روابط تجاری و مالی ایران نداشته، مورد نظر قرار نگرفته است. دلیل اینکه یک نوع تحریم چند بار در نمودار فوق تکرار شده، این است که توسط کشورهای مختلف تحریم اعمال شده، یا توسط یک کشور اما در دوره‌های زمانی مختلف اعمال شده است و یا در دوره‌های مختلف بر موارد دیگری تحریم‌ها اعمال شده است. به عنوان مثال تحریم اموال و دارایی به این صورت است که لیست سیاهی را تشکیل داده و اموال و دارایی‌های افراد و سازمان‌ها را بلوکه می‌کردند. در زمانی دیگر به بهانه‌ای جدید لیست جدیدی را اعلام نموده و اموال و دارایی‌های افراد و سازمان‌های دیگری را توقیف می‌نمودند. لذا این مورد چند بار تکرار شده است. حال با توجه به اهمیت نسبی هر یک از تحریم‌ها که از اولویت‌بندی از طریق مقایسات زوجی به‌دست می‌آید، وزن نسبی تحریم‌ها در هر سال محاسبه می‌شود. مقایسات زوجی حاصل نظر نخبگان دانشگاهی به صورت زیر می‌باشد.

جدول (۱): مقایسات زوجی بین انواع مختلف تحریم‌ها

	اموال و دارایی	تجاری	دانش	نفتی	مالی	افراد و سازمانها	بین المللی
اموال و دارایی		6.0	2.0	5.0	9.0	4.0	5.0
تجاری و سرمایه گذاری			5.0	2.0	4.0	5.0	3.0
دانش و تکنولوژی				4.0	7.0	3.0	4.0
نفتی					4.0	5.0	2.0
مالی						8.0	4.0
افراد و سازمانها							5.0
بین المللی	Incon: 0.08						

مأخذ: یافته‌های پژوهش

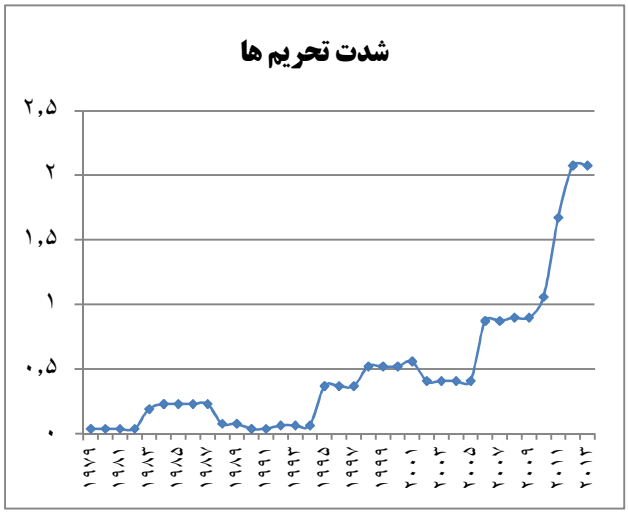
با توجه به این تحلیل اولویت‌بندی اهمیت هر یک از تحریم‌ها به صورت وزنی (نسبتی از یک) که توسط نرم‌افزار expert choice محاسبه شده است، به صورت زیر می‌باشد.

نمودار (۲): اولویت‌بندی اهمیت تحریم‌ها

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نکته قابل‌توجه این است که بر اساس محاسبات انجام شده توسط توماس ال ساتی[1]، در صورتی که مقدار شاخص ناسازگاری[2] کمتر از ۰/۱ باشد، نتایج قابل استناد می‌باشد (اکبری و زاهدی‌کیوان، ۱۳۸۷: ۱۲۰). همان‌طور که در نمودار (۲) مشاهده می‌شود، ناسازگاری برابر ۰/۰۸ است، لذا اولویت‌بندی اهمیت تحریم‌ها، قابل استناد می‌باشد.

حال با توجه به تحریم‌هایی که در نمودار (۱) نمایش داده شده است، اگر عدد هر تحریم را در جای خود قرار داده و اعداد تحریم‌های اعمال شده در هر سال را با هم جمع کنیم، میزان و شدت تحریم‌ها در هر سال مشخص خواهد شد. به عنوان مثال در سال ۱۹۷۹ تنها تحریم اموال و دارایی اعمال شده است و عدد مربوط به آن در نمودار ۲ برابر ۰/۰۳۹ است. همچنین در سال ۱۹۸۵ سه تحریم اعمال شده است، که دو مورد آن اموال و دارایی است و یک مورد تحریم تجاری و سرمایه‌گذاری می‌باشد. لذا عدد مربوط به این سال برابر ۰/۱۵۲+۰/۰۳۹+۰/۰۳۹ یعنی عدد ۰/۲۳ است. اگر همین روند محاسبه را برای همهٔ سال‌ها انجام دهیم عدد مربوط به سال‌های مختلف به صورت نمودار زیر می‌باشد.



نمودار (۳): شدت تحریم‌ها در سال‌های مختلف

مأخذ: یافته‌های پژوهش

حال می‌توان سال‌های پس از انقلاب را به سه دسته تقسیم کرد: ۱- سال‌هایی با تحریم ضعیف (کمتر از ۰/۳)، ۲- سال‌هایی با تحریم متوسط (بین ۰/۳ تا ۰/۶) و ۳- سال‌هایی با تحریم شدید

1. Thomas L.saaty
2. Inconsistency Index

(بیشتر از ۰/٦). بر این اساس از سال ۱۹۷۹ تا ۱۹۹٤ سال‌هایی با تحریم ضعیف، و از سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۵ تحریم متوسط و از سال ۲۰۰٦ تا ۲۰۱۳ سال‌هایی با تحریم شدید می‌باشد.

