

بسم الله الرحمن الرحيم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سر دبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبائی	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	دانشیار	اقتصاد

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: مژگان عیوضی

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

طراح جلد: فاطمه ملک‌افضلی

شمارگان چاپ: ۱۵۰ نسخه

آدرس پستی دبیرخانه: اراک، خیابان شهید شیروودی، کوچه امانی راد، دانشگاه پیام نور استان مرکزی، صندوق پستی

۳۸۱۳۵-۱۱۳۶ دفتر فصلنامه علمی-پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۰۸۶-۳۲۲۴۷۸۵۳ نمابر: ۰۸۶-۳۴۰۲۱۱۵۱ 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 علمی کشور دارای

درجه علمی - پژوهشی است.



داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

محمد لشکری	سعید شوال پور	محمد حکمتی فرید	محسن ابراهیمی
سید جمال الدین محسنی زنوزی	محمدنبی شهیکی تاش	حسن حیدری	اسماعیل ابونوری
پرویز محمدزاده	زین العابدین صادقی	مسعود خداپناه	عباسعلی ابونوری
محمد رضا محمدوند ناهیدی	علی حسین صمدی	اکبر خدابخشی	محمد طاهر احمدی شادمهری
مجید مداح	لطفعلی عاقلی کهنه شهری	منصور خلیلی عراقی	علی اسدی
سعید مشیری	قهرمان عبدلی	یداله دادگر	حسین اصغرپور
سید نظام الدین مکیان	علی رضا عرفانی	سهراب دل انگیزان	زهره افشاری
عبدالعلی منصف	مرتضی عزتی	علی دهقانی	نعمت اله اکبری
محمد مولایی	مصطفی عمادزاده	نظر دهمرده	رضا اکبریان
محسن مهرآرا	غلامرضا غفاری	سعید راسخی	علی امامی میبدی
نادر مهرگان	هادی غفاری	تیمور رحمانی	صادق بافنده ایمان دوست
میرناصر میرباقری هیر	محمد رضا فرزین	ابراهیم رضایی	لطفعلی بخشی
حسین میرزایی	محمدحسن فطرس	رضا رنج پور	محمد باقر بهشتی
مرتضی نادری	محمد قربانی	هدی زبیری	فاطمه پاسبان
رضا نجارزاده	علی اکبر قلی زاده	منصور زراءنژاد	علیرضا پورفرج
زهره نصرالهی	محمدعلی فلاحتی	شهریار زروکی	سید جواد پورمقیم
خدیدجه نصرالهی	علیرضا کرباسی	رحمان سعادت	حسین توکلیان
امیر هرتمنی	مصطفی کریمزاده	علی سوری	احمد جعفری صمیمی
مسعود همایونی فر	اکبر کمبجانی	کیومرث سهیلی	علی چشمی
کاظم یآوری	شهرام گلستانی	سید محمد رضا سیدنورانی	هاتف حاضری
	محمدتقی گیلک حکیم آبادی	ابوالفضل شاه آبادی	سید ابراهیم حسینی نسب

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

بر اساس رتبه بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۱، فصلنامه پژوهش های 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 Braustein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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



تاریخ: ۹۳/۹/۲۵

شماره: ۷۶۷۳/۱/س

بسم الله الرحمن الرحيم

ویرغ الله الذین امنوا منکم والذین اوتوا العلم درجات... (سوره مجادلہ: آیه ۱۱)

جناب آقای دکتر مهدی خدای

مدیر مسئول محترم مجله پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی

باسلام و احترام

به طور قطع بهت والای اندیشمندان، محققان و فرهیختگان مین عزیزان موجب سکو و اعتلای نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و ارائه الگوی ایرانی و اسلامی پیشرفت و توسعه شده است. باکمال سترت به نمایندگی از خانواده بزرگ دانشگاه پیام نور کسب عنوان

مجله برتر علمی و پژوهشی دانشگاه

در دومین بشواره ملی بهت پژوهش و تحلیل از پژوهشگران برگزیده سال ۱۳۹۳ را تبریک عرض می نمایم.

تدوام عزت و سلامت، توفیق در گسترش ساختارهای دانی محور و اعتلای علمی دانشگاه پیام نور را در سایه خدمات پژوهشی و فناوری شما، از دگاه اینو متان خواستارم.

ابوالفضل فراوانی

رئیس دانشگاه



سازمان ملی پژوهش و فناوری

هو الحکیم



جمهوری اسلامی ایران

وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

يَرْفَعِ اللَّهُ الَّذِينَ آمَنُوا مِنَكُمْ وَالَّذِينَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ
«قرآن کریم»

نشریه پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی-دانشگاه پیام نور استان مرکزی
تلاش مستقران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت شاکر غرم
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
۱۳۹۲/۰۵/۰۹

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
- ۴- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران
- ۵- سیاست‌ها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال توسعه
- ۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی
- ۷- استراتژی‌های رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال توسعه
- ۸- بررسی تطبیقی رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای درحال توسعه 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

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.
- ۴- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی به چاپ نرسیده 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 نرم‌افزار 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 فاصله مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر، فاصله سطرها سینگلی (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.
- ۴- 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.
- ۶- متن فارسی مقاله با قلم B Lotus نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیتراهای داخلی مقاله با قلم B Lotus ضخیم ۱۴، تیتراهای فرعی با قلم B Lotus ضخیم ۱۲ 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 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 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

- تأثیر گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت ۱۱
حسن حیدری، عسل صادقیپور
- بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه) ۲۹
جواد هراتی، مهدی بهراد امین، ساناز کهرازه
- بررسی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست در ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳ ۴۷
روح‌اله نظری، محمدحسین مهدوی عادل، یداله دادگر
- بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای ۶۱
اکبر کمیجانی، ناصر الهی، مسعود صالحی‌رزوه
- بررسی مقایسه‌ای برآورد ظرفیت‌های تجاری بین ایران و کشورهای گروه دی هشت براساس الگوهای متعارف تجارت
بین‌الملل ۷۹
روح‌الله بیات، الهام صادقیان
- ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا ۹۳
محبوبه شاکری، احمد جعفری صمیمی، زهرا کریمی‌موغاری
- پیش‌بینی مالیات بر ارزش افزوده بر مصرف بنزین ۱۰۷
یگانه موسوی‌جهرمی

سخن سردبیر

شماره بیست و یکم فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی که مربوط به زمستان سال ۱۳۹۴ است در حالی منتشر می‌شود که پائیز در نیمه راه است. انتشار به موقع این شماره و سه شماره قبل، پیرو وعده داده شده در ابتدای سال، صورت می‌گیرد و خدا را شاکریم که توانستیم به اهداف برنامه‌ریزی شده در ابتدای سال ۱۳۹۴ دست یابیم. این موفقیت را وامدار همه نویسندگان گرامی هستیم که با دقت و سرعت، اصلاحات پیشنهادی داوران محترم و دبیرخانه فصلنامه را انجام داده و ارسال کرده‌اند. علاوه بر این شایسته است از درایت و تلاش مدیر مسئول، مدیر داخلی و کارشناس فصلنامه نام برد چرا که همدلی و هم‌زبانی این عزیزان عامل مهمی در موفقیت‌های روز افزون فصلنامه است. همچنین راهنمایی‌ها و حمایت‌های ارزنده اعضای محترم هیئت تحریریه، معاونت محترم فناوری و پژوهش دانشگاه، مدیر کل گرامی دفتر تحقیقات و خدمات پژوهشی و همچنین کارشناسان ارجمند دانشگاه در دستیابی به اهداف فصلنامه نقش بسزایی داشته‌اند.

تعداد بالای مقالات دریافتی در سال جاری نشان از نیاز روز افزون اساتید و دانشجویان محترم تحصیلات تکمیلی جهت انتشار یافته‌های علمی دارد. در پاسخ به این نیاز، هیئت تحریریه فصلنامه، انتشار ویژه نامه‌های تخصصی در لایه چهارم را در دستور کار خود قرار داده است. چاپ اولین ویژه نامه در حوزه رشد و توسعه اقتصاد روستایی و کشاورزی در مهرماه سال جاری فراخوان شد که با استقبال پرشور مخاطبان فصلنامه مواجه گردید. لذا از کلیه علاقمندان به موضوعات اقتصاد روستایی و کشاورزی دعوت می‌شود جهت چاپ مقاله در دومین شماره از این ویژه نامه، مقالات ارزشمند خود را به سامانه این ویژه نامه به آدرس (gdrae.journals.pnu.ac.ir) ارسال فرمایند.

محمد رضا لطفعلی‌پور

زمستان ۱۳۹۴

تأثیر گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت

The Impacts of Tourism, Energy Consumption and Political Instability on Economic Growth in the D-8 Countries

Hassan Heidari*, Asal Sadeghpour**

حسن حیدری*، عسل صادقیپور**

Received: 15/Nov/2014 Accepted: 26/Jan/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۸/۲۴ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۶

Abstract:

چکیده:

This study uses data from the eight largest Islamic countries known as D-8 for the period 2000 to 2013 concerns to assess the effect of tourism, energy consumption and political instability on economic growth. To address the objective of this study, we utilize both the static panel data approach as well as the dynamic generalized method of moments (GMM) estimator to examine the impact of candidate variables. Our results show that energy consumption and tourism significantly contribute to the economic growth of countries in the D-8 region. Hence, our study lends some support to the existence of the tourism-led growth and energy-led growth hypotheses in the region. In line with our expectation, our estimation results also reveal that political instability impedes the process of economic growth and development in the D-8 countries. There fore, it should be take serious action in these countries to overcome political instability and attract international tourists to boost economic growth. Since energy consumption has the greatest impact on economic growth in member countries, policies that reduce energy consumption without planning to support the growth of the manufacturing sector in these countries, will have disturbing impact on economic growth.

این مطالعه با استفاده از داده‌های هشت کشور بزرگ اسلامی معروف به گروه دی هشت برای دوره زمانی ۲۰۰۰-۲۰۱۳ به بررسی تأثیر گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی می‌پردازد. برای به دست آوردن نتیجه مستندتر با استفاده از هر دو روش تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی تابلویی GMM به بررسی تأثیر متغیرهای مورد نظر پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که؛ مصرف انرژی و گردشگری به طور قابل ملاحظه‌ای بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت مؤثر بوده و بیانگر این نکته است که اگر برخی حمایت‌ها از صنعت گردشگری توسط کشورهای مورد مطالعه انجام پذیرد، صنعت توریسم می‌تواند رشد اقتصادی در این منطقه را تحریک نماید. در راستای انتظارات ما نتایج برآورد مدل نیز نشان می‌دهد بی‌ثباتی سیاسی مانع روند رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت است، بنابراین باید در این کشورها به منظور غلبه بر بی‌ثباتی سیاسی و جذب گردشگران بین‌المللی جهت تقویت رشد اقتصادی اقدام جدی صورت گیرد. اما مصرف انرژی بیشترین تأثیر را بر رشد اقتصادی در مجموعه کشورهای عضو دارد که سیاست‌های کاهش رشد مصرف انرژی بدون برنامه‌ریزی لازم جهت حمایت از بخش تولید در این کشورها، اثرات نگران کننده‌ای بر رشد اقتصادی خواهد داشت.

Keywords: Energy Consumption, D-8, Tourism, Political Instability.

کلمات کلیدی: مصرف انرژی، دی هشت، گردشگری، بی‌ثباتی سیاسی.

JEL: C01, C12, C13.

طبقه‌بندی JEL: C01, C12, C13.

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
(نویسنده مسئول)

Email: h.heidari@urmia.ac.ir

* Faculty Member of Economics, Urmia University, Urmia, Iran (Corresponding Author).

** PhD. Candidate, Urmia University, Urmia University, Urmia, Iran.

** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه ارومیه

Email: asall.sadeghpour@gmail.com



۱- مقدمه

از نظر تئوری گردشگری و مصرف انرژی نقش مهمی در اثربخشی بر رشد اقتصادی بازی می‌کنند. معمولاً در مقایسه بین کشورها، بالا بودن مصرف سرانه انرژی، نشانه توسعه یافته بودن یک کشور بوده و البته مصرف بالاتر، عموماً با تولید ملی بیشتری نیز همراه می‌باشد. به عبارت دیگر از یک طرف متوسط سرانه مصرف انرژی کشورهای صنعتی بسیار بیشتر از مقدار مشابه در کشورهای در حال توسعه و توسعه نیافته است و از طرف دیگر این مصرف زیاد انرژی تبدیل به ارزش افزوده بیشتری در این کشورها می‌شود. همچنین تجربه کشورهای پیشرفته نشان داده است که می‌توان با افزایش کارایی فناوری‌های تولید و مصرف انرژی و سرمایه‌گذاری در بخش گردشگری، ضمن ثابت نگه داشتن و حتی کاهش مصرف، به توسعه اقتصادی و رفاه اجتماعی بالاتری دست یافت (آماده و دیگران، ۱۳۹۱: ۳۲).

گردشگری یکی از بزرگ‌ترین و تأثیرگذارترین بخش‌های مؤثر بر رشد بخش خدمات در جهان است؛ که این مسئله می‌تواند به رشد اقتصادی و رشد فرصت‌های شغلی یک کشور کمک قابل ملاحظه‌ای کند و این عامل با افزایش سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های جدید برای جذب توریست و افزایش درآمد مالیاتی یک کشور محقق می‌شود و مبین به‌دست آمدن ارز خارجی فراوان است. استرن^۱ در مطالعه خود بیان می‌کند که انرژی از طریق افزایش فعالیت‌های تولیدی به رشد اقتصادی کمک می‌کند. با این حال ادبیات تجربی موجود در جهان نشان می‌دهد تأثیر گردشگری و انرژی بر رشد اقتصادی مانند پازل ناقصی مانده است که نیاز به تکمیل شدن با دیگر عوامل و متغیرها دارد. برخی از مطالعات تجربی نشان می‌دهد که گردشگری و مصرف انرژی موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود (تانگ^۲، ۲۰۰۹: ۳۸۰؛ تانگ و تن^۳، ۲۰۱۲: ۳۲؛ آپرگیس و تانگ^۴، ۲۰۱۳: ۲۸). در حالی که بعضی مطالعات تجربی دیگر بیان می‌کنند که بر اساس بهبود گردشگری و مصرف

انرژی، نمی‌توان رشد اقتصادی را استدلال کرد (شهباز و فریدون^۵، ۲۰۱۲: ۱۵۸۷). علاوه بر این در اکثر مطالعات نقش عوامل نهادی مانند بی‌ثباتی سیاسی در رشد اقتصادی نادیده گرفته می‌شود (آسین و ویقا^۶، ۲۰۱۳: ۲۱۴). بی‌ثباتی سیاسی و تغییرات مکرر در سیاست یک کشور می‌تواند برای عملکرد اقتصادی کشور مضر باشد (ناگنت^۷، ۲۰۰۲: ۱۶۳). اما در مطالعات اخیر که توسط اینگرام^۸ در سال ۲۰۱۳ انجام گرفت، نشان می‌دهد که بی‌ثباتی سیاسی به احتمال زیاد صلح و امنیت کشور را به خطر می‌اندازد و از این لحاظ دارای تأثیر منفی بر گردشگری است که این نتایج در کشورهای فیجی و کنیا به صورت تجربی مشاهده شده است (فلچر و مارکوئیس^۹، ۲۰۱۱: ۵۱۴). بنابراین بی‌ثباتی سیاسی یکی دیگر از عوامل مهم در تعیین رشد اقتصادی است که در کمتر مطالعه داخلی به تأثیر آن بر رشد اقتصادی پرداخته شده است.

هدف این مطالعه بررسی تأثیر گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در هشت کشور عضو گروه دی هشت با روش داده‌های تابلویی و در چارچوب مقاله فیلدینگ (۲۰۰۰) است. همچنین هدف دیگر این مطالعه مقایسه تأثیر گردشگری، مصرف انرژی، سرمایه فیزیکی و بی‌ثباتی سیاسی در روند رشد اقتصادی این کشورها است. بنابراین، این مطالعه اطلاعات مفید و قابل اعتمادی به سیاست‌گذاران برای تسریع رشد اقتصادی بلندمدت در این گروه از کشورها ارائه می‌دهد. این کشورها که تمامی آنها به جز مالزی دارای جمعیتی معادل ۷۰ میلیون نفر است، دارای منابع طبیعی بسیار غنی می‌باشند، با این وجود به دلیل عواملی چون وقوع جنگ، بحران‌های مالی و اقتصادی و فقر به اندازه کافی توسعه نیافته‌اند. اطلاعات بانک جهانی نیز نشان می‌دهد جمعیت ۹۵۰ میلیون نفری، ۴۰۰ میلیون نیروی کار فعال و زمینه‌های گوناگون سرمایه‌گذاری، فرصت مطلوبی برای توسعه همکاری‌های مؤثر و جدی میان کشورهای عضو فراهم کرده است. از سوی دیگر، ۵۷ درصد از ذخایر نفت جهان و ۴۱

5. Shahbaz & Feridun (2012)

6. Aisen & Veiga (2013)

7. Nugent (2002)

8. Ingram et al. (2013)

9. Fletcher & Marques (2011)

1. Estern (2011)

2. Tang (2009)

3. Tang & Tan (2012)

4. Apergis & Tang (2013)

بحث پیرامون نتیجه‌گیری و سیاست‌گذاری برای اعضای گروه می‌پردازد.