۵- متدولوژی و تصریح مدل

مطالعه حاضر مبتنی بر نظریهٔ جدید رشد درون‌زا است که ابتدا توسط ارو[1] (۱۹٦۲) و شل[2] (۱۹٦٦) و سپس توسط رومر[3] (۱۹۸٦ و ۱۹۹۰)، لوکاس[4] (۱۹۸۸) و گروسمن و هلپمن[5] (۱۹۹۱) بسط داده شد. بررسی ارتباط بین تجارت و رشد اقتصادی در یک اقتصاد باز، به مدل استاندارد شده رشد سولو[6] (۱۹۵٦ و ۱۹۵۷) برمی‌گردد؛ که در آن تولید ناخالص داخلی حقیقی با بهره‌وری عوامل کل، نیروی کار و انباشت سرمایه توضیح داده شده است. در مدل رشد نئوکلاسیک تکنولوژی و نیروی کار برون‌زا هستند، جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[7] (FDI) باعث رشد نرخ سرمایه‌گذاری شده و به دنبال آن افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه را در کوتاه‌مدت به دنبال دارد، ولی در بلندمدت تأثیری بر رشد ندارد؛ و بر این اساس بهره‌وری عوامل کل از طریق عوامل اقتصادی و به صورت درون‌زا تعیین شده، فرایند تکنولوژیک و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر ثابت و دائمی بر رشد کشور میزبان دارند که این اثر از طریق اثرات سرریز[8] و انتقال انتقال تکنولوژی ایجاد می‌شود (بلومی[9]، ۲۰۱٤: ۲۷۱). سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از طریق انتقال دانش (آموزش نیروی کار و کسب مهارت‌های جدید) و به کارگیری شیوه‌های جدید مدیریت، به بهبود ترتیبات سازمانی و رشد اقتصادی کمک می‌کند (ملو، ۱۹۹۷ و برزنتزین، ۱۹۹۸). باز بودن تجارت هم باعث بهبود رشد اقتصادی شده به صورتی که صادرات بهره‌وری را افزایش داده و منجر به کم کردن محدودیت‌های ارزی در کشور می‌شود و واردات تکنولوژی‌های پیشرفته هم می‌تواند باعث بهبود رشد اقتصادی شود.

رویکرد مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[10] (ARDL) برای بررسی هم‌جمعی متغیرها به کار گرفته شده است. بیشتر مطالعات اخیر بر این نکته اشاره دارند که رویکرد ARDL برای بررسی هم‌جمعی بر دیگر روش‌های مرسوم همچون روش انگل و گرینجر برتری دارد. یکی از دلایل برتر دانستن رویکرد ARDL این است که این روش صرف نظر از اینکه متغیرهای موجود در مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند، قابل کاربرد است؛ دلیل دیگر اینکه این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارآیی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد، بنابراین در این مطالعه از این روش استفاده شده است. باید توجه داشت که تکنیک ARDL را در صورت وجود سری‌های زمانی $I(2)$ در مدل نمی‌توان به کار برد. مدل ARDL به صورت زیر می‌باشد:

$$\alpha(L,P)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k}\beta_i(L,P)x_{it} + \lambda w_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

جایی که:

$$\alpha(L,P) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \ldots\ldots - \alpha_P L^P$$
$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1}L + \beta_{i2}L^2 + \ldots\ldots + \beta_{iq_i}L^{qi} \qquad i = 1,2,\ldots\ldots,K \qquad (۲)$$

در معادله فوق y_t متغیر وابسته، α جزء ثابت، L عملگر وقفه (مانند $Ly_t = y_{t-1}$) و w_t بردار $(1 \times S)$ از متغیرهای قطعی، نظیر عبارت عرض از مبدأ، روندهای زمانی یا متغیرهای برون‌زا با وقفه‌های ثابت می‌باشد. در معادله فوق، ضرایب بلندمدت به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$\Pi = \frac{\lambda(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)}{1-\hat{\alpha}_1-\hat{\alpha}_2-\cdots-\hat{\alpha}_p} \qquad (۳)$$

که در رابطه فوق $\lambda(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)$، تخمین‌های OLS برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p , i را در معادله (۱) برای مدل ARDL انتخابی معرفی می‌کند. مدل تصحیح خطا[11] (ECM) مرتبط با $ARDL(\hat{p},\hat{q}_1,\hat{q}_2,\ldots,\hat{q}_k)$ با نوشتن معادله (۱) بر حسب سطوح وقفه داده شده و تفاضل مرتبه اول متغیرهای y_t، $x_{1t}, x_{2t}, \ldots, x_{kt}$ و w_t به دست می‌آید:

1. Arrow (1962)
2. Shell (1966)
3. Romer (1990)
4. Lucas (1988)
5. Grossman & Helpman (1991)
6. Solow (1956, 1957)
7. Foreign Direct Investment
8. Slipover
9. Belloumi (2014)
10. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)
11. Error Correction Model

$$\Delta y_t = \Delta\alpha_0 - \alpha(1,\hat{p})ECM_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}\beta_{i0}\Delta x_{it} + \acute{\lambda}\Delta w_t - \sum_{j=1}^{\acute{p}-1}\alpha_{0j}\Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{\acute{q}-1}\beta_{ij}\Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (٤)$$

ECM، مدل تصحیح خطا است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$ECM_t = y_t - \alpha - \sum \hat{\beta}_i x_{it} - \acute{\lambda} w_t \quad (٥)$$

در معادله فوق، x_t برداری k بعدی از متغیرهای حرکت[1] و ε_t بردار جزء خطای تصادفی با میانگین صفر و واریانس-کواریانس ثابت می‌باشد. وجود یک عبارت تصحیح خطا در میان تعدادی از متغیرهای هم‌جمع شده، دلالت بر این دارد که تغییرات در متغیر وابسته تابعی از سطوح غیرتعادلی در رابطه هم‌جمعی (معرفی شده به وسیله ECM) و نیز تابعی از تغییرات در متغیرهای توضیحی دیگر است و نشان می‌دهد که هر انحراف از تعادل بلندمدت، منجر به تغییرات در متغیر وابسته به منظور حرکت به سمت تعادل بلندمدت خواهد شد (مسیح و مسیح[2]، ۲۰۰۲: ٦۹). رویکرد ARDL شامل دو مرحله برای تخمین روابط بلندمدت است. مرحله اول، بررسی وجود رابطه بلندمدت میان تمامی متغیرهای موجود در معادله می‌باشد. مدل ARDL تعداد (P+1) رگرسیون را به منظور به دست آوردن طول وقفه بهینه برای هر متغیر، برآورد می‌کند (P ماکزیمم تعداد وقفه‌ها و K تعداد متغیرهای موجود در معادله می‌باشد). مرحله دوم، تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت معادله یکسان می‌باشد. مرحله دوم تنها زمانی انجام می‌شود که در مرحله اول به وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها پی برده شود (اکمل[3]، ۲۰۰۷: ۹۱). این مقاله برای اجرای مرحله اول، روش ARDL یا به عبارتی برای پی بردن به وجود رابطه بلندمدت در میان متغیرهای مورد استفاده، روش آزمون F متغیر اضافی را به وسیله مدل سازی معادله بلندمدت به عنوان یک مدل خودتوضیح برداری عمومی (VAR) از مرتبه P به صورت زیر، مورد استفاده قرار می‌دهد:

1. K - dimensional forcing variables
2. Masih & Masih (2002)
3. Akmal (2007)

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

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_i \quad ,t = 1,2,\ldots\ldots,T \quad (٦)$$

که در آن ماتریس‌های (K+1)x(K+1) برای

$$\Pi = I_{k+1} + \sum_{i=1}^{p}\psi_i \quad ,\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^{p}\psi_j \; i = 1,2,\ldots,p-1 \quad (٧)$$

مربوط به ضرایب فزاینده بلندمدت و ضرایب پویای کوتاه‌مدت الگوی تصحیح خطای برداری VECM[4] هستند (پسران و همکاران[5]، ۲۰۰۱). Z_t به ترتیب بردار متغیرهای y_t و x_t است. y_t متغیر وابسته $I(۰)$ است که تحت عنوان LY_t تعریف شده است و $x_t = [K_t, L_t, FDI_t, TR_t, INF_t]$ یک ماتریس برداری از رگرسورهای $I(۰)$ و $I(۱)$ است، بردار خطای $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon'_{2t})$ که دارای میانگین صفر و توزیع چند متغیره مستقل و یکسان (i.i.d) است. علاوه بر این با این فرض که یک رابطه منحصر به فرد بلندمدت در میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی (٤) به صورت زیر در می‌آید:

$$\Delta y_t = C_{L0} + \beta t + \delta_{LL} y_{t-1} + \delta_{xx} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1}\lambda_i \Delta L_{t-i} + \sum_{i=0}^{p-1}\xi \Delta x_{t-1} + \varepsilon L_t \quad t = 1,2,\ldots\ldots,T \quad (٨)$$

و بر این اساس مدل به صورت زیر است:

$$\Delta LY_t = C_0 + \delta_1 LY_{t-1} + \delta_2 LK_{t-1} + \delta_3 LL_{t-1} + \delta_4 FDI_{t-1} + \delta_5 LTR_{t-1}\delta_6 INF_{t-1} + \sum_{i=1}^{p}\emptyset_i \Delta LY_{t-i} + \sum_{j=1}^{q}\varpi_j \Delta LK_{t-j} + \sum_{l=1}^{q}\varphi_l \Delta LL_{t-1} + \sum_{m=1}^{q}\gamma_m \Delta LFDI_{t-m} + \sum_{p=1}^{q}\eta_P \Delta LTR_{t-P} + \sum_{k=1}^{q}\lambda_k \Delta LINF_{t-k} + \psi DU_t + \varepsilon_t \quad (٩)$$

4. Vector Error Correction Model (VECM)
5. Pesaran et al. (2001)

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

$$\begin{cases}\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = 0 \\ \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq \delta_5 \neq \delta_6 \neq 0\end{cases}$$

دو مقدار بحرانی F، وقتی که متغیرهای مستقل $I(d)(0 \leq d \leq 1)$ هستند، شرایط آزمون هم‌جمعی را فراهم می‌کند. ارزش پایین‌تر فرض می‌کند رگرسورها $I(0)$ هستند، و ارزش بالاتر فرض می‌کند که رگرسورها $I(1)$ هستند. اگر آماره F محاسبه شده از حد بالای مقدار بحرانی بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر یعنی عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود. برعکس اگر آماره آزمون کوچک‌تر از حد پایین مقدار بحرانی باشد، فرضیه صفر یا عدم وجود رابطه بلندمدت را نمی‌توان رد کرد. نهایتاً اگر آماره بین حد بالا و حد پایین ارزش‌های بحرانی قرار بگیرد، نتیجه غیرقطعی است. در مرحله دوم، چنانچه وجود هم‌جمعی تأیید شود، مدل ARDL شرطی $(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ بلندمدت برای L_t می‌تواند به صورت زیر برآورد شود:

$$\begin{aligned} LY_t = C_0 &+ \sum_{i=1}^{P} \delta_1 LY_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 LK_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 LL_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 FDI_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 LTR_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^{q_5} \delta_6 LINF_{t-i} + \psi DU_t + \varepsilon_t \dots . \end{aligned} \qquad (۱۰)$$

که در آن همه متغیرها همانند قبل می‌باشند و رتبه‌های مدل ARDL $(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5)$ برای پنج متغیر با استفاده از ضابطه شوارتز – بیزین (SBC) انتخاب می‌گردد. در مرحله سوم و مرحله آخر، پارامترهای پویای کوتاه‌مدت به وسیله برآورد یک مدل تصحیح خطای مرتبط با تخمین‌های بلندمدت به دست می‌آید، که این مدل تصحیح خطا برای متغیرهای این مطالعه به صورت زیر است؛ که در آن λ و $\eta, \gamma, \varphi, \omega, \emptyset$ ضرایب پویای کوتاه‌مدت همگرایی مدل به بلندمدت و سرعت تعدیل است.