۲- بررسی ادبیات موضوع

در طول چند دهه اخیر این سؤال که آیا مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی میزان رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ باعث انجام پژوهش‌های زیادی بین اقتصاددانان و سیاست‌گذاران شده است. چنین علاقه‌ای ناشی از این است که می‌توان با سیاست‌گذاری صحیح، رشد اقتصادی و رفاه را به میزان زیادی در جامعه تحت تأثیر قرار داد. اما مطالعات تجربی در این زمینه نتایج متناقضی را در منابع مختلف گزارش کرده است. هیچ اجماع نظری در میان اقتصاددانان و سیاست‌گذاران در مورد ماهیت رابطه این متغیرها با رشد اقتصادی وجود ندارد. تکنیک‌های اقتصادسنجی مختلفی برای بررسی این موضوع استفاده شده است که در ادامه مختصری از مطالعات که به بررسی رابطه گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی با رشد اقتصادی پرداخته است اشاره می‌گردد.

۲-۱- گردشگری

مطالعه تأثیر نقش گردشگری بر رشد در کشورهای مختلف با روش‌های گوناگون مدت طولانی است که صورت گرفته و با این وجود هنوز مشخص نیست که آیا رشد گردشگری می‌تواند به طور مؤثر بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد یا نه؟ سازمان ملل متحد در تعریف خود از گردشگر به عنوان یک ملاقات کننده موقتی از یک کشور یا منطقه، با هدف تفریح یا تجارت یاد می‌کند (زارعی نمین، ۱۳۸۸: ۴۳). در فرهنگ لاتین، توریسم به معنای سیاحت در داخل یا کشورهای خارجی می‌باشد در حالی که در ادبیات فارسی جهانگردی به معنای گشتن و سیر آفاق معنی می‌دهد و لذا سفرهای داخلی را شامل نمی‌شود (ضیائی و میرزایی، ۱۳۸۶: ۲۰۲). به هر حال، گردشگری به عنوان مجموعه فعالیت‌هایی تعریف می‌شود که مردم به خاطر تفریح، استراحت و نظایر آن، از محل زندگی خود به سایر مکان‌ها مسافرت می‌کنند (داس ویل، ۱۳۸۴: ۱۹). همزمان با پیشرفت انسان در حوزه ارتباطات، گردشگری به

درصد از منابع گاز طبیعی در این کشورها قرار دارد (اداره اطلاعات و آمار انرژی آمریکا، ۲۰۱۳). از لحاظ گردشگری نیز خاورمیانه به عنوان بهشت گردشگری نام برده شده است و علت این نام گذاری به دلیل تاریخ تمدن باستانی و میراث فرهنگی منحصر به فرد این منطقه و بعضی مکان‌های مذهبی در این منطقه است (بل و دیگران^۲، ۲۰۱۲: ۲). همچنین می‌توان به این امر اشاره کرد که در خاورمیانه ۳/۵ درصد از تولید ناخالص داخلی توسط بخش گردشگری به دست می‌آید و ۴/۸ درصد از کل اشتغال در صنعت گردشگری است. بر طبق مطالعات ال مولالی^۳ می‌توان ادعا کرد که منطقه خاورمیانه تحت تأثیر نوسانات قیمت نفت و بی‌ثباتی سیاسی فراوان قرار دارد. در سال ۲۰۱۱ در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به دلیل انقلاب‌ها و بی‌ثباتی‌های سیاسی در اکثر کشورهای عربی تعداد گردشگران دچار کاهش چشم‌گیری شد؛ به طور خاص ورود گردشگران بین‌المللی به خاورمیانه ۹/۲ درصد کاهش یافت؛ طبق تقسیم‌بندی بانک جهانی در گزارش‌های توسعه جهانی، می‌توان کشورهای مورد بررسی را بر اساس شاخص‌های عمده اقتصادی‌شان در سه گروه جای داد:

- کشورهای صادرکننده نفت که شامل سه کشور اندونزی، ایران و نیجریه می‌شود.
 - کشورهای با درآمد متوسط که چهار کشور پاکستان، ترکیه، مالزی و مصر را شامل می‌شود.
 - کشورهای کمتر توسعه یافته که در میان این ۸ کشور تنها کشور بنگلادش در این گروه قرار می‌گیرد.
- بنابراین می‌توان به اهمیت تجزیه و تحلیل نقش گردشگری و مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در کشورهای دی هشت پی برد.

در ادامه مقاله به این شرح سازمان دهی شده است که بخش بعدی به بررسی موضوع و تأثیر متغیرها بر رشد می‌پردازد. قسمت ۳ به بررسی مدل و داده‌ها اختصاص داشته و در بخش ۴ به روش‌شناسی تحقیق می‌پردازد. بخش ۵ به برآورد مدل اقتصاد سنجی پرداخته است. سپس بخش ۶ به

1. U.S. Energy Information Administration (2013)
2. Bell et al. (2012)
3. Al-Mulali (2011)



به طور مثال مدست^{۱۱} ارزش تأثیر گردشگری بر رشد اقتصادی را ۰/۲۵ درصد در کشورهای حوزه دریای کارائیب برآورد می‌کند. همچنین گووالی و بهار^{۱۲} در مطالعه خود برای کشورهای حوزه مدیترانه تأثیر گردشگری بر رشد اقتصادی را مطالعه کرده و نشان می‌دهند که با افزایش ۱ درصد در گردشگری، رشد اقتصادی ۰/۱ درصد افزایش می‌یابد. در همین راستا کاپلان و چلیک^{۱۳} برای ترکیه به این نتیجه رسیدند رسیدند که با افزایش ۱ درصد در گردشگری، رشد اقتصادی ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد.

در ایران نیز مطالعات متعددی برای بررسی رابطه گردشگری و رشد صورت پذیرفته است که در اینجا به مرتبط‌ترین‌ها آنها اشاره مختصری می‌گردد.

رنج‌پور و دیگران در تحقیق خود به بررسی رابطه بین گردشگری و رشد در ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۴۷ به کمک روش انباشتگی یوهانسن-یوسیلیوس پرداخته و به این نتیجه رسیدند که رابطه بلندمدت میان درآمدهای حاصل از توریسم و تولید ناخالص داخلی بدون نفت وجود دارد (رنج‌پور و دیگران، ۱۳۹۳: ۱۲۰).

حسن‌شاهی و همکاران در بررسی خود تحت عنوان رابطه علّیت گرنجری بین مصرف انرژی، گردشگری و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو کنفرانس اسلامی به این نتیجه رسیدند که یک رابطه علّیت گرنجری یک طرفه از مصرف انرژی و گردشگری به رشد اقتصادی وجود دارد (حسن‌شاهی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱).

اربابیان و همکاران در بررسی رابطه گردشگری بین‌الملل و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی با استفاده از داده‌های تابلویی همزمان به این نتیجه رسیدند که توریسم بین‌الملل، سرمایه فیزیکی و درجه باز بودن اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد (اربابیان و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰۰).

بابایی‌سمیرمی و همکاران به بررسی ارتباط صنعت توریسم و توسعه اقتصادی در ایران با رویکرد شبکه عصبی پرداخته‌اند

عنوان یک صنعت بین‌المللی که از جنبه‌های متفاوتی می‌توان به آن نگاه کرد، وارد معادلات بشری گردید. به گونه‌ای که امروزه تکیه بسیاری از اقتصادها برای دستیابی به رشد اقتصادی بر صنعت گردشگری گذاشته شده است. از طرف دیگر، رشد اقتصادی بر رشد این صنعت نیز تأثیرگذار است. به عبارت دیگر تأثیرگذاری دو عامل رشد اقتصادی و رشد گردشگری بر یکدیگر، تأثیری دوجانبه به نظر می‌رسد. از این‌رو بررسی کارهای صورت گرفته در این زمینه و مرور نتایج آنها خالی از لطف نیست. به‌کارگیری آزمون علّیت گرنجری توسط بالاگورا و کانتاولا^۱ برای اسپانیا، گوندوز و حاتمی^۲ برای ترکیه، بللومی^۳ برای تونس، اکینبود و برایمهو^۴ برای آفریقای جنوبی، برید^۵ برای اروگوئه، کاتیرچی اوغلو^۶ برای سنگاپور، لین و تانگ^۷ برای مالزی، تانگ و آبوسدرا^۸ برای لبنان و تانگ^۹ برای مالزی بیانگر این موضوع است که بین گردشگری و رشد اقتصادی رابطه علّیت گرنجری وجود دارد. برای مالزی نیز اخیراً تانگ و تان در مطالعه‌ای دیگر مشاهده کرده‌اند که نه تنها بین گردشگری و رشد اقتصادی رابطه علّیت گرنجری وجود دارد، بلکه این ارتباط بسیار پایدار نیز هست.

از طرف دیگر مطالعاتی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد رشد اقتصادی از رشد گردشگری تأثیر نمی‌پذیرد (پایین و مروه^{۱۰}، ۲۰۱۰: ۱۰۹۰)؛ اما حداقل وجود یک رابطه علّیت بین گردشگری و رشد اقتصادی در اکثر مطالعات تأیید شده است. کاتیرچی اوغلو نشان داد که گردشگری و رشد اقتصادی در همه دوره‌ها با هم مربوط نیستند و تنها در بلندمدت به احتمال زیاد رابطه علّیت بین آنها وجود دارد. جدای از اینها، برخی مطالعات به تأثیر گردشگری بر رشد اقتصادی تأکید دارند. بسیاری از این مطالعات به این نتیجه رسیدند که گردشگری تأثیر مثبت ولی با ارزش زیر ۱ درصد بر رشد اقتصادی دارد.

1. Balaguer & Cantavella (2002)
2. Gunduz & Hatemi (2005)
3. Belloumi (2010)
4. Akinboade & Braimoh (2010)
5. Brid et al. (2010)
6. Katircioglu (2009)
7. Lean & Tang (2010)
8. Tang & Abosedra (2012)
9. Tang (2013)
10. Payne & Mervar (2010)

11. Modeste (1995)

12. Gökövali & Bahar (2006)

13. Kaplan & Çelik (2008)

و به این نتیجه رسیدند که به ترتیب نرخ ارز، تعداد گردشگران وارد شده به ایران و جنگ دارای بیشترین تأثیر بر توسعه اقتصادی ایران می‌باشند (بابایی سمیرمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۲۰).

۲-۲- مصرف انرژی

تا اواخر دهه ۱۹۷۰، در تابع تولید محصول ملی، انرژی به عنوان عامل تولید در نظر گرفته نمی‌شد. همزمان شدن شوک‌های نفتی سال ۱۹۷۳ و ۱۹۷۹ با رکود اقتصادی در غرب، فصل جدیدی را در اهمیت انرژی به عنوان یکی از عوامل رشد اقتصادی گشود و در تحلیل تئوری‌های جدید رشد، علاوه بر دو نهاد نیروی کار و سرمایه، نهاد انرژی نیز به مدل‌های رشد اضافه شده است (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰: ۲۵)، اما با این وجود اقتصاددانان در ارتباط با نقش و اهمیت حضور این نهاد در فرآیند تولید اتفاق نظر ندارند. این اختلاف دیدگاه‌ها به طور کلی در قالب دو نظریه کلی نئوکلاسیکی و بوم‌شناختی که دلالت‌های سیاستی متفاوتی را نیز به همراه دارند، تجلی می‌یابند (آپرگیس و تانگ، ۲۰۱۳: ۲۸).

به‌طور کلی، بررسی رابطه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی در چهار فرضیه مقذور است:

فرضیه اول، به فرضیه‌ای اشاره دارد که مصرف انرژی نقش بسیار مهمی در تحریک رشد اقتصادی دارد. در این مورد رابطه علّیت از مصرف انرژی به رشد اقتصادی وجود دارد. با توجه به این فرضیه سیاست‌های کاهش انرژی روند رشد اقتصادی را به تأخیر می‌اندازد (نارایان و اسمیت^۱، ۲۰۰۸: ۲۳۳۸؛ شهباز و تانگ^۲، ۲۰۱۱: ۳۵۳۱).

فرضیه دوم، فرضیه‌ای است که بیان می‌دارد رابطه علّیت از رشد اقتصادی به مصرف انرژی وجود دارد. این فرضیه که به فرضیه حفاظت معروف است ادعا می‌کند انرژی منبع اصلی رشد اقتصادی نبوده و تأثیر کم و یا هیچ تأثیری بر رشد اقتصادی ندارد (شهباز و لیتو^۳، ۲۰۱۳: ۵). به بیان دیگر کاهش مصرف انرژی مقدار آلودگی محیط زیست را کاهش می‌دهد

که این فرضیه برای حمایت از محیط زیست است (هانگ و همکاران^۴، ۲۰۰۸: ۴۳).

فرضیه سوم به نظریه بازخورد اشاره دارد که بیانگر وجود رابطه وابسته میان مصرف انرژی و رشد اقتصادی است و بیان می‌دارد که رابطه علّیت دو طرفه بین مصرف انرژی و رشد اقتصادی وجود دارد (تانگ و تان، ۲۰۱۳: ۳۰۱؛ اس بیا و همکاران^۵، ۲۰۱۴: ۱۹۳). در نظریه بازخورد تأکید سیاست‌گذاران به پیاده سازی یک استراتژی دوجانه برای تحریک رشد اقتصادی و جلوگیری از هدر رفت انرژی است. از طرف دیگر سرمایه‌گذاری در زیر ساخت‌های انرژی باید افزایش یابد تا اطمینان حاصل شود که عرضه انرژی برای توسعه اقتصادی کافی است. از سوی دیگر باید بهره‌وری مصرف انرژی از طریق فن‌آوری‌های جدید بهبود یابد و زباله‌های غیرضروری انرژی کاهش یابد.

در نهایت فرضیه چهارم نظریه بی‌طرفی است که اشاره به این دارد که مصرف انرژی و رشد اقتصادی نامربوط به هم هستند. بنابراین تغییر در مصرف انرژی بر رشد اقتصادی اثر نمی‌کند و بالعکس. در این مورد، سیاست حفاظتی کاهش مصرف انرژی اعمال می‌شود (سویتاش و ساری^۶، ۲۰۰۹: ۱۶۷۰).

مهرآرا و زارعی نیز در ایران به بررسی اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای به این نتیجه رسیدند که مدل‌های غیرخطی مبتنی بر آماره‌های تشخیصی و معنی‌دار بودن ضرایب، نتایج رضایت بخش‌تری را نسبت به مدل‌های خطی در تبیین رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی ارائه می‌دهند (مهرآرا و زارعی، ۱۳۹۰: ۱۱).

حیدری و همکاران به بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین مصرف برق و رشد اقتصادی در چارچوب مدل طرف عرضه با استفاده از آزمون کرانه‌ها پرداخته و به این نتیجه رسیدند که یک رابطه بلندمدت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف برق ضریب منفی وجود دارد و نتایج کوتاه‌مدت نیز بر وجود رابطه دوطرفه و مثبت بین مصرف برق و رشد اقتصادی

4. Huang et al. (2008)

5. Sbia et al. (2014)

6. Soytaş & Sari (2009)

1. Narayan & Smyth (2008)

2. Tang & Shahbaz (2011)

3. Shahbaz & Leitão (2013)



دلالت می‌کند (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹: ۵۹).

فاضلی ویسری و همکاران به تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران با به‌کارگیری روش علیت پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که با توجه به اثرات عمده وقایعی نظیر انقلاب، جنگ تحمیلی، تحریم‌های اقتصادی، شوک‌های نفتی و ... بر اقتصاد کشور طی برخی دوره‌های زمانی، ممکن است تولید داخلی به صورت مقطعی کاهش پیدا کرده باشد ولی مصرف انرژی الکتریکی در کشور، نرخ تقریباً مشخص افزایشی خود را داشته است. اما در بلندمدت می‌توان رابطه مستقیمی بین رشد تولید و افزایش مصرف انرژی در نظر گرفت (فاضلی ویسری و همکاران، ۱۳۹۲: ۴).

۲-۳- بی‌ثباتی سیاسی

از همان ابتدای مباحث توسعه اقتصادی، تقریباً تمام اقتصاددانان توسعه بر عدم کفایت متغیرهای اقتصادی در توضیح و تبیین پدیده توسعه اتفاق نظر داشتند. در توضیح چگونگی دستیابی به توسعه اقتصادی صرفاً نمی‌توان به متغیرهایی از قبیل نیروی کار، سرمایه، نرخ رشد جمعیت و نرخ پس‌انداز اکتفا کرد (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳: ۷). بر این اساس، مدل‌های رشد کلاسیکی و نئوکلاسیکی که صرفاً بر انباشت سرمایه متمرکز بوده‌اند، نمی‌توانند واقعیت‌های اقتصادی جامعه را به درستی تشریح نمایند. بازسازی مدل‌های رشد و طرح مباحثی مانند سرمایه انسانی و اجتماعی خود می‌تواند نشانه‌هایی از واقعیت‌های فوق باشد. از این‌رو، بررسی اثر متغیرهای سیاسی بر رشد اقتصادی در دستور کار بسیاری از اقتصاددانان قرار گرفته است. معمولاً منظور از بی‌ثباتی سیاسی یک وضعیت متزلزل است که حکومت در خصوص نحوه اداره جامعه، حفظ حاکمیت خود یا تمامیت ارضی کشور با آن مواجه است (کميجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۰). بنابراین، ساختار اقتصادی و سیاسی یک کشور رابطه تنگاتنگ و در عین حال پیچیده‌ای با یکدیگر دارند، به طوری که ساختار سیاسی کشور به عنوان سیستم هدایتگر مدیریت اقتصادی کشور عمل نموده و منعکس‌کننده تفکرات اقتصادی آن سیستم سیاسی می‌باشد. از این حیث هرگونه اختلال در نهاد مدیریتی یک

کشور (دولت) با عنوان بی‌ثباتی سیاسی، به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌تواند منجر به بی‌ثباتی اقتصادی شده و حرکت طبیعی اقتصاد را دچار اختلال نماید که در نتیجه رشد اقتصادی کشور را که به عنوان مهم‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی شناخته می‌شود، کندتر می‌نماید (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۸). به عنوان نخستین مورد، بی‌ثباتی منجر به متزلزل شدن حقوق مالکیت فردی می‌شود که مانعی برای سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و معاملات اقتصادی می‌باشد. دیگر اینکه عدم وجود یک سیستم سیاسی باثبات پیش‌بینی ماهیت و عملکرد دولت‌های آینده و تغییرات سازمانی^۱ را غیرممکن می‌سازد. این عامل باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران محیط‌هایی را که قابلیت پیش‌بینی دارند، ترجیح دهند. سوم اینکه بی‌ثباتی احتمال شرکت افراد فرصت‌طلب در فعالیت‌های واسطه‌گری را افزایش می‌دهد که منابع را به سوی فعالیت‌های غیرمولد سوق می‌دهد (کميجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۶۷)؛ و در آخر اینکه ادبیات اقتصادی مربوط به تأثیر بی‌ثباتی بر رشد اقتصادی بسیار زیاد است و در شمار قابل توجهی از این مطالعات بیان شده است که بی‌ثباتی سیاسی باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بی‌ثباتی سیاسی تأثیر مخربی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان نظیر سرمایه‌گذاری، بیکاری و تورم دارد (جعفری صمیمی و خیره، ۱۳۹۲: ۱۴).