داده‌های سری زمانی به کار گرفته شده در این مقاله برای دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۲ است که تولید ناخالص داخلی سرانه ($Y_{2005=100}$ mil.$) به عنوان متغیر درون‌زای مدل و بیانگر رشد اقتصادی، انباشت سرمایه ($K_{2005=100}$ mil.$)، نیروی کار ($L_{\times 1000}$)، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی ($FDI_{Inflow,2005=100}$ mil.$)، درجه باز بودن تجارت ($TR = \frac{(X+M)_{2005=100}\ \text{mil.\$}}{GDP_{2005=100}\ \text{mil.\$}}$)، نرخ تورم ($INF_{2005=100}$) و متغیرهای مجازی دوران جنگ تحمیلی (D_{iw}) و تحریم‌های ضعیف، متوسط و قوی (D_s, D_m, D_w) در نظر گرفته شد. داده‌ها از گزارش‌های سالانه WDI، IFS، UNCTAD دریافت گردید.

٦- شبیه‌سازی مدل

قبل از پرداختن به آزمون، مانایی همه متغیرها بررسی شده تا این اطمینان حاصل شود که هیچ‌یک از متغیرها جمعی از مرتبه دو یعنی $I(2)$ نیستند و بدین وسیله از نتایج ساختگی اجتناب شود. بر اساس مطالعه اوتارا[1] در هنگام وجود متغیرهای $I(2)$ در مدل، آماره‌های F محاسبه شده، قابل اعتماد نیستند، زیرا آزمون F مبتنی بر این فرض است که همه متغیرهای موجود در مدل $I(0)$ یا $I(1)$ هستند (اوتارا، ۲۰۰٤: ۱۰). لذا انجام آزمون ریشه واحد در مدل ARDL برای تعیین اینکه هیچ یک از متغیرها جمعی از رتبه دو یا بیشتر نیستند، ضروری است. در این مطالعه، آزمون ریشه واحد مدل خودتوضیح، آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته (ADF) است. رگرسیون آزمون، هم یک ثابت و هم، یک روند را برای سطوح لگاریتمی و یک ثابت، بدون روند را برای تفاضل مرتبه اول متغیرها، به حساب می‌آورد. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای تمامی متغیرها به دست آمده، حاکی از آن است که متغیرها در سطح اطمینان ۹۵ درصد جمعی از مرتبه صفر یعنی $I(0)$ و $I(1)$ هستند. بنابراین هیچ‌یک از متغیرهای موجود در مدل دارای مرتبه جمعی دو یا بیشتر از آن نمی‌باشند.

1. Ouattara (2004)

جدول (۲) آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل

Variable	Test critical values	ADF test statistic	*Prob	I(0,1,2)
LY	۲,۹۳٦۹	۳,۱۸۳۳	۰,۹۹۹۹	I(1)
LK	۲,۹۳۳۱	۲,۹۹۹۷	۰,۹۹۹۹	I(1)
LL	۲,۹۳۱٤	۳,٤۹٥٦	۰,۹۹۹۹	I(0)
LFDI	۰,٦٦۰۸	۳,٥٦٥٤	۰,۸۸۲۱	I(0)
LTR	۱,۹٤۸٦	۲,۱٦۸٦	۰,۹۱۹٥	I(0)
LINF	۱,۸۹۰٦	۲,٤۹۹۷	۰,۹۷٤۱	I(0)
Null Hypothesis: LY, LK, LL, FDI, LTR, LINF has unit root, Exogenous: Constant, Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9), *MacKinnon (1996) one-sided p-values, 5% Level.				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمونF معناداری کلی رگرسیون را در بلندمدت نشان می‌دهد؛ آماره F محاسبه شده ($F = 28.34$) از حد بالای ارزش بحرانی ($F_{5,30} = 2.68$) در سطح معنی‌داری ۵ درصد، بیشتر است. از آنجایی که اگر آماره F بیشتر از حد بالای ارزش بحرانی به دست آید، وجود رابطه بلندمدت تأیید می‌شود، می‌توان گفت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت را با اطمینان ۹۵ درصد نمی‌توان پذیرفت و این دلالت بر وجود رابطه هم‌جمعی یا بلندمدت در میان متغیرهای مدل دارد. حال با توجه به وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرها، مدل بر اساس روش ARDL تخمین زده می‌شود. در این مرحله روش تصریح و دستیابی به مدل مطلوب روش مرحله‌ای خواهد بود، بدین معنی که مدل اولیه شامل و در برگیرنده همه متغیرهای توضیحی خواهد بود که براساس مبانی نظری به دست آمده است. در مراحل بعدی به صورت مرحله به مرحله هر یک از متغیرهایی را که از نظر علامت و یا از نظر معناداری یا مبانی نظری مغایرت داشته‌اند را از مدل حذف و نهایتاً بهترین مدل به دست خواهد آمد. تجزیه و تحلیل از روش ARDL، مبتنی بر تفسیر سه معادله پویا، بلندمدت و تصحیح خطا[1] می‌باشد. نتایج حاصل از تخمین معادلهٔ پویا– معادله‌ای که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه سمت راست معادله ظاهر می‌شود– در جدول شماره (۳) خلاصه شده است. برای انتخاب وقفه بهینه می‌توان از معیارهای آکائیک، شوارتز بیزین، حنان کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد که در این مطالعه برای جلوگیری از کاهش درجه آزادی از معیار شوارتز بیزین استفاده شده است. نتایج تخمین کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه با دو دوره تأخیر، انباشت سرمایه‌های فیزیکی با یک دوره تأخیر و عامل نیروی کار با یک دوره تأخیر هر یک به طور مثبت و معناداری (به ترتیب با ضرایب ۱,۱٤، ۲۰,۹۱ و ۱٤,٤٦) بر شاخص تولید ناخالص داخلی تأثیر داشته‌اند. افزایش سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، طی دوره مورد بررسی در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معناداری بر سطح تولید ناخالص داخلی سرانه داشته است. به این صورت که هر یک میلیون دلار جریان ورود سرمایه گذاری مستقیم خارجی، ۰/۰۷۷ میلیون دلار تولید ناخالص داخلی سرانه را در کوتاه‌مدت بهبود بخشیده است. درجه باز بودن تجارت با دو دوره تأخیر و رشد شاخص قیمت‌ها با یک دوره تأخیر و دوران جنگ تحمیلی (به ترتیب با ضرایب ۰,۸۸، ۰,۲٦ و ۰,۳٤)، تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته‌اند. از سوی دیگر اعمال تحریم‌های ضعیف تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته ولی تحریم‌های متوسط و قوی در کوتاه‌مدت به ترتیب با ضرایب ۰/۰۰۹۸ و ۰/٤۳ تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. هرچند تأثیر تحریم‌های قوی در بلندمدت دارای قدرت توضیح دهندگی بالائی نمی‌باشد.

جدول (۳): نتایج مدل پویای ARDL

ARDL(2,2,2,1,2,1) selected based on SBC. Dependent variable is LnY,35 observations used for estimation from 1357 to 1392			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNY(-2)	1.1421	.61906	1.8448[.086]
LNK(-1)	20.9112	8.7691	2.3847[.032]
LNL(-1)	14.4635	3.7155	3.8928[.002]
LNFDI	.077507	.038465	2.0150[.064]
LNTR(-2)	-.88572	.26611	-3.3283[.005]
LNINF(-1)	-.26760	.13298	2.0124[.064]
T	.087907	.048079	1.8284[.089]
DIW	-.34893	.31081	-1.1226[.280]
DW	.025651	.44966	.057045[.955]
DM	-.0098105	.19427	-1.0549[.090]
DS	-.42152	.21079	1.9997[.065]
R-Squared = 0.97466 SBC = -10.2471			
Serial Correlation*CHSQ (1) = 9.3552[.002] Ramsey's RESET test* CHSQ (1) = 26.0533[.000] Lagrange Multiplier Statistic CHSQ (2) = 12.9668[.002]			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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

1. Error-Correction

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

اگر قدر مطلق t به‌دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] (۱۹۹۵) بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه بلندمدت را می‌پذیریم. با انجام این آزمون، t محاسباتی برابر با مقدار ٤/٩٢٨ به‌دست می‌آید، که چون از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر، یعنی (٤/٢٥-) بیشتر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. آزمون ضریب لاگرانژ LM نیز در سطح معناداری ۹۵٪ معنادار بوده (۱۲,۹٦) و نشان دهنده عدم وجود همبستگی سریالی بین پسماندها است. معناداری آزمون رمزی نیز در همان سطح معناداری (۲٦,۰٥) تصریح خوب مدل را تبیین می‌کند. قبل از ادامه بحث در خصوص روابط بلندمدت می‌توان میزان ثبات مدل را با استفاده از معیارهای براون، دوربین و ایوانز (۱۹۷۵) بررسی نمود. نمودارهای زیر بیانگر آزمون مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM و مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ است. از بین این دو، نمودار مجموع انباشت پسماندهای عطفی (که در تحلیل بحث مهم‌تر از نمودار دوم است) نشان می‌دهد نه تنها در مدل رشد مورد بررسی، متغیرهای تصریح شده در مدل هم انباشته است بلکه روابط تخمین، باثبات نیز هستند. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت می‌توان، روابط بلندمدت را تفسیر نمود. نتایج حاصل از این رابطه بلندمدت در جدول (٤) ارائه شده است. نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که از بین متغیرهای مورد بررسی، متغیرهای انباشت سرمایه‌های فیزیکی، نیروی کار و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر سطح تولید داشته‌اند. اعمال تحریم‌های اقتصادی ضعیف و قوی در بلندمدت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته ولی تحریم‌های متوسط با ضریب ۰,۰۲٤ در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.

در ادامه برای بررسی اینکه تعدیل عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در تولید به سمت تعادل بلندمدت به چه صورت انجام می‌پذیرد، از مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. ضریب ECM نشان می‌دهد که در هر دوره، چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت تولید جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌گردد و به عبارتی چند دوره طول می‌کشد تا تولید به روند بلندمدت خویش باز گردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول (٥) ارائه شده است. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، (۰,٤۰۷) به‌دست آمده است. یعنی در هر دوره ٤۰/۷ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

جدول (٤): نتایج تخمین بلندمدت ضرایب معادله با روش ARDL

(متغیر وابسته = **ΔLnY**)

Long Run Coefficients , ARDL (2,2,2,1,2,1) based on SBC. Dependent variable is LnY,35 observations used for estimation from 1357 to 1392			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LNK	2.0727	1.3338	1.5539[.014]
LNL	9.6416	9.4223	-1.0233[.032]
LNFDI	.46245	.41807	1.1062[.028]
LNTR	-1.8700	1.3994	-1.3363[.203]
LNINF	1.1758	1.1172	1.0524[.310]
T	.21598	.18346	1.1772[.259]
DIW	-.85728	1.2329	-.69531[.498]
DW	.063020	1.0651	.059167[.954]
DM	-.024103	.47625	-.1.5061[.096]
DS	1.0356	.92246	1.1227[.820]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

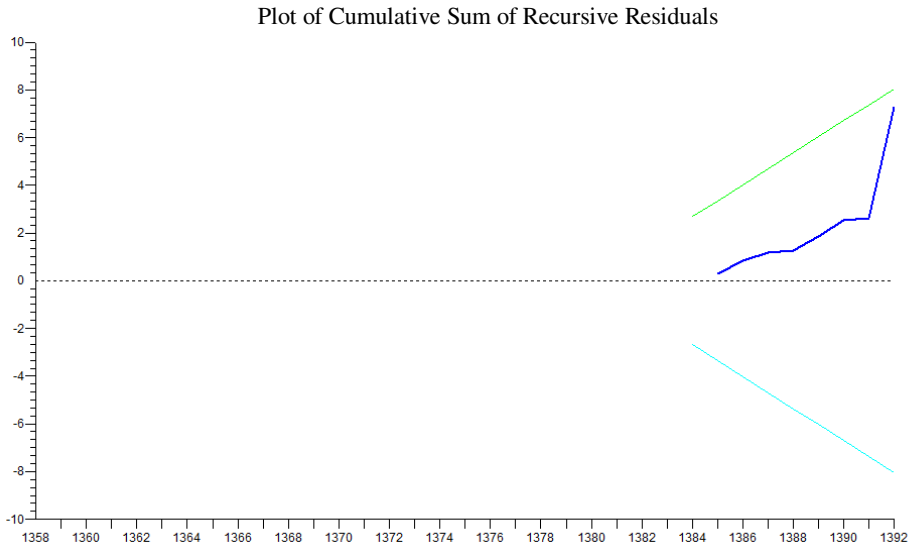
جدول (٥): نتایج تخمین معادله تصحیح خطا (ECM)