در مطالعه‌ای که آيسين و ويگا^۲ انجام داده‌اند به این نتیجه رسیدند که نوسانات و تورم بالا مرتبط با درجه بی‌ثباتی سیاسی است و تکه تکه شدن نظام سیاسی و آزادی اقتصادی پایین، از بی‌ثباتی سیاسی ناشی می‌شود. آنها همچنین استدلال کردند که سیاست‌های اقتصادی در کشورهای با بی‌ثباتی سیاسی، تمایل به قطع ارتباط با کشورهای دارای ثبات سیاسی است. این گسست از کشورهای دیگر باعث می‌شود نرخ تورم بی‌ثبات‌تر گردد. با توجه به این موارد، انجام اموری مانند: بهبود نهادها و ایجاد ساز و کارهای عملی مطلوب برای ثبات قیمت در جهت نیل به رشد اقتصادی و رفاه اجتماعی و جلوگیری از نوسانات سیاسی در هر کشوری ضروری می‌نماید. السينا و دراژان^۳،

1. Institutional Change

2. Aisen & Veiga (2008)

3. Alesina & Drazen (1991)

کاسترو و ویگا^۱ نشان دادند که تأخیر در اجرای برنامه‌های تثبیت نرخ تورم مرتبط با بی‌ثباتی سیاسی بیشتر کشورها است و این نشان می‌دهد در صورت ادامه بی‌ثباتی سیاسی نرخ تورم در آینده بیشتر رشد خواهد داشت. در پژوهشی دیگر السینا و همکاران^۲ برای ۱۱۳ کشور نشان می‌دهند که در دوره سقوط دولت، مقدار تولید ناخالص داخلی کمتر از دوره‌های قبل از این واقعه است و آیسین و ویگا در مطالعه خود با روش گشتاورهای تعمیم یافته در داده‌های تابلویی نشان داده‌اند که بی‌ثباتی سیاسی اثر نامساعد بر رشد اقتصادی داشته و سبب کاهش انباشت سرمایه فیزیکی می‌شود و رشد بهره‌وری را به طور قابل توجهی کاهش می‌دهد. براساس مطالعات تجربی به این نتیجه می‌رسیم که اهمیت ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی قابل توجه است. ثبات سیاسی منجر به ایجاد ساختار مورد نظر و جذب سرمایه‌گذاری خصوصی خارجی و تنظیم محیط زیست می‌گردد و در درازمدت سبب اجرای مطلوب سیاست‌های اقتصاد کلان می‌شود.

مطالعه اصغرپور و همکاران را به روزترین و جامع‌ترین مطالعه در رابطه با تأثیر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد در ایران می‌توان نامید که با استفاده از تکنیک APARCH اثر متغیر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی بر اساس دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی رسمی و بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی مورد آزمون قرار داده‌اند. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد متغیرهای مربوط به هر دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی مذکور تأثیر منفی بر رشد اقتصادی در ایران دارند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۵).

کميجانی و همکاران به بررسی سیکل‌های تجاری سیاسی در ایران پرداخته و می‌کوشند به نقش بی‌ثباتی سیاسی در نوسانات و سیکل‌های تجاری در قالب یک مدل خودتوضیح برداری ساختاری بپردازند. در این مقاله از تولید ناخالص داخلی به عنوان سیکل مرجع و درآمدهای نفتی به عنوان عامل محرکه اصلی استفاده شده است. نتایج به دست آمده حکایت از آن دارد که نقش طرف عرضه و سیاست مالی تقریباً همسان و در دامنه حدود ۴۰ درصد بوده و متغیرهای پولی، نرخ ارز و

تراز پرداختها حدود ۲ تا ۱۰ درصد نوسانات را توضیح می‌دهد. متغیر بی‌ثباتی سیاسی در سال‌های ابتدایی تقریباً ۴۰ درصد تغییرات را به خود اختصاص می‌دهد، اما به مرور این سهم کاهش یافته و به حدود ۲۶ درصد می‌رسد. در شکل تعدیل شده این متغیر به نظر می‌رسد که کلیات مدل با مدل اولیه تفاوت چندانی ندارد؛ اما اثر شوک بی‌ثباتی سیاسی بر شوک تولید همانند وضعیت مدل اول قابل توجه، مثبت و کاملاً معنی‌دار است (کميجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱۷).

۳- مدل و داده

تولید ناخالص داخلی یکی از پرکاربردترین شاخص‌های اقتصاد کلان برای اندازه‌گیری بازدهی اقتصاد است، به طوری که، نرخ رشد این شاخص منعکس کننده افزایش یا کاهش ثروت در یک کشور می‌باشد. بخش وسیعی از ادبیات اقتصادی سعی کرده است مکانیزم‌هایی که رشد را توضیح می‌دهد، بیان کند (ویت و مارتین^۳، ۱۹۸۷: ۲۷).

اکثر مدل‌های رشدی که در مطالعات کشورهای در حال توسعه به کار می‌روند، در چارچوب الگوی رشد سولو^۴ (۱۹۵۶) قرار می‌گیرند. الگوی مزبور از یک تابع تولید آغاز می‌شود که به وسیله آن سطح محصول (تولید کل) به عوامل تولید مرتبط می‌گردد. این تابع را می‌توان به صورت زیر نشان داد:

$$Y = A f(K, L, Z) \quad (1)$$

که در آن Y سطح محصول کل تولید شده (محصول بالقوه)، K ذخیره سرمایه فیزیکی، L نیروی کار، Z بردار عوامل مؤثر بر رشد و متغیر A عامل بهره‌وری را اندازه‌گیری می‌کند.

رابط بین گردشگری، مصرف انرژی، بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی همان گونه که فیلدینگ^۵ معرفی می‌کند، می‌تواند به صورت زیر نشان داده شود:

$$Y_{it} = \delta_i + \mu_t + X_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

که در آن Y_{it} ، لگاریتم طبیعی سرانه GDP واقعی در کشور i در سال t ؛ X_{it} بردار متغیرهای توضیحی (گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی) برای کشورهای $i=1,2,3,\dots,m$ در

3. Witt & Martin (1987)

4. Solow (1956)

5. Fielding (2000)

1. Castro & Veiga (2004)

2. Alesina et al. (1996)

صورت سرانه نشان می‌دهد. در واقع رفاه مردم یک کشور متأثر از تولید ناخالص داخلی و میزان جمعیت آن کشور است که در تولید ناخالص داخلی سرانه منعکس می‌شود.

اقتصاددانان و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور، موجودی سرمایه را یکی از اساسی‌ترین متغیرهای رشد و توسعه دانسته و از اهمیت برآورد آن آگاهند. موجودی (انباره) سرمایه، موجودی وسایل تولید ساخته شده‌ای است که در هر لحظه در اختیار یک شرکت یا یک اقتصاد قرار دارد؛ بنابراین انتظار می‌رود که رابطه سرمایه فیزیکی و رشد اقتصادی مثبت باشد.

تورسم به عنوان یکی از صنایع خدماتی محسوب می‌شود، بنابراین درآمد حاصل از این صنعت بخشی از تولید ناخالص داخلی کشور میزبان محسوب شده و مستقیماً بر رشد اقتصادی آن کشور تأثیر می‌گذارد. هرچه تعداد ورود گردشگران بین‌المللی به یک کشور افزایش یابد، درآمد حاصل از آن نیز افزایش می‌یابد. از این‌رو راهکار مناسبی برای کسب درآمدهای ارزی سرشار برای کشورها و در نتیجه رشد اقتصادی بالاتر می‌باشد. برای این منظور از شاخص سرانه واقعی گردشگری در این مطالعه استفاده گردیده است.

برنت و وود^۴ به نقل از اقتصاددانان نئوکلاسیک با اشاره به امکان جانشینی میان عوامل تولید ادعا می‌کنند که پیشرفت دانش و تکنولوژی از طریق افزایش بهره‌وری در سرمایه و نیروی کار، نیاز به مصرف انرژی در فرایند تولید را کاهش خواهد داد. از این رو، فرایند رشد و تولید اقتصادی با وجود محدودیت در ذخایر انرژی امکان‌پذیر است. بنابراین، انرژی رابطه ضعیف و تفکیک‌پذیری با نیروی کار دارد و به عنوان یک عامل مؤثر و ضروری در رشد اقتصادی مطرح نمی‌گردد. در مقابل، اقتصاددانان بوم‌شناختی با بیان اینکه برای تشکیل سرمایه و نگهداری آن به مصرف مقادیر فراوان انرژی و ماده نیاز است و همچنین در مکانیزم تبدیل ماده از شکلی به شکلی دیگر انرژی به عنوان یک نهاده ضروری است؛ به اهمیت نقش انرژی در فرایند تولید کالا اشاره دارند. آنها در ارائه نظریات خود به قوانین ترمودینامیک مبنی بر اینکه انرژی ثابت است، از بین نمی‌رود و ایجاد نمی‌شود بلکه از شکلی به شکل دیگر

زمان T ، $t=1,2,\dots$ ، یک بردار اسکالر (ماتریس تک عنصری) از پارامترهای $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_4$ ؛ جزء اخلاص تصادفی که $E(\varepsilon_{it}) = 0$ و $VAR(\varepsilon_{it}) = \sigma^2$ ؛ μ_t ؛ نیز به ترتیب نشان دهنده زمان و تأثیرات ویژه مقاطع می‌باشند.

بنابراین از مدل رشد مقاله فیلدینگ، به منظور تعیین تأثیر گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد استفاده شده است. اگرچه ادبیات موضوع نشان می‌دهد که انرژی یکی از عوامل مهم برای تولید است (فدر^۱، ۱۹۸۳: ۶۲) و عوامل نهادی مانند ثبات سیاسی، پیشرفت اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد (اینگرام و همکاران^۲، ۲۰۱۳: ۹۷)، ولی در این پژوهش، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی به عنوان عوامل کنترل به پیروی از مطالعه تانگ و ابوصدرا (۲۰۱۴: ۴۶۱)؛ به مدل رشد اضافه شده است.

$$\ln GDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln TR_{i,t} + \beta_3 \ln EC_{i,t} + \beta_4 \ln POL_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$\ln GDP_{i,t}$: لگاریتم تولید ناخالص سرانه واقعی ناخالص است
 $\ln K_{i,t}$: لگاریتم سرمایه گذاری سرمایه فیزیکی کشور i در زمان t .

$\ln TR_{i,t}$: لگاریتم سرانه دریافتی‌های به‌دست آمده از گردشگران است.

$\ln EC_{i,t}$: به مقدار انرژی مصرف شده سرانه اطلاق می‌شود که در این مطالعه بر لگاریتم انرژی مصرفی سرانه بر حسب کیلوگرم بر نفت استفاده شده است.

$POL_{i,t}$: به‌طور کلی بی‌ثباتی به دو بخش بی‌ثباتی سیاسی رسمی و غیررسمی تفکیک می‌شود.

در میان شاخص‌های عملکردی اقتصاد کلان، میزان تولید ناخالص داخلی یکی از مهم‌ترین شاخص‌ها است؛ چرا که این شاخص اندازه اقتصاد یک کشور و ظرفیت‌های تولیدی آن را نشان می‌دهد. البته باید توجه داشت که میزان رفاه و برخورداری مردم یک کشور، صرفاً به واسطه تولید ناخالص داخلی تعیین نمی‌شود، بلکه تولید ناخالص داخلی سرانه شاخص بهتری است که میزان تولید به وسیله هر نفر را به

1. Feder (1983)

2. Ingram et al. (2013)

3. Per capita Energy Consumption

4. Berndt & Wood

استفاده جهت تخمین مدل‌های مذکور و تجزیه و تحلیل داده‌ها نیز Eviews7 و Stata12 می‌باشند.

با توجه به اهمیت تعیین نوع رابطه و میزان اثرگذاری متغیرهای مدل بر رشد اقتصادی برای سیاست‌گذاری در بخش‌های مختلف کشور، در این مقاله تلاش شده با استفاده از به‌کارگیری آخرین روش‌های برآورد در داده‌های تابلویی ایرادات موجود در مطالعات قبلی را تا حد امکان رفع کرده و نتایج سازگار و قابل اعتمادی ارائه گردد.

۴- روش تحقیق

در روش تجزیه و تحلیل داده‌های تابلویی، ابتدا یک مقطع خاصی در نظر گرفته می‌شود و ویژگی‌های متغیرهای مربوط، برای تمامی N مقطع در دوره زمانی مورد نظر T بررسی می‌شود (برای بررسی مزایای استفاده از داده‌های تابلویی به حیدری و همکاران، ۱۳۸۹ مراجعه شود).

در تخمین به روش داده‌های مرکب با سه مدل روبرو هستیم: مدل اثرات ثابت^۶؛ این روش این امکان را می‌دهد که ویژگی انفرادی بنگاه‌ها و یا واحدهای انفرادی با یکدیگر متفاوت باشند، به این معنی که عرض از مبدأ متفاوتی برای هر گروه است.

مدل اثرات تصادفی^۷؛ این مدل را مدل جزء خطا نیز می‌نامند. در این مدل، خصایص فردی و زمانی به وسیله جمله خطا وارد می‌شود.

برای تصمیم‌گیری در مورد به‌کار بردن یکی از این دو روش، باید توجه کرد که اثرات ثابت معمولاً هنگامی کارایی دارد که کل جامعه آماری در نظر گرفته شود. در مدل اثرات تصادفی فرض اصلی استقلال μ_i ها از X_i است چون μ_i ها در جمله خطا قرار دارند. بر این اساس هاسمن آزمونی را جهت انتخاب بین این دو مدل ارائه می‌دهد (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹: ۷۰).

مدل داده تابلویی پویا: اکثر محققان اقتصادی به دنبال

بررسی پویایی در روابط اقتصادی هستند. مدل‌های پویا در این

تبدیل می‌شود استناد می‌کنند. آنها در پاسخ به ادعای نئوکلاسیک‌ها مبنی بر امکان جانشینی میان تکنولوژی و انرژی به عنوان نهاده‌های تولید، اظهار می‌دارند با وجود بهبود بهره‌وری در نهاده‌های نیروی کار و سرمایه همچنین به‌کارگیری این دو نهاده در فرآیند تولید نیازمند صرف انرژی می‌باشد، چرا که پیشرفت دانش و تکنولوژی تنها یکی از نهاده‌های شرکت کننده در تولید در میان سایر نهاده‌های تولیدی است. بر اساس نظریه بوم شناسان، انرژی عامل محرک رشد اقتصادی بوده و سیاست‌های تحدیدکننده مصرف انرژی به عنوان عامل بازدارنده رشد اقتصادی مطرح می‌باشد (اوک ول^۱، ۲۰۰۸: ۴۶۰۲).

در این پژوهش به دلیل نبود اطلاعات ثبات سیاسی برای کشورهای مورد مطالعه از داده ریسک ثبات سیاسی^۲ استفاده شده است. سرمایه‌گذاران بین‌المللی هنگام اتخاذ تصمیم برای سرمایه‌گذاری در یک کشور علاوه بر معیار سودآوری به معیار امنیت سرمایه‌گذاری نیز توجه ویژه دارند. از این‌رو جهت کسب اطلاعات لازم در خصوص سطح امنیت در یک کشور از آمار و اطلاعات مؤسسات برآورد کننده ریسک استفاده می‌کنند. یکی از مؤسسات مطرح در این زمینه مؤسسه IBC است که در سال ۱۹۸۰ در نیورک تأسیس شد. این مؤسسه از سال ۱۹۸۲ مجموعه‌ای از شاخص‌های امنیت سرمایه‌گذاری را تحت عنوان (ICRG^۳) منتشر می‌کند.

ما برای این متغیر از شاخص ICRG استفاده خواهیم کرد که ریسک بین‌المللی را برای کشورها اندازه‌گیری می‌کند.