(متغیر وابسته = dLnY)

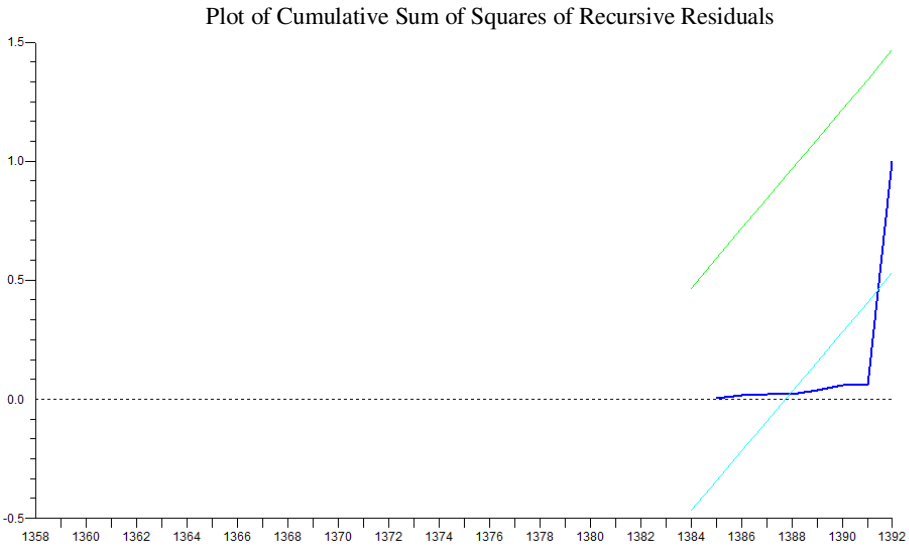
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
dLNY1	-1.1421	.61906	-1.8448[.081]
dLNK	-.52262	4.1002	-.12746[.090]
dLNK1	19.5450	5.1418	3.8012[.001]
dLNL	-8.8655	2.3538	-3.7664[.001]
dLNL1	9.5224	2.8854	3.3002[.004]
dLNFDI	.077507	.038465	2.0150[.058]
dLNTR	.050143	.33785	.14842[.884]
dLNTR1	.88572	.26611	3.3283[.004]
dLNINF	.21097	.14968	1.4095[.175]
dT	.087907	.048079	1.8284[.083]
dDIW	-.34893	.31081	-1.1226[.276]
dDW	.025651	.44966	.057045[.955]
dDM	-.0098105	.19427	-.050498[.096]
dDS	.42152	.21079	1.9997[.060]
ecm(-1)	-.40702	.36974	-1.1008[.285]
ECM=LNY-12.2526*LNK-3.1065*LNL -.038446*LNFDI +.28447*LNTR+.015358*LNINF+165.8590*C+.46993*T + .36568*DIW + .46711*DW -.24168*DM + .34283*DS			

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Banerjee, Dollado & Master (1995)



نمودار (٤): مجموع انباشت پسماندهای عطفی CUSUM در مورد ثبات مدل



نمودار (٥): مجموع مربعات انباشت پسماندهای عطفی CUSUMQ

۷- بحث و نتیجه‌گیری

در یک جمع‌بندی کلی باید این نکته را متذکر شد که کشور ایران که سال‌هاست به عنوان کشور هدف مورد تحریم‌های اقتصادی بسیاری قرار گرفته است، ضرورت دارد در تحقیقات و مطالعات در این زمینه پیشگام باشد، تا علاوه بر اینکه تصمیم‌گیران سیاسی را جهت ارزیابی هزینه- فایده در مورد اتخاذ تصمیمات بین‌المللی توانمند سازد، پس از تحریم شدن نیز مبانی نظری مناسب جهت مقابله با تحریم‌ها، کاهش تأثیر آنها و مقاوم‌سازی ساختار اقتصادی را فراهم کند. این پژوهش، تنها گامی رو به جلو برای تحقیقات بیشتر فراهم می‌کند و محققان را به انجام مطالعات بیشتر در زمینهٔ تحریم‌های اقتصادی فرا می‌خواند. در این پژوهش با بررسی تعریف، انواع و روش‌های مختلف تحریم به لحاظ نظری و همچنین با بررسی پیشینهٔ تاریخی تحریم‌های اقتصادی، به هفت نوع تحریم علیه ایران دست یافته‌ایم، که با اهمیت‌سنجی و رتبه‌بندی وزنی هر کدام (نرمال شده به یک) به‌دست آمده است. انواع این تحریم‌ها به ترتیب اولویت عبارتند از: ۱- تحریم مالی و بانک‌های تجاری و بانک مرکزی، ۲- تحریم‌های اتحادیه اروپا و سازمان‌های بین‌المللی، ۳- تحریم‌های تجاری (صادرات و واردات) و سرمایه‌گذاری، ٤- تحریم نفتی، ٥- تحریم دانش و تکنولوژی،

٦- توقیف اموال و دارایی‌های افراد و سازمان‌های ایرانی در خارج و ۷- تحریم تعامل و داد و ستد با افراد، ارگان‌ها و سازمان‌های ایرانی. با توجه به روند تاریخی تحریم‌های اقتصادی، در هر سال ایران متحمل تعدادی از این انواع تحریم‌ها بوده است. با توجه به وزن (اهمیت) هر یک از تحریم‌های فوق شدت تحریم‌ها در هر سال (به صورت مجموع اهمیت تحریم‌های آن سال) به‌دست آمده است. در نهایت سال‌های مورد بررسی به سال‌هایی با تحریم‌های شدید، متوسط و ضعیف تقسیم‌بندی شده است. این تحریم‌ها به صورت متغیرهای موهومی (دامی) در مدل‌های رشد وارد شده است.