سایر اطلاعات به کار گرفته شده در پژوهش حاضر از بانک داده‌های سری زمانی کشورهای در حال گذار (CNT^۴) و بانک جهانی (WDI^۵) می‌باشد. این بانک داده‌های اطلاعاتی در زمینه‌های اقتصادی، سیاسی، جمعیتی و اجتماعی را فراهم ساخته است. با توجه به محدودیت اطلاعات مربوط به کشورهای عضو دی هشت، بازه زمانی پژوهش از سال ۲۰۰۰ تا سال ۲۰۱۳ انتخاب گردیده است و نرم‌افزارهای مورد

1. Ockwell (2008)

2. Political Stability Risk

3. International Country Risk Guide

4. Cross-National Time-Series Data Archive

5. World Development Indicators

6. Fix Effect Model

7. Random Effect Model

تخمین زنده‌های GMM که به صورت مجانبی کارا هستند بر اساس مجموعه‌ای از گشتاورهای شرطی، معیار زیر را حداقل می‌کنند:

(۶)

$$LN = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \theta_i Z_i \right) WN \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i \Delta \theta_i \right)$$

این حداقل سازی با استفاده از ماتریس وزنی زیر انجام می‌گیرد:

(۷)

$$WN = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i \Delta \theta_i \Delta \theta_i' Z_i') \right]^{-1}$$

که در آن $\Delta \theta_i$ تخمین‌های سازگاری است از باقیمانده‌های معادله دیفرانسیل از مرتبه اول که از تخمین‌های سازگار اولیه به دست می‌آید. از این‌رو به عنوان تخمین زن‌های دو مرحله‌ای GMM شناخته شده است.

پس از برآورد ضرایب، لازم است اعتبار متغیرهای ابزاری از طریق آماره آزمون سارجنت بررسی شود. آماره این آزمون به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص است. فرضیه صفر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد می‌کند و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار گرفته شده را تأیید می‌کند. همچنین برای تشخیص اینکه همبستگی سریالی در جزء اخلاص وجود ندارد، آزمون عدم وجود همبستگی سریالی از مرتبه دوم، بر روی باقیمانده‌های معادله دیفرانسیل از مرتبه اول صورت می‌گیرد. این آزمون از آن جهت که سازگاری تخمین زن‌های GMM بر فرض $E[\Delta V_{it} \Delta V_{i,t-2}] = 0$ استوار است، بسیار مهم می‌باشد (همان: ۱۹۸).

۵- برآورد الگو و تجزیه و تحلیل نتایج

۵-۱- آزمون ایستایی متغیرها

فرم کلی مدل مورد استفاده در این مطالعه به صورت لگاریتمی و معادله کلی (۳) در نظر گرفته می‌شود. مزیت استفاده از لگاریتم متغیرها این است که علاوه بر انجام بهتر برآورد مدل، می‌توان نتایج حاصل را به صورت کشش تعبیر و تفسیر نمود. به گونه‌ای که ضرایب متغیرها نشان دهنده کشش آن متغیر نسبت به متغیر وابسته و یا رشد اقتصادی می‌باشد.

سری از داده‌ها، این امکان را فراهم می‌آورند که پویایی روابط از این طریق بهتر درک شود. در مدل‌های اقتصادسنجی رابطه پویایی به وسیله وارد شدن وقفه یا وقفه‌هایی از متغیر وابسته به عنوان متغیر توضیحی در مدل مشخص می‌شود (بالتاچی^۱، ۲۰۰۵: ۴۱۷). آنچه در این مدل‌ها مهم است این است که حتی اگر ضریب وقفه متغیر وابسته چندان مورد نظر و مهم نباشد، حضور این متغیر باعث خواهد شد که ضرایب سایر متغیرها به درستی برآورد شوند.

روش تخمین مورد استفاده در این پژوهش روش گشتاورهای تعمیم‌یافته است. این روش برای به دست آوردن پارامترهای سازگار، نیازمند تعداد دوره‌های زمانی زیاد نیست و برای پانل‌های با مقاطع زیاد و دوره‌های زمانی کم نیز مناسب است. از طرفی خود همبستگی محدودی در جمله خطای منجر شده از معادله تخمین زنده‌های GMM، برای برآورد مدل‌های پویای تابلویی در نظر گرفته می‌شود (آرلانو و باند^۲، ۱۹۹۱: ۲۸۹).

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته توسط هانسن^۳، توسعه یافت که چارچوب راحتی را برای به دست آوردن تخمین زن‌هایی با کارایی مجانبی فراهم می‌سازد. تخمین زن دیفرانسیل از مرتبه اول GMM برای مدل‌های (1) AR تابلویی، توسط هولتز و همکاران^۴ و باند^۵ توسعه یافت.

در این روش اساساً از ماتریس متغیرهای ابزاری به شکل زیر استفاده می‌شود:

(۴)

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & y_{i2} & y_{i,t-2} \end{bmatrix}$$

جایی که سطرهاى ماتریس فوق برابر با معادلات دیفرانسیلی از مرتبه اول برای دوره‌های $t = 3, 4, \dots, T$ و مقاطع i است. گشتاورهای شرطی به صورت زیر استخراج می‌شوند:

$$E[Z_t \Delta \theta_i] = 0, \Delta \theta_i = (\Delta \theta_{i3}, \Delta \theta_{i4}, \dots, \Delta \theta_{iT})' \quad (5)$$

For $i=1, 2, \dots, N$

1. Baltagi (2005)
2. Arellano & Bond (1991)
3. Hansen (1982)
4. Holtz et al. (1988)
5. Bond (1991)

هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل را نتیجه گرفت.

جدول (۲): آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

آماره‌های محاسباتی	
Panel-v	۲/۵۹۰۷***
Panel-p	۳/۰۴۷۴
Panel-pp	-۹/۵۳۳۷***
Panel- ADF	-۵/۰۳۱۸***
Group-p	۶۲۸۰۰
Group-pp	-۳/۶۲۷۰***
Group-ADF	-۳/۱۴۸۴***

علائم **، * و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را بیان می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۲- آزمون معنی‌داری اثرات گروه (آزمون F لیمر)

به منظور تخمین مدل، ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین جهت نوع خاص داده‌های ترکیبی (پانل) یا مقطعی تعیین شود. بنابراین ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از کشورها از آماره F استفاده شد. از سویی دیگر، در روش داده‌های تابلویی لازم است که در ابتدا همگن یا ناهمگن بودن واحدها (مقاطع یا کشورها) مورد آزمون قرار گیرد. در صورتی که مقاطع همگن باشند به سادگی می‌توان از روش حداقل مربعات تجمیع شده^۱ استفاده کرد. در غیر این صورت استفاده از روش اثرات ثابت ضرورت دارد. به عبارت دیگر لازم است که معنی‌داری اثرات ثابت با استفاده از آماره F انجام شود (محمدزاده و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۲۲).

با توجه به اینکه میزان آماره F لیمر محاسبه شده برابر با ۱۰۲۷/۳۰۸ به دست آمده و از آماره F جدول بزرگ‌تر بود، لذا با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد، فرضیه عدم مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی) را در مدل لحاظ کرده و در نتیجه از روش داده‌های تابلویی استفاده نمود.

اولین قدم در برآورد الگوی مورد نظر، بررسی ایستایی متغیرهاست. این آزمون بر اساس یکی از آزمون‌های مطرح شده در خصوص داده‌های تابلویی صورت گرفته است. نتایج حاصل از آزمون ایستایی متغیرها بر اساس آزمون لوین-لین و چاو (LLC) و ایم، پسران و شین (IPS) در جدول (۱) مشاهده می‌شود.

جدول (۱): نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها

نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون لوین-لین و چاو		
متغیر	سطح	تفاضل مرتبه اول
$\ln GDP_{i,t}$	-۶/۰۲۶۵***	-۸/۹۵۰۸***
$\ln K_{i,t}$	-۴/۴۱۳۰***	-۴/۹۷۲۷***
$TR_{i,t}$	-۱۱/۳۰۱۵***	-۹/۸۵۱۷***
$EC_{i,t}$	-۷/۱۳۳۰***	-۴/۴۹۶۵***
$POL_{i,t}$	-۵/۱۰۰۵***	-۰/۳۳۰۹۱***
نتایج حاصل از بررسی ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین		
متغیر	آماره	احتمال
$\ln GDP_{i,t}$	-۰/۰۱۰۸۴	-۴/۱۳۰۶۸***
$\ln K_{i,t}$	۰/۳۰۳۳۰	-۳/۵۹۸۲***
$TR_{i,t}$	-۳/۳۴۵۰۶***	-۳/۹۵۸۵***
$EC_{i,t}$	-۴/۷۴۰۶***	-۳/۹۸۴۵***
$POL_{i,t}$	-۰/۱۲۰۶	-۱/۷۶۵۸***

علائم **، * و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را بیان می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۱) و بر اساس اختلاف نتیجه میان آزمون لوین-لین و چاو و آزمون ایم، پسران و شین هم‌انباشتگی بین متغیرهای وابسته و متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار می‌گیرد. به این منظور از آزمون هم‌انباشتگی پدرونی استفاده شد. نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی مبتنی بر هفت آماره می‌باشد که در جدول (۲) گزارش شده‌اند.

نتایج نشان می‌دهند که برای اکثر آماره‌های آزمون پدرونی، فرضیه صفر که عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای مدل است، به لحاظ آماری در سطح معناداری ۱ و ۵ درصد رد می‌شود و می‌توان از نتایج به دست آمده وجود رابطه



بی‌ثباتی سیاسی باعث کاهش رشد در کشورها می‌شود.

جدول (۳): نتایج تخمین مدل

نتایج تخمین مدل دیفرانسیلی GMM		نتایج تخمین مدل سیستمی GMM	
متغیرهای توضیحی	ضرایب	متغیرهای توضیحی	ضرایب
$\ln K_{i,t}$	۰/۱۳۵۹***	$\ln K_{i,t}$	۰/۳۳۵۲۷***
$\ln TR_{i,t}$	۰/۰۳۴۳۶***	$\ln TR_{i,t}$	۰/۰۰۹۹۷۲۸*
$\ln EC_{i,t}$	۰/۱۹۸۴۳***	$\ln EC_{i,t}$	۰/۳۶۸۹۶***
$\ln POL_{i,t}$	-۰/۱۲۸۶۵***	$\ln POL_{i,t}$	-۰/۲۹۷۳۴***
عرض از مبدأ	۵/۶۹۷۱۳***		

علائم **، * و * به ترتیب رد فرضیه صفر در سطح معناداری ۱۰، ۵ و ۱ درصد را بیان می‌کنند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه متغیرها در این مدل به صورت لگاریتمی وارد شده‌اند، ضرایب آنها بیانگر کشش می‌باشد. در مدل دیفرانسیلی GMM ضریب مثبت مصرف انرژی نشان دهنده این موضوع است که با تغییر ۱ درصد از مصرف انرژی، رشد اقتصادی به اندازه ۱۹/۸ درصد افزایش می‌یابد. در مدل سیستمی تخمین زده شده نیز علامت مورد انتظار برای متغیرها به دست آمده است به‌صورتی که نشان می‌دهد با تغییر ۱ درصدی مصرف انرژی، افزایش ۳۶/۸ درصدی رشد را در پی خواهیم داشت. به لحاظ نظری، انرژی به عنوان یکی از عوامل تولید به طور مستقیم بر رشد اقتصادی تأثیرگذار می‌باشد. اما افزایش تولید و مصرف انرژی داخلی تنها به بهای کاهش تولید در سایر بخش‌ها امکان‌پذیر خواهد بود. لذا در یک الگوی دو بخشی، اثر افزایش مصرف انرژی بر رشد اقتصادی از برآیند آثار مستقیم مثبت (به عنوان یک نهاده تولید) و آثار غیرمستقیم منفی (به صورت کاهش تولید بخش غیرانرژی) حاصل می‌گردد. آثار غیرمستقیم به ویژه برای کشورهای صادرکننده نفت چشم‌گیرتر است. زیرا افزایش مصرف انرژی داخلی در یک کشور وابسته به نفت، منجر به کاهش صادرات نفت و در نتیجه درآمدهای ارزی کمتر می‌شود. با توجه به وابستگی این کشورها به واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای، کاهش درآمدهای ارزی حاصله می‌تواند به کندی

برای تصمیم‌گیری در مورد به کارگیری روش اثرات ثابت یا اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می‌شود. این آزمون در حقیقت، آزمون ناهمبسته بودن اثرات انفرادی متغیرهای توضیحی است که طبق آن برآورد حداقل مربعات تعمیم یافته، تحت فرضیه H_0 ، سازگار و تحت فرضیه H_1 ناسازگار است. به عبارت دیگر با استفاده از روش اثرات تصادفی که در آن از تخمین زنده‌های حداقل مربعات تعمیم یافته استفاده می‌شود، فرضیه H_0 ، سازگاری ضرایب را نشان می‌دهد، در حالی که فرضیه H_1 مبتنی بر رد این سازگاری است. اگر با انجام آزمون هاسمن فرضیه H_0 رد نشود، روش مورد استفاده برای تخمین، روش اثرات تصادفی خواهد بود (بالتاجی، ۲۰۰۱: ۴۳۲). عدد آزمون هاسمن ۱۳/۵ و با احتمال ۰/۰۱۹۱ می‌باشد که نشان از تأیید روش حداقل مربعات تعمیم یافته دارد. با توجه به اینکه هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیرگذاری گردشگری، مصرف انرژی و بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو گروه دی هشت است، برای به دست آوردن نتیجه مستندتر با استفاده از هر دو روش تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی پنل GMM به بررسی تأثیر متغیرهای مورد نظر می‌پردازیم.

۳-۵- برآورد مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته

جدول شماره (۳) نتایج حاصل از تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی Panel-GMM را برای گروه کشورهای دی هشت گزارش می‌دهد.

نتایج حاصل از تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی Panel-GMM نشان می‌دهد که مصرف انرژی بیشترین اثر را بر روی رشد اقتصادی دوره مورد مطالعه داشته است. بدین معنی که کشورهایی که مصرف انرژی بیشتری داشته‌اند و سیاست‌های افزایش بهره‌وری را به خوبی اجرا کرده‌اند، رشد بالاتری را در دوره حاضر تجربه می‌کنند. دلیل تفاوت مقادیر به دست آمده برای ضرایب نیز، استفاده از متغیرهای ابزاری متفاوت در دو روش تخمینی یعنی مدل دیفرانسیلی GMM و مدل سیستمی GMM است. ضرایب سرمایه و گردشگری نیز تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورها داشته اما مطابق انتظار

رشد اقتصادی آنها بیانجامد اما نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست‌های کاهش رشد مصرف انرژی اثرات نگران کننده‌ای بر رشد اقتصادی کشورهای عضو خواهد داشت.

به لحاظ اقتصادی درآمد حاصل از جهانگردی خارجی برای هر کشوری در حکم صادرات محسوب می‌شود. بنابراین دامنه اثر گردشگری بسیار وسیع می‌باشد. زیرا با ورود ارز به کشور از طریق ضرب تکاثری، موجب تحرک اقتصادی می‌شود، در نتیجه گردشگری به عنوان یک منبع درآمدزا می‌باشد که از طریق ارز خارجی، افزایش درآمد، ایجاد اشتغال، تعادل در تراز پرداخت‌ها و توسعه زیرساخت‌ها منجر به رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین توسعه گردشگری در کشورهای عضو دی هشت که دارای پتانسیل فراوانی در این زمینه می‌باشند بسیار حیاتی می‌نماید. بر طبق برآورد دیفرانسیلی ۱ درصد تغییر در گردشگری، باعث ۳ درصد تغییر در رشد و بر اساس برآورد سیستمی باعث ۱ درصد تغییر در رشد اقتصادی می‌شود که مطابق با نتایج بالا قور و همکاران^۱ (۲۰۰۲: ۸۸۲)، فیس و همکاران^۲ (۲۰۰۹: ۳۳) و یآوری و همکاران (۱۳۸۹: ۲۴۱) است. بررسی رابطه پیچیده و تنگاتنگ ساختار سیاسی با ساختار اقتصادی همواره در کانون توجه پژوهشگران این عرصه بوده است. تجربیات دنیای واقع و مطالعات انجام شده در این حوزه بیش از آنکه یک ساختار اقتصادی خاصی را برای دستیابی به بهترین رشد اقتصادی تجویز کند این موضوع را مطرح می‌کند که نظام سیاسی فارغ از نوع و ماهیت آن به شدت نیازمند آرامش سیاسی است. ایجاد ثبات سیاسی در داخل کشور و جلب اعتماد همگانی نسبت به دولت در چارچوب قوانین کشور یک ضرورت جدی است تا به این ترتیب بتوان با برقراری آرامش ضمن کاهش فشارهای ناشی از تحریم‌های اقتصادی زمینه برای تبدیل تهدید به فرصت فراهم شود. در برآورد الگوی دیفرانسیلی، ادرصد افزایش (کاهش) در بی‌ثباتی سیاسی، باعث ۱۲/۸ درصد کاهش (افزایش) در رشد اقتصادی می‌شود. همچنین، بر اساس برآورد سیستمی، ادرصد افزایش (کاهش) در بی‌ثباتی سیاسی، باعث ۲۹/۷ درصد کاهش (افزایش) در رشد

اقتصادی می‌شود که مطابق با نتایج کامپوس و همکاران^۳ (۲۰۱۲: ۳۰۲)، خان و عمر^۴ (۲۰۱۱: ۵۴۷) و اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲: ۱۹۱) است.

نتایج حاصل از تخمین مدل دیفرانسیلی و سیستمی Panel-GMM در مورد متغیر سرمایه فیزیکی مثبت و معنی دار است. بر طبق برآورد دیفرانسیلی، ادرصد افزایش در سرمایه فیزیکی باعث ۱۳/۵ درصد افزایش در رشد اقتصادی شده و بر اساس برآورد سیستمی، ادرصد افزایش در سرمایه فیزیکی باعث ۳۳/۵ درصد افزایش در رشد اقتصادی می‌شود که مطابق با نتایج لوکاس^۵ (۱۹۹۸: ۴۰)، بارو (۱۹۹۱: ۴۴۱) و نیز یآوری و همکاران (۱۳۸۹: ۲۴۱) است.