نتایج تخمین کوتاه‌مدت نشان می‌دهد که اعمال تحریم‌های ضعیف تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته ولی تحریم‌های متوسط و قوی در کوتاه‌مدت به ترتیب با ضرایب ۰/۰۰۹۸ و ۰/٤۳ تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. هرچند تأثیر تحریم‌های قوی در بلندمدت دارای قدرت توضیح‌دهندگی بالایی نمی‌باشد. این نتیجه کاملاً با مبانی نظری تحریم‌ها همخوان است و به دلیل اینکه تحریم‌های ضعیف به سادگی با روش‌های دور زدن تحریم، پوشش داده می‌شود، اما تحریم‌های متوسط و قوی بر تولید ناخالص تأثیرگذار است.

نتایج رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که اعمال تحریم‌های اقتصادی ضعیف و قوی در بلندمدت تأثیر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته ولی تحریم‌های متوسط با ضریب ۰,۰۲٤ در بلندمدت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. ضریب جمله تصحیح خطا در این مدل، (۰,٤۰۷-) به‌دست آمده است. یعنی در هر دوره ٤۰,۷ درصد از عدم تعادل در تولید تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود. در بلندمدت نتایج کاملاً متفاوت است. زیرا در مورد تحریم‌های ضعیف به همان روش کوتاه‌مدت تأثیر تحریم‌ها را خنثی و لذا تأثیری بر رشد تولید نخواهد داشت. همچنین همان‌طور که در مبانی نظری تحریم اشاره شد، تأثیر تحریم‌های اقتصادی در بلندمدت کمرنگ‌تر می‌شود. به ویژه زمانی که تحریم‌های اقتصادی قوی باشد، کشور هدف به شدت سعی می‌کند تا در بلندمدت ساختار خود را در برابر آن مقاوم ساخته و تأثیر آن را خنثی سازد. این همان تبدیل تهدید تحریم‌ها به فرصت مقاوم‌سازی ساختارهای اقتصادی است که بسیاری از صاحب‌نظران به آن اشاره می‌کنند. اما سؤال این است که چرا در تحریم‌های متوسط، چنین مقاوم‌سازی صورت نمی‌گیرد؟ در تحریم‌های ضعیف، کشور هدف لازم نمی‌داند ساختار اقتصادی خود را تغییر دهد و از طریق دورزدن تحریم‌ها تأثیر آن را خنثی می‌کند. در تحریم‌های قوی به دلیل تأثیر شدید تحریم‌ها بر فضای اقتصادی کشور هدف تصمیم به تغییر ساختارهای اقتصادی و مقاوم‌سازی آن نموده و تأثیر تحریم‌ها را در بلندمدت خنثی می‌کند. اما در مورد تحریم‌های متوسط تغییر ساختاری صرفه اقتصادی ندارد و دور زدن تحریم‌ها نیز به طور کامل نمی‌تواند تأثیر تحریم‌ها را خنثی کند. لذا حتی در بلندمدت نیز این نوع تحریم‌ها بر رشد تولید تأثیر قابل‌توجهی خواهد داشت.

نکته‌ای که از این مطلب حاصل می‌شود این است که هر چند تحریم‌های اقتصادی (متوسط و قوی) در کوتاه‌مدت تأثیر قابل‌توجهی بر تولید ناخالص داخلی دارد، اما تصمیم‌گیران با برنامه‌ریزی بلندمدت، به ویژه برای تحریم‌های متوسط، می‌توانند تأثیر تحریم‌ها را خنثی نموده و ساختارهای اقتصادی را در برابر آنها مقاوم سازند. در مجموع می‌توان ۸ رهیافت عملی را در این برنامه‌ریزی بلندمدت مورد استفاده قرار داد، که عبارتند از: ۱- شناسایی نقاط آسیب‌پذیر و برنامه‌ریزی برای رفع آنها ۲- کنترل تعاملات بین‌المللی ۳- کاهش وابستگی به تولیدات خارجی ٤- کنترل کسری تراز پرداخت‌ها و متنوع سازی نظام ارزش کشور ۵- دیپلماسی فعال ٦- حمایت از اقشار آسیب‌پذیر ۷- مدیریت مناسب افکار عمومی و ادراک مردم ۸- پیگیری رهیافت‌های اقتصاد مقاومتی.

منابع

اکبری، نعمت‌الله و زاهدی‌کیوان، مهدی (۱۳۸۷). کاربرد مدل‌های برنامه‌ریزی در اقتصاد و مدیریت. اصفهان: انتشارات جهاد دانشگاهی.

بهروزی‌فر، مرتضی (۱۳۸۳). اثرات تحریم‌های یک‌جانبهٔ آمریکا بر اقتصاد بازرگانی ایالات متحده و بازارهای جهانی انرژی. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۳، ۲٤۰-۱۹۵.

بی‌نیاز، علی (۱۳۹۰). تحولات اخیر خاورمیانه و تحریم‌های اقتصادی ایران. *فصلنامه سیاست خارجی*، سال بیست و پنجم، شماره ۳، ۳۳-۱.

پورفرج، علیرضا و خالقیان، عادله (۱۳۹۳). اثر تمرکز صادرات نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اوپک. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ١٤، ۱۱۲-۹۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و بهاری، زهره (۱۳۹۳). تأثیر ثبات سیاسی و آزادی اقتصادی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب توسعه‌یافته و در حال‌توسعه. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال چهارم، شماره ١٦، ۷۲-۵۳.

عزیزنژاد، صمد و سیدنورانی، سید محمدرضا (۱۳۸۸). بررسی آثار تحریم بر اقتصاد ایران با تأکید بر تجارت خارجی. *مجله مجلس و پژوهش*، شماره ٦١، ۲۱۰-١٦٥.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران: مؤسسه خدماتی فرهنگی رسا.

وصالی، ساناز و ترابی، مهرنوش (۱۳۸۹). اثرات تحریم بانک‌ها بر اقتصاد و سیستم بانکی ایران. *مجله بانک و اقتصاد*، شماره ۱۱۱، ٤٤-۳۸.