جدول (۴): نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل

نتایج برای مدل سیستمی GMM		نتایج برای مدل دیفرانسیلی GMM	
ضرایب	آماره‌ها	ضرایب	آماره‌ها
۱۸۵۹/۷۳ (۰/۰۰)	والد	۱۱۲۴/۲۶ (۰/۰۰)	والد
۱۰/۳۷۲۶ (۱/۰۰)	سارگان	۱۴/۸۶۵۶ (۱/۰۰)	سارگان
(۰/۳۰۱)	AR(1)	(۰/۳۲۱)	AR(1)
-۱/۰۱۷۲۲		-۱/۰۶۹۷۸	
(۰/۳۲۹۳)	AR(2)	(۰/۳۵۴۳)	AR(2)
-۰/۹۷۵۵۶		-۰/۹۸۷۳۶۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۴) هم آزمون‌های تشخیصی دو مدل آورده شده که نتایج آزمون والد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معناداری ۱ درصد در هر دو مدل تخمینی رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی تأیید می‌شود. آماره‌های آزمون سارگان نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری را رد نمی‌کند. در نتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود. آماره‌های به دست آمده برای AR(1) و AR(2) عدم وجود همبستگی سریالی بر روی باقیمانده‌های مدل را نشان می‌دهند.

3. Campos et al. (2012)
4. Khan & Omar (2011)
5. Lucas (1998)

1. Balaguer et al. (2002)
2. Fayissa et al. (2009)



۶- بحث و نتیجه‌گیری

عملکرد کلی اقتصادی گروه کشورهای عضو دی-هشت برای بیش از ۲ دهه گذشته با توجه به پتانسیل‌ها و منابع طبیعی موجود، نسبت به سایر مناطق ضعیف و ناامید کننده است. در این مقاله مدل رشدی برای این کشورها برآورد کردیم که برخلاف مطالعات قبلی، به غیر از مصرف انرژی و گردشگری و سرمایه، شاخص بی‌ثباتی سیاسی به عنوان متغیر کنترل نیز برای توضیح رفتار رشد اقتصادی منطقه در مدل گنجانده شده است. نتایج ما نظریه رشد گردشگری باعث رشد اقتصادی می‌شود و فرضیه رشد باعث مصرف انرژی را در این مجموعه از کشورها تأیید می‌کند. با این حال نتایج مؤید این نکته است که رشد اقتصادی این کشورها بیشتر تحت تأثیر مصرف انرژی است تا سرمایه و گردشگری. علاوه بر این نتایج تجربی نشان می‌دهد که بی‌ثباتی سیاسی در این کشورها رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین عملکرد اقتصادی ضعیف این مجموعه کشورها در دو دهه گذشته را می‌توان ناشی از شرایط ناپایدار سیاسی در منطقه ارزیابی کرد. شرایط سیاسی عمده کشورهای مورد مطالعه حتی یک درجه بیشتر از بی‌ثباتی سیاسی و در حد تکه تکه شدن سیستم‌های سیاسی و آزادی کم اقتصادی در مقایسه با سایر مناطق جهان است (ماک دیسی و همکاران^۱، ۲۰۰۷: ۱۵).

با توجه به نتایج گزارش شده، می‌توانیم چهار سیاست به شرح زیر ارایه نماییم:

اول، چند مرحله سیاست‌گذاری مستمر به منظور افزایش سهم بخش گردشگری از رشد اقتصادی منطقه باید انجام شود. این مراحل عبارتند از: طرح‌های سیاستی برای ترویج گردشگری در منطقه، هماهنگی و تلاش برای افزایش گردشگران و توانمندی برای جذب گردشگران برای دیدار از چند کشور که در اولویت گردشگری قرار دارند، اجازه دادن به گردشگران بین‌المللی برای سفر به درون منطقه بدون نیاز به ویزای کشور به کشور. واضح است اجرای این اهداف نیاز به آزادسازی بیشتر، ادغام و ایجاد شرایط خاص برای گردشگران جهت ورود به منطقه دارد.

دوم، به منظور ترویج یکپارچگی بیشتر میان کشورهای مورد بررسی نیاز به توسعه نهادی و ادغام چارچوب‌های اقتصادی است. در این راستا نیاز به اصلاحات ساختاری مؤثر در زمینه‌هایی از قبیل آب و هوا، کسب و کار و سیاست‌های تجاری و حکومتی باید شتاب گیرد. هدف از این تلاش‌ها هماهنگی قوانین و مقررات مورد استفاده توسط کشورهای این منطقه است. علاوه بر این، هماهنگی میان نهادهای موجود در کشورهای این منطقه برای تمرکز بر مسائل مربوط به اداره امور شرکت‌ها با هدف توسعه فعالیت شرکت‌های خارجی و کاهش هزینه‌های معاملات صورت می‌گیرد. حتی سازگاری فعالیت‌های منطقه با سایر نقاط جهان در مسئله محیط زیست هم می‌تواند سیاستی مهم در جهت هماهنگی قوانین و سیاست‌ها تلقی گردد.

سوم، کشورهای مورد بررسی که در منطقه خاورمیانه قرار دارند، نیاز به اقداماتی برای بهبود حکومت، از جمله گام‌هایی برای بهبود خدمات عمومی و کیفیت این خدمات و مبارزه با فساد اداری و بهبود حقوق مالکان دارند. این مورد امکان همکاری ضروری منطقه‌ای را آسان‌تر می‌کند. تلاش برای این زمینه باید در مقیاس بزرگ‌تر برای امکان ایجاد کسب و کار و سرمایه‌گذاری برای آینده صورت گیرد.

چهارم، با توجه به اینکه افزایش سطح درآمد در کشور و یا منطقه شانس ایجاد دموکراسی پایدار را افزایش می‌دهد (لیپست^۲، ۱۹۵۹: ۱۰۳)، دولت‌های منطقه خاورمیانه باید اقداماتی برای تشویق ایجاد و یا افزایش ثبات سیاسی در منطقه انجام دهند. این امر منجر به جذب بیشتر گردشگران بین‌المللی شده که به نوبه خود منجر به رشد اقتصادی منطقه می‌شوند. بدیهی است این رشد می‌تواند با تشکیل سرمایه بیشتر و مصرف انرژی بر طبق نتایج ما صورت پذیرد. علاوه بر این، هماهنگی بین تولیدکنندگان و مصرف کنندگان نفت گروه، با برجسته سازی اهمیت همکاری بلندمدت باید تقویت گردد. دلیل این امر این است که در کشورهای در حال توسعه اصلاح و بهبود ارتباط بین بازارهای موجود در منطقه موجب افزایش سرعت رشد اقتصادی بلندمدت در منطقه می‌شود.

2. Lipset (1959)

1. Makdisi et al. (2007)

منابع

- اربابیان، شیرین؛ رفعت، بتول و اشرفیان‌پور، 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، ۹۷-۱۱۶.
- اصغری‌پور، حسین؛ احمدیان، کسری و منیعی، امید (۱۳۹۲). بررسی اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی در ایران: (رهیافت غیرخطی APARCH). *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۹۴-۱۷۵.
- آماده، حمید؛ شاکری، عباس و محمدیان، فرشته (۱۳۹۱). بررسی رابطه بین اندازه دولت و کیفیت محیط زیست (مطالعه موردی کشورهای OECD و OIC). *مطالعات اقتصادی کاربردی*، دوره ۱، شماره ۲، ۵۹-۲۷.
- 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 ۱۴، ۱۳۰-۱۱۳.
- جعفری‌صمیمی، احمد و خبره، شیما (۱۳۹۲). اثر گردشگری بر توسعه انسانی. *مجله برنامه‌ریزی و توسعه گردشگری*. سال دوم، شماره ۷، ۲۴-۱۱.
- حسن‌شاهی، حسین؛ حسن‌شاهی، مرتضی؛ نونژاد، مسعود و رحیمی، محسن (۱۳۹۰). رابطه علیت گرنجری بین مصرف انرژی، گردشگری و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی. *اولین همایش بین‌المللی مدیریت گردشگری و توسعه پایدار*. دانشگاه آزاد واحد مروودشت.
- حیدری، حسن؛ پروین، سهیلا و فاضلی، محمد (۱۳۸۹). رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی: مطالعه موردی کشورهای عضو اوپک حاشیه خلیج فارس. *فصلنامه اقتصاد مقداری (فصلنامه بررسی‌های اقتصادی)*، دوره ۷، شماره ۳، ۶۶-۴۳.
- داس ویل، راجر (۱۳۸۴). مدیریت جهانگردی: مبانی، راهبردها و آثار. ترجمه دکتر سید محمد اعرابی و داود ایزدی. تهران: دفتر پژوهش‌های فرهنگی.
- رنج‌پور، رضا؛ کریمی‌تکاملو، زهرا و نجفی نسب، میرحجت (۱۳۹۳). بررسی فرضیه "توریسم منجر به رشد" در ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۴۷. *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، جلد ۱، شماره ۳، ۱۳۴-۱۱۵.
- زارعی نمین، علی (۱۳۸۸). بررسی اثرات توسعه بخش توریسم بر رشد اقتصادی کشورهای دی هشت. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*. دانشگاه تربیت مدرس، گروه علوم انسانی.
- ضیائی، محمود و میرزایی، روزبه (۱۳۸۶). کتاب واژگان تخصصی فراغت، گردشگری و هتلداری. تهران: انتشارات ترمه.
- فاضلی ویسری، سمیرا؛ دودابی‌نژاد، امیر و سجادی، سیدحسین (۱۳۹۲). تحلیل رابطه بین رشد اقتصادی و مصرف برق در ایران. *نخستین کنفرانس ملی انجمن انرژی ایران*، پژوهشگاه نیرو، ۲۶ و ۲۷ مهرماه ۱۳۹۲.
- کمیجانی، اکبر؛ گرجی‌بندپی، ابراهیم و اقبالی، علیرضا (۱۳۹۲). اقتصاد سیاسی رشد اقتصادی. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۵، ۸۲-۶۱.
- کمیجانی، اکبر؛ گرجی‌بندپی، ابراهیم و اقبالی، علیرضا (۱۳۹۳). برآورد مدل جدیدی از سیکل‌های تجاری سیاسی: مورد مطالعه ایران. *فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی*، دوره ۱۸، شماره ۷۱، ۳۴-۱.
- محمدزاده، پرویز؛ بهبودی، داوود؛ فشاری، مجید و ممی‌پور، سیاب (۱۳۸۹). تخمین تابع تقاضای خارجی کل گردشگری ایران رهیافت (TVP). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۷.
- مهرآرا، محسن و زارعی، محمد (۱۳۹۰). اثرات غیرخطی مصرف انرژی بر رشد اقتصادی مبتنی بر رویکرد حد آستانه‌ای. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال دوم، شماره ۵، ۴۴-۱۱.



- میدری، احمد و خیرخواهان، جعفر (۱۳۸۳). حکمرانی خوب: بنیان توسعه، تهران، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی.
- یاوری، کاظم؛ رضا قلی‌زاده، مهدیه؛ آقایی، مجید و
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2008). Political Instability and Inflation Volatility. *Public Choice*, 135(3–4), 207–223.
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2013). How Does Political Instability Affect Economic Growth?. *IMF Working Paper*.
- Akinboade, O., & Braimoh, L. A. (2010). International Tourism and Economic Development in South Africa: A Granger Causality test. *International Journal of Tourism Research*, 12(2), 149–163.
- Alesina, A., & Drazen, A. (1991). Why Are Stabilizations Delayed?. *The American Economic Review*, 81(5), 1170–1188.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment. *European Economic Review*, 40(6), 1203–1228.
- Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth*, 1(2), 189–211.
- Al-mulali, U. (2011). Oil Consumption, CO₂ Emission and Economic Growth in MENA Countries. *Energy Policy*, 36(10), 6165–6171.
- Apergis, N., & Tang, C. F. (2013). Is the Energy-led Growth Hypothesis Valid? New Evidence from a Sample of 85 Countries. *Energy Economics*, 38, 24–31.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Test of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*, 58, 277–297.
- Balaguer, J., & Cantavella-Jorda, M. (2002). Tourism as a Long-Run Economic Growth Factor: The Spanish Case. *Applied Economics*, 34(7), 877–884.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons Inc, New York, USA.
- Barro, R. (1991). Economic Growth in a Cross
- Section of Countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106(12), 407–443.
- Bell, S. C., Malinska, J., McConaghy, P., & Rowais, S. A. (2012). Tourism in MENA: A Strategy to Promote Recovery, Economic Diversification and Job Creation. *MENA Knowledge Learn*, 78, 1–14.
- Belloumi, M. (2010). The Relationship between Tourism Receipts, Real Effective Exchange Rate and Economic Growth in Tunisia. *International Journal of Tourism Research*, 12(5), 550–560.
- Berndt, E. R., & Wood, D. O. (2000). Technology, Prices and the Derived Demand for Energy. *Review of Economics and Statistics*, 57, 259–268.
- Bride, J. G. & Zapata, S. (2010). Cruise Tourism: Economic, Socio-Cultural and Environmental Impacts. *International Journal of Leisure and Tourism Marketing*, 1(3), 205–226.
- Campos, N. F., & Nugent, J. B. (2002). Who is Afraid of Political Instability? *Journal of Development Economics*, 67(1), 157–172.
- Campos, N. F., Karanasos, M. G., & T. Tan (2012). Two to Tangle: Financial Development, Political Instability and Economic Growth in Argentina. *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 290–304.
- Castro, V., & Veiga, F. J. (2004). Political Business Cycles and Inflation Stabilization. *Economics Letters*, 83(1), 1–6.
- Fayissa, B., Nsiah, C., & Tadasse, B. (2009). The Impact of Tourism on Economic Growth and Development in Africa. Middle Tennessee State University, Department of Economics and Finance, *Working Papers*, 16, 12–36.
- Feder, G. (1983). On Exports and Economic Growth. *Journal of Development Economics Elsevier*, 12(1–2), 59–73.
- Fielding, D. (2000). Can Political Instability Generate Business Cycles? Evidence from the Intifada. Department of Economic, University of Leicester, *Working Paper*. www.le.ac.uk/
- Fletcher, Fuinhas, J. A., & Marques, A. C. (2011). Energy Consumption and Economic Growth

- Nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: An ARDL Bounds Test Approach (1965–2009). *Energy Economics*, 34(2), 511–517.
- Gökovali, U., & Bahar, O. (2006). Contribution of Tourism to Economic Growth: A Panel Data Approach. *Anatolia. An International Journal of Tourism and Hospitality Research*, 17(2), 155–167.
- Gunduz, L., & Hatemi-J, A. (2005). Is the Tourism-Led Growth Hypothesis Valid for Turkey?. *Applied Economics Letters*, 12(8), 499–504.
- Holtz-Eakin, D. Newey, D. & Rosen, H. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica*, 56(6), 1371–1395.
- Huang, B. N., Hwang, M. J., & Yang, C. W. (2008). Causal Relationship between Energy Consumption and GDP Growth Revisited: a Dynamic Panel Data Approach. *Ecological Economic*, 67(1), 41–54.
- Im, K.S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Ingram, H., Tabari, S., & Watthan akhomprathip, W. (2013). The Impact of Political Instability on Tourism: Case of Thailand. *World Wide Hospitality Tourism Themes*, 5(1), 92–103.
- Kaplan, M., Çelik, T. (2008). The Impact of Tourism on Economic Performance: The Case of Turkey. *The International Journal of Applied Economic & Finance*, 2(1), 13–18.
- Katircioğlu, S. T. (2009). Revisiting the Tourism – Led- Growth Hypothesis for Turkey Using the Bounds Test and Johansen Approach for Cointegration. *Tourism Management*, 30(1), 17–20.
- Khan, S., & Omar, S. (2011). Political Instability and Inflation in Pakistan. *Journal of Asian Economics*, 22(6), 540–549.
- Lean, H. H., & Tang, C. F. (2010). Is The Tourism-Led Growth Hypothesis Stable for Malaysia? *International Journal of Tourism Research*, 12(4), 375–378.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. (2002). Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Lipset, S. M. (1959), Some Social Requisites of Democracy. *The American Political Science Review*, 53(1), 69–105.
- Lucas, R. E. (1998). On the Mechanics of Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.
- Makdisi, S. Z., & Fattah, I. L. (2003). Determinants of Growth in the MENA Countries. Arab Planning Institute Working Paper 0301, Safat, State of Kuwait.
- Makdisi, S., Fattah, Z., & Limam, I. (2007). Determinants of Growth in the MENA Countries. http://www.arab-api.org/images/publication/pdfs/258/258_wps03_01.pdf. Or Elsevier
- Modeste, N. C. (1995). The Impact of Growth in the Tourism Sector on Economic Development: The Experience of Selected Caribbean Countries. *Economia International*, 48(3), 375–384.
- Morakabati, Y. (2008). Tourism Activity, Terrorism and Political Instability in the Common Wealth: the Case of Fiji and Kenya. *International Journal of Tourism Research*, 10, 537–556.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2008). Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration with Structural Breaks. *Energy Economic*, 30(5), 2331–2341.
- Nugent, N. F. (2002). Who is Afraid of Political Instability? *Journal of Development Economics*, 67(1), 157–172.
- Ockwell, D. G. (2008). Energy and Economic Growth: Grounding our Understanding in Physical Reality. *Energy Policy*, 36, 4600–4604.
- Payne, J., & Mervar, A. (2010). Research Note: The Tourism- Growth Nexus in Croatia. *Tourism Economics*, 16(4), 1089–1094.
- Sbia, R., Shahbaz, M., & Hamdi, H. (2014). A Contribution of Foreign Direct Investment, Clean Energy, Trade Openness, Carbon Emissions and Economic Growth to Energy Demand in UAE. *Economic Modelling*, 36, 191–197.
- Shahbaz, M., & Feridun, M. (2012). Electricity Consumption and Economic Growth. Empirical Evidence from Pakistan. *Quality and Quantity*, 46(5), 1583–1599.
- Shahbaz, M., & Leitão, N. C. (2013). Portuguese Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: a time series Analysis. *Bulletin Energy Economic*, 1(1), 1–7.



- Shahbaz, M., Tang, C. F., & Shahbaz Shabbir, M. (2011). Electricity Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal Using Cointegration and Causality Approaches. *Energy Policy*, 39(6), 3529–3536.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 100–125.
- Soytas, U., & Sari, R. (2009). Energy Consumption, Economic Growth, and Carbon Emissions: Challenges Faced by an EU Candidate Member. *Ecological Economics*, 68(6), 1667–1675.
- Stern, D. I. (2011). The Role of Energy in Economic Growth. CCEP Working Papers from Centre for Climate Economics & Policy, Crawford School of Public Policy, The Australian National University.
- Tang, C. F., & Abosedra, F. (2014). The Impacts of Tourism, Energy Consumption and Political Instability on Economic Growth in the MENA Countries. *Energy Policy*, 68, 458–464.
- Tang, C. F. (2008). A Re-Examination of the Relationship between Electricity Consumption and Economic Growth in Malaysia. *Energy Policy*, 36(8), 3077–3085.
- Tang, C. F. (2009). Electricity Consumption, Income, Foreign Direct Investment, and Population in Malaysia: New Evidence from Multivariate Framework Analysis. *Journal of Economic Studies*, 36(4), 371–382.
- Tang, C. F. (2013). Temporal Granger Causality and the Dynamics Relationship between Real Tourism Receipts, Real Income and Real Exchange Rates in Malaysia. *International Journal of Tourism Research*, 15(3), 272–284.
- Tang, C. F., & Abosedra, S. (2012). Small Sample Evidence on the Tourism-led Growth Hypothesis in Lebanon Tourism. <http://dx.doi.org/10.1080/13683500.2012.732044>.
- Tang, C. F., & Apergis, N. (2013). Sectoral Analysis of the Causal Relationship between Electricity Consumption and Real Output in Pakistan. *Energy Policy*, 60, 885–891.
- Tang, C. F., & Tan, E. C. (2012). Electricity Consumption and Economic Growth in Portugal: Evidence from a Multivariate Framework Analysis. *The Energy Journal*, 33(4), 23–48.
- Tang, C. F., & Tan, E. C. (2013). How Stable is the Tourism-Led Growth Hypothesis in Malaysia? Evidence from disaggregated Tourism Markets. *Tourism Management*, 37, 52–57.
- Tang, C. F., & Tan, E. C. (2013). Exploring the Nexus of Electricity Consumption, Economic Growth, Energy Prices and Technology Innovation in Malaysia. *Applied Energy*, 104, 297–305.
- U. S. Energy Information Administration (2013), <http://www.eia.gov/>
- Witt, S. F., & Martin, C. A. (1987). Econometric Models for Forecasting International Tourism Demand. *Journal of Travel Research*, 25, 23–30.

بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه)

A Study of the Factors Affecting Iran's Export (Gravity Model Application)

Javad Harati*, Mehdi Behrad-Amin**

Sanaz Kahrazeh***

جواد هراتی*، مهدی بهراد امین**

ساناز کهرازه***

Received: 23/Aug/2014

Accepted: 2/Feb/2015

پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۱۳

دریافت: ۱۳۹۳/۶/۱

Abstract:

Export as the engine of economic growth plays a key role in the global economy and is considered as the survival factor of countries in the global markets. Investigation of modern international trade models to identify the effective factors in the international trade is necessary for the expansion of global trade. In the present article, using the gravity model and panel data, the researchers examined the factors affecting Iran's export during the period of 2000- 2012. The countries under study were classified into two groups based on their geography and their level of development. The results of the estimated models with the dynamic ordinary least squares approach (DOLS) showed that Iran's export could be explained by the significant portion of factors included in the gravity model. Furthermore, the results are different with respect to geography and their level of development of business partners. The findings can potentially and practically pave the way for the important implications to design the trade policies and are of use to the authorities in Iran.

Keywords: Export, Gravity Model, Panel Data, Dynamic Ordinary Least Squares.

JEL: F1, F14, F4.

چکیده:

صادرات به عنوان موتور رشد اقتصاد و رمز بقای کشورها در بازارهای جهانی، نقش کلیدی را در عرصه اقتصاد جهانی ایفا می‌کند. یکی از الزامات گسترش تجارت خارجی، بررسی الگوهای مدرن تجارت بین‌الملل جهت شناسایی عوامل مؤثر بر تجارت کشورهاست. مقاله حاضر با استفاده از الگوی جاذبه مبتنی بر رویکرد داده‌های تابلویی به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران به شرکای تجاری‌اش طی دوره ۲۰۰۰-۲۰۱۲ می‌پردازد. کشورهای مورد مطالعه بر اساس مناطق جغرافیایی و سطح توسعه‌یافتگی طبقه‌بندی شده‌اند. نتایج برآورد الگو به روش حداقل مربعات پویا (DOLS) بیانگر آن است که صادرات ایران تا حدود زیادی با توجه به عوامل الگوی جاذبه قابل توجیه است. در عین حال نتایج با توجه به سطح توسعه کشورهای مورد مطالعه و مناطق جغرافیایی که شرکای تجاری در آن واقع شده‌اند، متفاوت است. این نتایج از نظر شناسایی عمده‌ترین شرکای تجاری ایران و طراحی سیاست‌های توسعه صادرات می‌تواند مورد استفاده برنامه‌ریزان قرار گیرد.

کلمات کلیدی: صادرات، الگوی جاذبه، داده‌های تابلویی، روش حداقل مربعات پویا.

طبقه‌بندی JEL: F1, F14, F4.

* استادیار اقتصاد دانشگاه بجنورد (نویسنده مسئول)

Email: j.herati@ub.ac.ir

** دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email: mehdi.gh39@gmail.com

*** دانشجوی کارشناسی اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان

Email: karasanaz@yahoo.com

* Assistant Professor of Economics, Faculty Member, Bojnord University, Bojnord, Iran, (Corresponding Author).

** Ph.D. Student of Economics, Sistan-Baloochestan University, Iran.

*** B.A. Student of Economics, Sistan-Baloochestan University, Iran.



۱- مقدمه

تجارت نقش مهمی در پویایی و رشد اقتصادی کشورها دارد. اغلب کشورها برای افزایش رشد اقتصادی به دنبال توسعه تجارت با سایر کشورها و تولید کالا بر اساس مزیت نسبی هستند (مصری نژاد و ابراهیمی، ۱۳۸۵: ۱۳۳-۱۱۵). در فرآیند فعلی جهانی شدن، گسترش تجارت خارجی از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است؛ به گونه‌ای که در سال‌های اخیر، تجارت بین‌الملل به نحو گسترده‌ای در دستور کار تمام کشورها قرار گرفته است. در این روند، کشورهای در حال توسعه که بخش بزرگی از جهان را تشکیل می‌دهند، از مشارکت فعالی در تجارت جهانی برخوردار بوده و به دنبال افزایش سهم خود از تجارت جهانی هستند؛ به طوری که در جغرافیای جدید تجارت بین‌الملل، کشورهای در حال توسعه (کشورهای جنوب) به تدریج به یکی از قطب‌های تجارت جهانی تبدیل شده‌اند. بر اساس آمار سازمان تجارت جهانی^۱ (۲۰۱۳) و آنکتاد^۲ (۲۰۱۳) افزایش چشم‌گیر ارزش کالاهای صادراتی و سهم کشورهای در حال توسعه از تجارت جهانی و افزایش تجارت جنوب- جنوب (در مواد اولیه و تولیدات) از مهم‌ترین تحولات تجارت جهانی در سال‌های اخیر بوده است. همچنین، رشد بالای اقتصادهای نوظهور (نسبت به میانگین رشد جهانی)، افزایش تولید و تجارت شبکه‌های خرد و حذف تدریجی موانع تجاری از مهم‌ترین دلایل رشد سریع کشورهای در حال توسعه بوده است.^۳

ایران نیز با تکیه بر مزایای نسبی و توانمندی‌های مختلف اقتصادی، می‌بایست با شناسایی فرصت‌های موجود، حجم تجارت خود را افزایش داده و موجبات رشد و رفاه اقتصادی را فراهم آورد. از این‌روی، مطالعه حاضر با توجه به سیاست کلی دولت مبنی بر افزایش تولید ناخالص داخلی و صادرات و همچنین خارج شدن از اقتصاد وابسته به نفت و لزوم افزایش درآمد ناشی از تولید ناخالص داخلی و خروج از رکود تورمی به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران پرداخته است. مطالعه حاضر اولین مطالعه‌ای است که عوامل مؤثر بر صادرات ایران به تمامی شرکای تجاری‌اش^۴ را در قالب الگوی جاذبه با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات پویا (DOLS)^۵ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده است. وجه تمایز دیگر تحقیق حاضر با مطالعات قبلی آن است که به منظور تجزیه و تحلیل عوامل مؤثر بر صادرات ایران، طرف‌های تجاری ایران به دو گروه طبقه‌بندی شده و به مقایسه و تحلیل نتایج پرداخته است. برای این منظور شرکای تجاری ایران بر اساس سطح توسعه‌یافتگی (کشورهای جنوب یا در حال توسعه و کشورهای شمال یا توسعه‌یافته) و همچنین بر اساس منطقه جغرافیایی که در آن واقع شده‌اند، طبقه‌بندی شده‌اند. انتظار می‌رود که ایران با کشورهایی که GDP بزرگ‌تری داشته، از لحاظ جغرافیایی، فرهنگی و مذهبی به ایران

صادرات جهان در سه ماهه چهارم سال ۲۰۱۳ نسبت به سه ماهه قبل ۱/۱ درصد کاهش یافته است. با توجه به این شاخص، کشورهای توسعه یافته به همان سطح از صادرات در سه ماهه چهارم سال ۲۰۱۳ نسبت به سه ماهه قبل پسند کرده‌اند. اما کشورهای در حال توسعه و اقتصادهای در حال گذار در این سه ماهه صادرات کمتری داشته‌اند. تجارت خدمات در سطح بین‌المللی در سال ۲۰۱۳ به میزان ۴ تریلیارد و ۷۰۰ میلیارد دلار رسید که رشد ۵ درصدی را نسبت به سال قبل نشان می‌دهد. در بخش خدمات بین سال‌های ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۳، تجارت کامپیوتر و خدمات اطلاعات (۹/۱ درصد رشد متوسط سالانه)، خدمات شخصی، فرهنگی و تفریحی (۸/۹ درصد) و سپس سایر خدمات کسب و کار و حرفه‌ای (۶/۸ درصد) رشد داشته‌اند. گفتنی است، کشورهای در حال توسعه بالاترین نرخ رشد را در بخش تجارت کامپیوتر و خدمات اطلاعات به میزان ۱۳ درصد در مقایسه با رشد کشورهای توسعه یافته در این بخش به میزان ۷/۵ درصد از سال ۲۰۰۸ ثبت کرده‌اند.

۴. کشورهای مورد مطالعه با توجه به محدودیت آمار در دوره مطالعه یعنی سال‌های ۲۰۰۰-۲۰۱۲ انتخاب شده است.

5. Dynamic Ordinary Least Squares

1. World Trade Organisation (WTO)

2. United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)

۳. بر اساس این گزارش‌ها، صادرات کالا و تجارت خدمات جهانی در سال ۲۰۱۳ به ترتیب ۲ و ۵ درصد افزایش یافته است. بر اساس برآوردهای آنکتاد و سازمان تجارت جهانی، صادرات کالا در جهان به میزان ۲/۱ درصد در سال ۲۰۱۳ رشد کرده است. بیشترین رشد صادرات در میان کشورهای در حال توسعه شرق آسیا (۶/۵ درصد) بوده است. همچنین، صادرات در شمال آفریقا بیشتر از شرق آسیا و به میزان ۱۰/۶ درصد می‌باشد. واردات کالا نیز به ویژه در کشورهای در حال توسعه غرب آفریقا به میزان ۸/۶ درصد و در آسیای شرقی ۶/۲ درصد رشد داشته است. آمار و ارقام سه ماهه چهارم سال ۲۰۱۳ نشان می‌دهد که صادرات کالا در جهان و حجم واردات به ترتیب ۳/۶ درصد و ۲/۸ درصد افزایش داشته است. کشورهای در حال توسعه سریع‌ترین رشد صادرات در میان گروه‌های اصلی به میزان ۴/۲ درصد را تجربه کرده‌اند، پس از آن نیز مناطق توسعه‌یافته جهان با ۳/۲ درصد بیشترین رشد صادرات را در سال ۲۰۱۳ تجربه کرده‌اند. بر اساس یک برآورد فصلی نیز حجم

محصولات غیرهمگن و با فرض ترجیحات با کشش جانشینی ثابت اقدام به استخراج الگوی جاذبه نمودند. دیاردورف^۳ (۱۹۹۸) نشان داد که الگوی جاذبه را می‌توان از الگوی هکچر-اولهین (H-O) و تجارت بر مبنای تفاوت در موجودی عوامل تولید کشورها به دست آورد. برگستراند^۴ (۱۹۸۵) قیمت‌های چندگانه صادرات و واردات را به عنوان عامل تعیین‌کننده جریان تجارت دوجانبه، در چارچوب الگوی هکچر-اولهین (H-O) وارد نموده و معادله جاذبه را استخراج نمود. هلمن و کروگمن^۵ (۱۹۸۵: ۱۴۳) به معرفی رقابت انحصاری و بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس (IRS) به عنوان عامل مزیت نسبی پرداخته و الگوی جاذبه را با جریان‌ات تجارت آزاد، جهت توضیح تجارت درون صنعت بین کشورها با موجودی عوامل و بهره‌وری نیروی کار استخراج نمودند. ایتون و کورتوم^۶ (۲۰۰۲) الگوی جاذبه را از الگوی ریکاردو و تجارت بر مبنای تفاوت نسبی فناوری بین کشورها استخراج نمودند. فینسترا^۷ (۲۰۰۴: ۴۳) تفاوت قیمت بین کشورها را به عنوان یک مانع تجارت در الگوی جاذبه وارد نمود.^۸

همچنین گروهی از مطالعات در راستای توسعه الگوی جاذبه، متغیرهای توضیحی دیگری (به غیر از درآمد و مسافت) را به الگوی جاذبه اولیه اضافه نمودند. در این رابطه وی^۹ (۱۹۹۶) برای اولین بار عامل زبان مشترک را در معادله جاذبه وارد نمود. افرادی مانند رز و وین‌کوپ^{۱۰} (۲۰۰۱)، استوادیواردور^{۱۱} (۲۰۰۶)، فلبرمایر و کوهلر^{۱۲} (۲۰۰۶) و

نزدیک‌ترند و در یک بلوک یا موافقت‌نامه تجاری قرار دارند، مراوده تجاری بیشتری داشته باشد. بنابراین، تحقیق حاضر در پی یافتن پاسخ به پرسش‌های زیر می‌باشد:

- ۱- آیا افزایش GDP شرکای تجاری ایران می‌تواند موجب افزایش حجم صادرات ایران به این کشورها گردد؟
 - ۲- تأثیر فاصله جغرافیایی بین ایران و شرکای تجاری بر حجم صادرات ایران چگونه است؟
 - ۳- آیا شباهت در تولید ناخالص داخلی ایران و شرکای تجاری موجب افزایش حجم صادرات ایران به این کشورها شده است؟
 - ۴- آیا نزدیکی فرهنگ ایران و شرکای تجاری می‌تواند افزایش صادرات ایران به این کشورها را در پی داشته باشد؟
 - ۵- تأثیر وجود موافقت‌نامه تجاری میان ایران و شرکای تجاری بر حجم صادرات ایران به این کشورها چگونه است؟
- قسمت‌های مختلف مقاله به این صورت سازماندهی شده است. در بخش دوم تعدادی از مطالعات انجام شده در حوزه صادرات و عوامل مؤثر بر آن در قالب الگوی جاذبه مرور شده است. در بخش سوم مبانی نظری و الگوی جاذبه مورد استفاده معرفی شده و در بخش چهارم برآورد تجربی الگو و تجزیه و تحلیل نتایج بیان شده است. در نهایت در بخش پنجم، به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- مروری بر مطالعات گذشته

مطالعات خارجی و داخلی زیادی با استفاده از الگوهای تجارت به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات کشورها پرداخته‌اند. بخش قابل توجهی از مطالعات خارجی با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی تجارت دوجانبه و عوامل مؤثر بر آن می‌پردازند. این گروه از مطالعات را می‌توان به دو دسته مطالعات نظری و تجربی تقسیم نمود. مطالعات نظری بسیاری با هدف برطرف نمودن محدودیت‌های الگوی جاذبه اولیه اقدام به توسعه پایه‌های خرد و استخراج الگوی جاذبه در چارچوب الگوهای مختلف تجارت نموده‌اند. در این رابطه آندرسون^۱ (۱۹۷۹) با استفاده از الگوی تعادل عمومی و آرمینگتون^۲ (۱۹۶۹) با

3. Deardorff (1998)

4. Bergstrand (1985)

5. Helpman & Krugman (1985)

6. Eaton & Kortum (2002)

7. Feenstra (2004)

۸. به منظور الگوسازی تفاوت قیمت بین کشورها در الگوی جاذبه سه روش از سوی محققین پیشنهاد شده است. در اولین روش که توسط برگستراند (۱۹۸۵) و بایر و برگستراند (۲۰۰۱) پیشنهاد شده است، شاخص قیمت‌ها به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری اثرات قیمت معرفی شده است. در دومین روش اثرات مرزی به عنوان برآوردی از اثرات قیمت توسط آندرسون و وین‌کوپ (۲۰۰۳) معرفی شده است. در نهایت ردینگ و ونابلز (۲۰۰۰) و رز و وین‌کوپ (۲۰۰۱) رهیافت اثرات ثابت را به عنوان معیاری از تفاوت قیمت بین کشورهای شریک تجاری در نظر می‌گیرند.