یاوری، کاظم و محسنی، رضا (۱۳۸۹). آثار تحریم‌های تجاری و مالی بر اقتصاد ایران: تجزیه و تحلیل تاریخی. *مجله مجلس و پژوهش*، سال ١٦، شماره ٦١، ٥٤-۹.

Akmal, M. S. (2007). Stock Returns and Inflation: an ARDL Econometric Investigation Utilizing Pakistani Data. *Pakistan Economic and Social Review*, 12, 89-105.

Alexander, K. (2009). Economic Sanctions Law and Public Policy. *Palgrave Macmillan Pub.*

Alikhani, H. (2000). Sanctioning Iran, Anatomy of a Failed Policy. *I.B.Tauris & Co Ltd.*

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1995). On the Power of Cointegration Tests: Dimension Invariance vs. Common Factors. *Working Papers 922*, Queen's University, Department of Economics.

Belloumi, M. (2014). The Relationship between Trade, FDI and Economic Growth in Tunisia: An Application of the Autoregressive Distributed Lag Model. *Economic Systems*, 38(2), 269–287.

Borensztein, E., De Gregorio, J. & Lee, J. W. (1998). How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?. *Journal of International Economics,* 45(1), 115-135.

Combes, P. (2008). Gravity Models. The New Palgrave Dictionary of Economics. Second Edition. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume, *Palgrave Macmillan*.

Crawford, C. & KlotzHow, K. (1999). How Sanctions Work; Lessons from South Africa. *Palgrave Macmillan*.

Domke, M. (1943). Trading With The Enemy in World War II. *New York: Central Book Co.*

Doxey, M. (1980). Economic Sanctions and International Enforcement. *London/ Basingstoke: Macmillan.*

Doxey, M. (1996). International Sanctions in Contemporary Perspective. *2nd Ed. Basingstoke: Macmillan.*

Drury, A. C. (2005). Economic Sanctions and Presidential Decisions: Models of Political Rationality. *London: Palgrave Macmillan*.

Elagab, O. Y. (1998). The Legality of Non-Forcible Countermeasures in International Law. *Oxford: Oxford University Press.*

Eyler, R. (2007). Economic Sanctions International Policy and Political Economy at Work. *Palgrave Macmillan*.

Fayazmanesh, S. (2008). The United States and Iran; Sanctions, Wars and the Policy of Dual Containment. *Routledge*.

Feenstra, R. C. (2008). Gravity Equation, The New Palgrave Dictionary of Economics. Second Edition. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume. *Palgrave Macmillan.*

Guichard, L. (1930). The Naval Blockade. *New York: Appleton & Co.*

Hufbauer, G., Jeffrey, S., Elliott. K. & Oegg, B. (2007). Economic Sanctions Reconsidered: History and Current Policy. 3rd ed., *Institute for International Economics*, Washington DC.

Kaempfer, W. & Anton, L. (1986). A Model of the Political Economy of International

Investment Sanctions: The Case of South Africa. *Kyklos,* 39, 377–396.

Kaempfer, W. & Lowenberg, A. (1992). International Economic Sanctions: A Public Choice Perspective. *Westview Press*, Boulder, Co.

Klerman, J., Burstain, A. & McClure, J. (2008). Sanctions in the CalWORKs Program. *Prepared for the California Department of Social Services*, the RAND Corporation.

Malloy, M. P. (2001). United States Economic Sanctions: Theory and Practice. *London: Kluwer Law.*

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

Medlicott, W. N. (1952). The Economic Blockade. *London: Longman's, Green & Co.*

Mello Jr, L. R. (1997). Foreign Direct Investment in Developing Countries and Growth: A Selective Survey. *The Journal of Development Studies*, 34(1), 1-34.

Newnham, R. (2002). Deutsche Mark Diplomacy, Positive Economic Sanctions in German-Russian Religious. *The Pennsylvania State University Press*, University Park, PA 16802-1003.

Pesaran, M. H., Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Aevel Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

Tonry, M. & Frase, R. (2001). Sentencing and Sanctions in Western Countries. *Oxford University Press*.

Wallensteen, P. & Staibano, C. (2005). International Sanctions, between Words and Wars in the Global System. *the Taylor & Francis e-Library*.

Wallensteen, P. & Staibano, C. (2005). International Sanctions, Between Words and Wars in the Global System. *The Taylor & Francis e-Library*.

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.	Emami Meybodi, A.	Lashkari, M.	Rasekhi, S.
Abu Nuri, E.	Erfani, A.	Makkeyan, S. N.	Razmi, M. J.
Afshari, Z.	Ezzati, M.	Mehrara, M.	Rezaei, E.
Agheli, L.	Fallahi, M. A.	Mehregan, N.	Saadat, R
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Fotros, M.H.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Sadeghi, Z.
Akbari, N.	Ghaffari, H.	Mirzaei, H.	Samadi, H.
Akbarian, R.	Ghaffari, Gh.	Mohammad Zadeh, P.	Seyyed Noorani, S.M.
Asadi, A.	Gholi Zadeh, A.	Momeni, F.	Shahabadi, A.
Asgharpur, H.	Gilak Hakim Abadi, M.T.	Monsef, A.	Shahiki Tash, M. N.
Atrkare Roshan, S.	Hakkak, M.	Moshiri, S.	Shahnoushi, N.
Bafande Imandust, S.	Homayuni Far, M.	Naderi, M.	Sharifi, N.
Bakhshi. L.	Hortamani, A.	Najar Zadeh, R.	Shavval Pur, S.
Dadgar, Y.	Hoseini Nasab, S.E.	Nasrollahi, K.	Soheyli, S.
Delangizan, S.	Jafari Samimi, A.	Nasrollahi, Z.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Paseban, F.	Yavari, K.
Dehmardeh, N.	Khalili Eraghi, M.	Pedram, M.	Zaraanezhad, M.
Ebrahimi, M.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.	Mohseni Zenoozi, S.J.
Elmi, Z.M.	Khoda panah, M.	Rahmani, T.	Zobeiri, H.
Emadzadeh, M.	Komijani, A.	Ranjpour, R.	

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. 5, No. 18, March 2015