9. Wei (1996)

10. Rose & Wincoop (2001)

11. Estevadeoradar (2006)

12. Felbermayr & Kohler (2006)

1. Anderson (1979)

2. Armington (1969)



(۱۳۹۲) به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات پرداخته‌اند. در این رابطه تأثیر متغیرهایی مانند سرمایه‌گذاری خارجی، رشد اقتصادی، مخارج دولت، رابطه مبادله تجاری، شکاف تولید بین بخش نفت و سایر بخش‌ها، توزیع درآمد، سبک زندگی در بازارهای هدف، سیاست‌های پولی، مالی و ارزی، موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای، فشارهای بین‌المللی و کاربرد تجارت الکترونیک بر صادرات یک محصول یا یک بخش خاص یا کل صادرات مورد مطالعه قرار گرفته است. از سوی دیگر مطالعاتی مانند آذربایجانی و همکاران (۱۳۹۰)، راسخ جهرمی و عایدی (۱۳۹۰)، کمیجانی و حاجی (۱۳۹۱)، نوری و نویدی (۱۳۹۱) به بررسی تأثیر صادرات بر دیگر متغیرهای اقتصادی (مانند بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی و...) پرداخته‌اند.

علاوه بر این، با توجه به اهمیت ثبات درآمدهای صادراتی، مطالعات زیادی به بررسی عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی صادرات می‌پردازند. مطالعات انجام شده توسط توکلی (۱۳۷۸)، شریزه‌ای و وفایی‌سدهی (۱۳۸۲)، رازینی و قبادی (۱۳۸۳)، محسنی (۱۳۸۴)، کریمی‌هسینجه (۱۳۸۵)، غلامی (۱۳۸۵)، شهسوار و دهقان (۱۳۸۸)، احسانی و همکاران (۱۳۸۸)، کازرونی و فشاری (۱۳۸۹)، جعفری‌صمیمی و همکاران (۱۳۹۱) و مولائی و همکاران (۲۰۱۲) از این جمله می‌باشند. عمده این مطالعات به بررسی نقش و تأثیر بی‌ثباتی نرخ ارز، به عنوان یک متغیر کلیدی و اثرگذار بر درآمدهای صادراتی پرداخته‌اند.

هرچند مطالعات داخلی نسبتاً زیادی به بررسی عوامل مؤثر بر تجارت ایران و ارتباط متقابل بین تجارت و دیگر متغیرهای اقتصادی پرداخته‌اند، اما کمتر مطالعه‌ای با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی عوامل مؤثر بر حجم تجارت ایران و دیگر کشورها پرداخته است. این در حالی است که به اعتقاد فینسترا (۲۰۰۴) کمتر مطالعه تجربی در حوزه تجارت بین‌الملل می‌توان یافت که به نوعی از معادله جاذبه استفاده نکند. بیشترین کاربرد مدل جاذبه در توضیح الگوهای تجارت دوجانبه، ارزیابی بلوک‌های تجاری منطقه‌ای و قابلیت یک‌پارچه‌سازی منطقه‌ای، بررسی ایجاد و انحراف تجارت و برآورد تجارت بالقوه بوده است (پروچان، ۲۰۰۱: ۲۸۰-۲۶۵). بر این اساس گروهی از مطالعات با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی همگرایی

باراناوا^۱ (۲۰۰۸) متغیرهای اندازه دولت و مستعمره بودن را به الگوی جاذبه وارد نمودند. دالگین^۲ (۲۰۰۳) ضمن اضافه نمودن متغیر درآمد و مربع آن اقدام به توسعه الگوی لیندر نمود. لین^۳ (۲۰۰۵) اقدام به توسعه نظری الگوی جاذبه با وجود کالاهای غیرقابل تجارت نمود.

مطالعات تجربی که در قالب الگوی جاذبه به بررسی الگوی تجارت کشورها پرداخته‌اند، با استفاده از داده‌های ترکیبی به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی بر حجم تجارت دوجانبه بین کشورهای مختلف می‌پردازند. نتیجه کلی این مطالعات بیانگر آن است که الگوی جاذبه بخش قابل توجهی از حجم تجارت بین کشورهای مختلف را توضیح می‌دهد. در این راستا، هوملز^۴ (۱۹۹۹) نشان داد که کشورهای دارای زبان مشترک از حجم تجارت بیشتری برخوردار هستند. ایوانت و کیلر^۵ (۲۰۰۲) شواهد تجربی مبتنی بر تأیید هر دو الگوی تجارت بین صنایع^۶ هکچر-اوهلین و تجارت درون صنعت^۷ هلیمن-کروگمن یا تخصص ناقص را به دست آوردند. وی چاین کوه^۸ (۲۰۱۱) پتانسیل تجاری بروئی دارالسلام را با استفاده از داده‌های ترکیبی و طی دوره ۲۰۱۲ - ۲۰۰۰ مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. آسوال^۹ (۲۰۱۴) به تحلیل عوامل مؤثر بر صادرات کشور هند به ۶۴ کشور (توسعه یافته و در حال توسعه) طی دوره ۲۰۱۲ - ۱۹۹۲ پرداخت.

مطالعات داخلی در حوزه تجارت و عوامل مؤثر بر آن را می‌توان به چند گروه تقسیم نمود. بسیاری از این مطالعات به بررسی ارتباط متقابل بین صادرات و متغیرهای اقتصادی می‌پردازند. مطالعاتی مانند هوشمند و همکاران (۱۳۸۹)، راسخ جهرمی و عایدی (۱۳۹۰)، فرجی و شاکری سیاوشانی (۱۳۹۱)، سرورزاده و همکاران (۱۳۹۱)، امیرعضدی و همکاران (۱۳۹۲)، برقندان و فرج‌زاده (۱۳۹۲)، پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲)، پورفرج و خالقیان (۱۳۹۳) و جلیلی

1. Baranava (2008)
2. Dalgin (2003)
3. Line (2005)
4. Hummels (1999)
5. Evenett & Keller (2002)
6. Inter-Industry
7. Intra-Industry
8. Wee Chian Koh (2011)
9. Aswal (2014)

اقتصادی و همزمانی چرخه‌های تجاری بین کشورهای مختلف می‌پردازند. طیبی و معلمی (۱۳۸۰)، آذربایجانی و کریمی هسینجه (۱۳۸۲)، یآوری و اشرف‌زاده (۱۳۸۴)، جلالی و سلیمانی (۱۳۸۵)، شکیبایی و بطا (۱۳۸۸)، امامی و همکاران (۱۳۸۹)، لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۰)، عابدینی (۱۳۹۰) و سوری و تشکینی (۱۳۹۲) از این مطالعات می‌باشند. این گروه از مطالعات با استفاده از داده‌های پانل به بررسی پتانسیل تجاری ایران و یکپارچگی اقتصادی ایران و پتانسیل صادراتی ایران با مجموعه کشورهای عضو بلوک مناطق آسیای جنوب غربی، کشورهای اسلامی آسیای جنوب غربی، کشورهای آسیای مرکزی، آمریکای لاتین، اکو، جنوب شرق آسیا (ASEAN) پرداخته‌اند. نتیجه مشترک این مطالعات بیانگر آن است که افزایش همکاری‌های اقتصادی بین ایران و مناطق یاد شده موجب افزایش قابل ملاحظه‌ای در جریان‌های تجاری دو جانبه می‌گردد.

مطالعات داخلی با استفاده از الگوی جاذبه به بررسی و آزمون پتانسیل همگرایی و یک‌پارچه سازی تجاری بین ایران و مجموعه کشورهای حاضر در یک بلوک منطقه‌ای پرداخته‌اند. در حالی که مطالعه حاضر با بهره‌گیری از الگوی بسط داده شده کروگمن و هلپمن به بررسی عوامل اقتصادی، جغرافیایی و فرهنگی مؤثر بر صادرات ایران با گروه‌های مختلفی از کشورهای بر حسب توسعه‌یافتگی و مناطق جغرافیایی می‌پردازد.

۳- مبانی نظری و ساختار الگو

از آنجا که درک شهودی بسیاری از قوانین و روابط اجتماعی و اقتصادی نسبتاً مشکل می‌باشد، در اغلب موارد برای توضیح این‌گونه روابط از قوانین علوم طبیعی مانند فیزیک یا زیست‌شناسی کمک گرفته می‌شود. به عنوان مثال می‌توان به الگوی صید و صیاد^۱ در بحث انتشار فناوری و معادلات لوتکا-ولترا^۲ که توسط گودوین^۳ در بحث چرخه‌های تجاری

به‌کار گرفته شده است، اشاره کرد. هرچند کاربرد الگوها و مدل‌های علوم طبیعی (مانند فیزیک) توسط اقتصاددانان مکتب اتریشی و نهادگرایان با انتقاد مواجه بوده است، اما اعتبار بالای این الگوها در مطالعات تجربی باعث به‌کارگیری آنها توسط پژوهش‌گران علم اقتصاد و علوم اجتماعی گردیده است.^۴ به اعتقاد هید^۵ (۲۰۰۳) معادله جاذبه^۶ نیز از این دسته الگوها می‌باشد. در دهه ۱۸۶۰، قانون نیوتون توسط اچ. گری^۷ از فیزیک به حیطه مطالعات رفتار انسانی وارد شد و کاربرد گسترده‌ای در علوم اجتماعی پیدا کرد. در ابتدا پژوهش‌گران علوم اجتماعی این قانون را برای توصیف و آزمون پدیده اجتماعی مهاجرت یا جریان آمد و شد که خصوصیت آن انتقال یا جریان بین دو (یا بیش از دو) منبع می‌باشد، مورد استفاده قرار می‌دادند. بعدها این معادله در مباحث اقتصادی نیز وارد گردید. اقتصاددانانی مانند تینبرگن و هیندریکاس^۸ (۱۹۶۲) از جمله اولین افرادی بودند که الگوی جاذبه را در مطالعه جریان‌های تجاری بین کشورها مورد استفاده قرار دادند.

در ساده‌ترین حالت بر اساس الگوی جاذبه (با فرض ثابت بودن سایر چیزها) تجارت بین کشورها با GDP این کشورها ارتباط مستقیم (یا مثبت) و با فاصله جغرافیایی دو کشور ارتباط معکوس (منفی) دارد؛ به طوری که هرچه فاصله بیشتر باشد تجارت بین دو کشور کم‌تر است (دقیقاً مانند قانون جاذبه نیوتن در فیزیک؛ هر چه فاصله دو جرم بیشتر، شدت جاذبه کمتر). به عبارت دیگر هرچه دو کشور از نظر اقتصادی (با توجه به ارزش GDP) بزرگ‌تر و فاصله جغرافیایی آنها به هم نزدیک‌تر باشد، انتظار داریم که حجم تجارت بین آنها نیز بیش‌تر باشد. به بیان دیگر بر اساس الگوی جاذبه انتظار می‌رود

(X) تعداد شکار (برای مثال، خرگوش) و محور عمودی (Y) معرف تعداد شکارچی (برای مثال روباه) است.

3. Goodwin

۴. لودویک فن‌میزس از جمله اقتصاددانان طرفدار مکتب اتریشی و جان راجر کامونز و داگلاس نورث از جمله اقتصاددانان مکتب نهادگرایی هستند که استفاده از این الگوها را در اقتصاد مورد انتقاد قرار داده‌اند.

5. Head (2003)

6. Gravity Equation

7. H.Gary

8. Tinbergen & Endricus (1962)

1. Prey-Predator

2. Lotka-Volterra Equations

این سیستم معادلات، مثالی از الگوی کولوموگروف است، که شامل یک زوج معادله تفاضلی، غیرخطی، مرتبه اول است که به منظور توصیف پویایی‌های سیستم‌های بیولوژیک در فضای دوبعدی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این فضا محور افقی



عضویت در بلوک‌های تجاری (مانند اتحادیه‌های مشترک^۹ و نواحی آزاد تجاری (FTA)^{۱۰}) یا پول رایج به عنوان عوامل اثرگذار بر جریان تجارت دوجانبه به الگوی اولیه جاذبه اضافه گردید^{۱۱}. این دسته متغیرها، تأثیر عواملی مانند تاریخ، فرهنگ، زبان و روابط اجتماعی را بر حجم تجارت دوجانبه در بردارد.

۳-۱- استخراج معادله جاذبه

در این قسمت با بهره‌گیری از الگوی اولیه تینبرگن (۱۹۶۲) و لینمان (۱۹۶۶) به استخراج الگوی جاذبه می‌پردازیم. برای این منظور ساده‌ترین شکل معادله جاذبه را به صورت رابطه (۱) در نظر می‌گیریم. در این رابطه تجارت دوجانبه بین کشور i و j متناسب با GDP دو کشور (Y_i, Y_j) و مسافت بین آنها (D_{ij}) به عنوان یک پروکسی برای هزینه‌های حمل و نقل است.

$$T_{ij} = A \frac{(Y_i \cdot Y_j)^\alpha}{D_{ij}^\beta} \quad (1)$$

در رابطه فوق، A ، مقدار ثابت؛ T_{ij} ، حجم تجارت بین دو کشور i و j ؛ Y_i ، اندازه اقتصادی کشور i ؛ Y_j ، اندازه اقتصادی کشور j و D_{ij} فاصله جغرافیایی بین دو کشور i و j می‌باشد. معادله (۱) فرم تصریح شده‌ای از مدل جاذبه نیوتون است، که در آن تجارت دوجانبه تابعی مثبت از درآمد و تابعی منفی از فاصله پیش‌بینی شده است. به طور معمول برای نشان دادن اندازه اقتصادی کشورها از متغیر تولید ناخالص داخلی استفاده می‌شود. در واقع، هرچه اندازه اقتصادی کشوری بزرگ‌تر باشد، عرضه و تقاضای آن بیشتر شده و حجم مبادلات تجاری آن با شرکای تجاری بیشتر است. به عبارت دیگر، تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبتی بر جریان‌های تجاری دو جانبه دارد. همچنین متغیرهایی چون فاصله بین پایتخت دو شریک تجاری، مسافت بین دو بندر بر حسب کیلومتر یا مایل، مدت سفر و هزینه حمل و نقل برای نشان دادن فاصله به کار می‌روند. متغیر فاصله موجود در معادله بیانگر بخشی از هزینه‌های تجارت نظیر حمل و نقل، بیمه، آسیب‌پذیری و

از یک سو هرچه تولید ناخالص ملی سرانه کشور بیشتر باشد، تمایل به تولید کالاهای متنوع و تخصصی و از این‌روی تجارت این‌گونه کشورها با یکدیگر بیشتر باشد. از سوی دیگر هرچه فاصله جغرافیایی بین کشورها کمتر باشد انتظار می‌رود حجم تجارت دوجانبه بین کشورها بیشتر باشد. با توجه به اینکه الگوی جاذبه اولیه فاقد پایه نظری بوده و هزینه‌های تجارت را در نظر نمی‌گرفت، برای یک دوره نسبتاً طولانی از اواخر دهه ۱۹۶۰ تا اواخر دهه ۱۹۷۰ کمتر مورد توجه محققان قرار گرفت. اما با توجه به قدرت و اعتبار آن در مطالعات تجربی مجدداً مورد توجه اقتصاددانان واقع گردید. از این دوره تلاش‌هایی در جهت استخراج معادله جاذبه بر پایه یک الگوی نظری آغاز گردید. شماری از محققین از جمله لینمان^۱ (۱۹۶۶)، اندرسون^۲ (۱۹۷۹)، برگستراند^۳ (۱۹۸۵)، دیردورف^۴ (۱۹۹۵)، ایچینجری و ایروین^۵ (۱۹۹۸)، راج^۶ (۱۹۹۹)، بروس و ایگر^۷ (۱۹۹۹) و ایگر (۲۰۰۰) برای اثبات نظری الگوی جاذبه تلاش وافر به عمل آوردند و به توسعه مبانی نظری معادله جاذبه پرداختند^۸. بر این اساس معادله جاذبه در تجارت بین‌الملل به یکی از حائز اهمیت‌ترین یافته‌های تجربی اقتصادسنجی که امکان برآورد جریان‌های تجارت دو طرفه در یک مقطع زمانی خاص و به طور همزمان از دیدگاه کشور صادرکننده و واردکننده را فراهم می‌آورد، تبدیل گردید. در نتیجه توسعه الگوی جاذبه متغیرهایی مانند هزینه‌های حمل و نقل، جمعیت، مرز مشترک و زبان مشترک و

1. Linnman (1966)
2. Anderson (1979)
3. Bergstrand (1985)
4. Deardorff (1995)
5. Eichengree & Irwin (1998)
6. Rauch (1999)
7. Breuss & Egger (1999)

۸. به عنوان مثال آندرسن (۱۹۹۷) تلاش نمود تا الگوی جاذبه را براساس سه الگوی تجارت مختلف که هریک مبنای متفاوتی برای تولید تخصصی کشورها در نظر می‌گیرند، استخراج کند. این الگوها شامل، الگوی تجارت ریکاردو (که تفاوت در تکنولوژی را مبنای تجارت در نظر می‌گیرد)، الگوی تجارت هکشر-اوهلین (که تفاوت در موجودی عوامل و شدت کاربری عوامل تولید را مبنای تجارت قرار می‌دهد) و الگوی بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس یا رقابت انحصاری (که وجود بازدهی فزاینده در سطح بنگاه‌های تولید را عامل تولید تخصصی و تجارت در نظر می‌گیرد) است.

9. Customs Unions
10. Free Trade Area

۱۱. بسیاری از این متغیرها از طریق وارد نمودن متغیر مجازی به صورت کمی در الگوی جاذبه لحاظ می‌گردد.

مشاهده باشد.^۱

RX_{ijt} : صادرات واقعی کشور i به کشور j

$TGDP_{ijt}$: حاصل جمع GDP های کشور i و کشور j در دوره زمانی t

$SGDP_{ijt}$: شباهت GDP میان کشور i و j

$DPIC_{ijt}$: تفاوت در درآمد سرانه میان کشور i و j

RER_{ijt} : نرخ واقعی ارز بین دو کشور i و j

DIS_{ijt} : فاصله بین پایتخت کشور i و j

CL_{ijt} : زبان مشترک میان دو کشور

CB_{ijt} : مرز مشترک

CC_{ijt} : مستعمره مشترک

RTA_{ijt} : وجود موافقت نامه تجاری بین دو کشور i و j

ε_{ijt} : جزء خطا

$SGDP$ ^۳ شاخص شباهت GDP است. این شاخص نشان می‌دهد چگونه حجم و میزان تجارت با اندازه نسبی کشورها در ارتباط می‌باشد؛ به طوری که ضریب β_3 نشان‌دهنده تأثیر شاخص اندازه پراکندگی^۴ است. این شاخص برای اولین بار توسط کروگمن و هلیمن (۱۹۸۷) برای توضیح تجارت بین دو کشور مورد استفاده قرار گرفت.^۵ این شاخص به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$SGDP_{ijt} = \ln \left[1 - \left(\frac{GDP_{it}}{GDP_{it} + GDP_{jt}} \right)^2 + \left(\frac{GDP_{jt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}} \right)^2 \right] \quad (6)$$

۱. اگر Z_j برای همه افراد قابل مشاهده باشد، مدل اثرات یکسان بوده و $\alpha Z_j = \alpha$ خواهد بود. اگر Z_j مشاهده شده نباشد اما با متغیرهای توضیحی همبستگی داشته باشد، در این صورت برای هر گروه یک عرض از مبدأ داشته و مدل اثرات ثابت خواهد بود؛ $\alpha Z_j = \alpha_j$. اگر ناهمگنی‌های فردی یا مقطعی قابل مشاهده نبوده و با متغیرهای توضیحی همبستگی نداشته باشند، مدل اثرات تصادفی خواهد بود و $\alpha Z_j = E(\alpha Z_j) + u_i$ خواهد بود (برای مطالعه بیشتر رجوع کنید به سوری، ۱۳۹۳، مبحث داده‌های ترکیبی).

۲. لازم به ذکر است، از آنجا که مطالعه حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران به شرکای تجاری این کشور می‌پردازد، در تمامی روابط آندیس i اشاره به کشور ایران دارد.

3. Similarly of Gross Domestic Product

4. Size Dispersion Index

۵. از دیگر مطالعاتی که از این شاخص استفاده نموده‌اند می‌توان به Breuss & Kabir & Salim (2010)، Baltagi et al. (2003)، Egger (1999) و Ahmad & Pentecost (2011) اشاره نمود.

فسادپذیری کالاها است. بنابراین افزایش فاصله میان دو کشور اثری منفی بر جریان تجارت میان کشورها دارد. با در نظر گرفتن این فرض که جمعیت‌های بزرگ‌تر حجم تجارت بزرگ‌تری را به دنبال خواهد داشت، اندازه جمعیت هر دو کشور صادرکننده و واردکننده اغلب به عنوان یک متغیر توضیحی در معادله وارد می‌شود. بر این اساس رابطه (۲) به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$T_{ij} = A \frac{(Y_i \cdot Y_j)^\alpha (P_i \cdot P_j)^\beta}{D_{ij}^\lambda} \quad (2)$$

با یک مرتب‌سازی ساده رابطه زیر به دست می‌آید:

$$T_{ij} = A \frac{(P_i \cdot Y_i)^\alpha (P_j \cdot Y_j)^\beta}{D_{ij}^\lambda} \quad (3)$$

اگر از هر دو طرف معادله لگاریتم بگیریم، معادله خطی به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\log T_{ij} = A^* + \alpha \log(P_i \cdot Y_i) + \beta \log(P_j \cdot Y_j) + \lambda \log D_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

که در آن A^* ، لگاریتم A ، P_i ، جمعیت کشور i و P_j ، جمعیت کشور j است. α ، β و λ پارامترهای برآوردی هستند. ε_{ij} معرف جزء خطا با توزیع نرمال است.

با اضافه نمودن متغیرهای شباهت فرهنگی (مانند زبان مشترک، مستعمره مشترک و دین مشترک)، مرز مشترک (که نشان‌دهنده هزینه حمل و نقل است)، وجود موافقت‌نامه‌های تجاری و دیگر عوامل اقتصادی مانند سیاست‌های تجاری، الگوی مورد استفاده در مطالعه حاضر، که الگوی جاذبه ارائه شده توسط کروگمن و هلیمن (۱۹۸۵) می‌باشد، به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\ln RX_{ijt} = \alpha Z_j + \beta_1 \ln TGDP_{ijt} + \beta_2 SGDP_{ijt} + \beta_3 DPIC_{ijt} + \beta_4 \ln RER_{ijt} + \beta_5 \ln DIS_{ij} + \beta_6 CL_{ij} + \beta_7 CB_{ij} + \beta_8 CC_{ij} + \beta_9 RTA_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

در الگوی فوق تعریف متغیرها به صورت زیر است:

Z_j خصوصیات ویژه هر مقطع (کشور) را نشان می‌دهد که در واقع ناهمگنی‌های بین گروهی (مقطع) را منعکس می‌کند. در عین حال Z_j شامل یک جمله ثابت و مجموعه‌ای از متغیرهای خاص هر گروه است که ممکن است قابل مشاهده یا غیرقابل



تولید ناخالص داخلی بر حسب نرخ ثابت دلار ۲۰۰۵ آمریکا، سرانه تولید ناخالص داخلی و همچنین داده‌های درآمد سرانه کشورها بر اساس نرخ ثابت دلار ۲۰۰۵ آمریکا از پایگاه داده بانک جهانی گردآوری و نرخ تبادل ارز کشورها با دلار آمریکا از پایگاه داده آمار آنکتاد به دست آمده است. داده‌های مورد استفاده متعلق به دوره ۲۰۱۲ - ۲۰۰۰ می‌باشد. جامعه آماری مطالعه شامل کشورهایی است که طی دوره مذکور با ایران مرادلات تجاری داشته‌اند.^۴ طرف‌های تجاری ایران به دو صورت طبقه‌بندی شده و مورد بررسی قرار گرفته‌اند؛ یک طبقه‌بندی به صورت کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای در حال توسعه می‌باشد و طبقه‌بندی دیگر بر اساس منطقه جغرافیایی که کشورها در آن واقع شده‌اند، صورت یافته است.^۵

۴. کشورهایی که داده‌های آنها طی دوره ۲۰۱۲ - ۲۰۰۰ ناقص بوده است از مطالعه حذف شده‌اند.

۵. در طبقه‌بندی بر اساس مناطق جغرافیایی، گروه اول کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه، که شامل کشورهای استرالیا، چین، هنگ‌کنگ، اندونزی، ژاپن، جمهوری کره، مالزی، نیوزلند، فیلیپین، سنگاپور، ویتنام و تایلند است. گروه دوم کشورهای اروپا و آسیای مرکزی، این گروه شامل کشورهای ارمنستان، آذربایجان، بلاروس، بوسنی و هرزگوین، بلغارستان، کرواسی، فنلاند، فرانسه، ایتالیا، قبرس، جمهوری چک، دانمارک، استونی، گرجستان، لهستان، قزاقستان، جمهوری قرقیزستان، مقدونیه، هلند، نروژ، پرتغال، مجارستان، رومانی، جمهوری فدرال روسیه، سوئد، سوئیس، اسپانیا، تاجیکستان، ترکیه و اوکراین است. گروه سوم کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب، که دربرگیرنده کشورهای آرژانتین، برزیل، مکزیک، پرو، پاناما و اروگوئه است. گروه چهارم کشورهای خاورمیانه و کشورهای شمال آفریقا، شامل کشورهای الجزایر، بحرین، مصر، عراق، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس و امارات متحده عربی است. گروه پنجم کشورهای جنوب آسیا، که این گروه شامل کشورهای بنگلادش، هند، پاکستان و سری‌لانکا است. گروه ششم کشورهای جنوب صحرای آفریقا، که شامل کشورهای اوگاندا، سودان، آفریقای جنوبی، نیجریه، موریتانی، اتیوپی، کامرون، ساحل عاج و کنیا است. گروه کشورهای توسعه یافته شامل کشورهای آلمان، ایالات متحده آمریکا، انگلیس، استرالیا، اتریش، استونی، ایرلند، ایتالیا، اسپانیا، اسلوانی، اسلواکی، بلژیک، پرتغال، جمهوری چک، دانمارک، ژاپن، سوئد، سوئیس، سنگاپور، قبرس، فنلاند، فرانسه، کره، کانادا، لوکزامبورگ، مالت، نیوزلند، نروژ، هنگ‌کنگ، هلند، یونان است و همچنین گروه کشورهای در حال توسعه شامل کشورهای آرژانتین، آذربایجان، آفریقای شمالی، اوگاندا، اتیوپی، ارمنستان، اندونزی، ازبکستان، الجزایر، اوکراین، اردن، امارات متحده عربی، اروگوئه، افغانستان، بلاروس، بوسنی و هرزگوین، بلغارستان، برزیل، بنگلادش، بحرین، پاکستان، پاناما، پرو، تایلند، تاجیکستان، ترکیه، ترکمنستان، تونس، جمهوری مقدونیه، چین، روسیه، رومانی، زیمبابوه، ساحل عاج، سوریه، سودان، سری‌لانکا، صربستان، عمان، عربستان سعودی، عراق، فیلیپین، قطر، قزاقستان، قرقیزستان، کامرون، کنیا، کویت، کرواسی، کوبا، گواتمالا، گرجستان، لبنان، لیتوانی، لهستان، مالزی، مغولستان، میانمار، مراکش، مصر، مجارستان، مونتنگرو، مکزیک، موریتانی، ویتنام، نیجریه و هند می‌باشد.

مقدار SGDP بین ۰ تا ۰/۵ متغیر است، که مقدار صفر نشان‌دهنده شباهت کامل بین دو کشور و مقدار ۰/۵ نشان‌دهنده تفاوت شدید بین آنها است.

$DPIC_{ijt}$ تفاوت در درآمد سرانه بین دو کشور i و j است و به شرح زیر محاسبه می‌شود.

$$DPIC_{ijt} = \ln\left(\frac{GDP_{it}}{N_{it}}\right) - \ln\left(\frac{GDP_{jt}}{N_{jt}}\right) \quad (۷)$$

شاخص ($DPIC$) برای اولین بار توسط هلمپن^۱ (۱۹۸۷) معرفی و در الگوسازی جاذبه مورد استفاده قرار گرفت.^۲ بر این اساس اگر دو کشور از درآمد سرانه مشابهی برخوردار باشند ارزش $DPIC$ صفر خواهد شد و هرگونه انحراف از صفر تفاوت درآمد سرانه را نشان می‌دهد.

RER_{ijt} نرخ مبادله ارز واقعی است که به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$RER_{ijt} = \frac{RER_{iUS} \cdot P_{it}}{RER_{jUS} \cdot P_{jt}} \quad (۸)$$

RER_{iUS} نرخ مبادله (ارز) اسمی کشور i با دلار آمریکا در زمان t

RER_{jUS} نرخ مبادله (ارز) اسمی کشور j با دلار آمریکا در زمان t

P_{it} / P_{jt} نسبت سطح قیمت کشور i به کشور j می‌باشد.

انتظار می‌رود تا زمانی که نظریه‌های اقتصادی رابطه مستقیم بین کاهش ارزش پول و صادرات را پیش‌بینی کنند ضریب RER_{ijt} مثبت باشد.

داده‌های صادرات واقعی ایران به شرکای تجاری‌اش از مرکز داده‌های UN comtrade^۳ جمع‌آوری شده است. داده‌های

۱. مطالعه انجام شده توسط هلمپن و با هدف معرفی شکلی از معادله جاذبه که بر تفاوت اندازه کشورها تأکید دارد، انجام گرفت. وی در مطالعه خود دو گروه کشورهای عضو OECD و دسته‌ای از کشورهای غیرعضو NONOECD را در نظر گرفت. ویژگی گروه اول مشابه بودن کشورهای عضو OECD است. درعوض کشورهای غیرعضو از تشابه چندانی برخوردار نمی‌باشند. نتایج بیانگر آن است که هر دو متغیر حجم تجارت نسبت به GDP و شاخص اندازه پراکندگی در طول زمان از روند صعودی برخوردار می‌باشند، که نشان دهنده آن است که این کشورها همگام با رشد خود، از نظر تجارت و اندازه به یکدیگر نزدیک می‌شوند.

۲. بالتاجی و همکاران (۲۰۰۳)، استاک (۲۰۰۹) و استاک و پنتیکاست (۲۰۱۱) از دیگر مطالعاتی هستند که از این شاخص استفاده نموده‌اند.

3. United Nations Commodity Trade Statistics Database

را از این نظر با کشورهای جنوب آسیا دارد. مقادیر نرخ ارز واقعی (RER) بیانگر بالاتر بودن متوسط ارزش پول کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب، نسبت به ریال، در مقایسه با پول کشورهای سایر مناطق است. در نهایت DIS بیانگر آن است که به طور متوسط فاصله جغرافیایی ایران از شرکای تجاری منطقه آمریکای لاتین و کارائیب بیشتر از سایر مناطق است.

۴- نتایج تجربی و برآورد مدل

۴-۱- آزمون ریشه واحد

از آنجا که نامانایی متغیرها باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود، ضروری است حداقل یکی از پنج آزمون لوین لین چو^۱، آزمون ایم، پسران و شین^۲، آزمون فیشر-دیکی-فولر^۳، آزمون فیشر-فیلپس-پرون^۴ یا هادری^۵ برای آزمون ریشه واحد پانل مورد استفاده قرار گیرد. نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرهای مدل در جدول شماره (۲) آورده شده است. اعداد گزارش شده در این جدول بیانگر سطح احتمال (P-value) می‌باشند. با توجه به نتایج جدول فوق تمامی متغیرهای اصلی مدل غیرساکن بوده، ولی بعد از یکبار تفاضل‌گیری ساکن می‌گردند. به عبارت دیگر، متغیرهای مدل هم‌جمع از درجه یک هستند. بنابراین، به‌کارگیری آزمون‌های هم‌انباشتگی لازم می‌باشد.

۴-۲- آزمون هم‌انباشتگی داده‌های پانلی

در تحلیل‌های آزمون هم‌انباشتگی پانلی، وجود روابط بلندمدت اقتصادی مورد آزمون قرار می‌گیرد. ایده اصلی در تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی آن است که اگر چه بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی نامانا (حاوی روندهای تصادفی) هستند، اما ممکن است در بلندمدت ترکیب خطی این متغیرها، مانا (و بدون روند تصادفی) باشند. تجزیه و تحلیل‌های هم‌انباشتگی به ما کمک می‌کند که وجود رابطه تعادلی بلندمدت را برآورد و آزمون کنیم.

جدول شماره (۱) بیانگر مقادیر متوسط متغیرهای الگو در طول دوره مورد بررسی برای گروه‌های مختلف شرکای تجاری ایران می‌باشد.

بر اساس آمار جدول (۱) از مقایسه مقادیر متوسط داده‌ها در تقسیم‌بندی کشورها بر حسب سطح توسعه ملاحظه می‌گردد که متوسط ارزش صادرات ایران به کشورهای توسعه یافته بیش از مقدار آن به کشورهای در حال توسعه است. بیشتر بودن مقدار متوسط TGDGP برای کشورهای توسعه یافته در مقایسه با کشورهای در حال توسعه بیانگر بزرگ‌تر بودن اندازه نسبی این گروه از شرکای تجاری ایران است. مقدار کمتر شاخص SGDP برای کشورهای در حال توسعه بیانگر آن است که شباهت ایران با مجموعه کشورهای در حال توسعه بیش از کشورهای توسعه یافته است. شاخص DPIC بیانگر آن است که اقتصاد ایران از نظر سطح درآمد از تشابه بیشتری با کشورهای در حال توسعه، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته، برخوردار است. مقدار بالاتر نرخ ارز واقعی RER برای کشورهای توسعه یافته بیانگر برابری بالاتر ارزش پول این کشورها در مقایسه با پول کشورهای در حال توسعه بر حسب ریال است. در نهایت مقدار بالاتر شاخص DIS بیانگر متوسط مسافت بالاتر ایران از کشورهای توسعه یافته در مقایسه با کشورهای در حال توسعه است.

همچنین بر اساس مقادیر متوسط متغیرها در تقسیم‌بندی کشورها بر حسب مناطق جغرافیایی بیشترین و کمترین مقدار صادرات ایران به ترتیب به کشورهای منطقه جنوب آسیا (با ۱۸/۰۷) و آمریکای لاتین و کارائیب (با ۱۳/۷۹) اختصاص دارد. بیشترین و کمترین مقدار متوسط اندازه و بزرگی شرکای تجاری ایران (TGDGP) به ترتیب به گروه کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه (با ۲۷/۱۳) و جنوب صحرای آفریقا (با ۲۶/۲۱) اختصاص دارد. مقدار شاخص SGDP بیانگر آن است که کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه (۰/۰۷۶) و اروپا و آسیای مرکزی (۰/۴۶۳) به ترتیب از بیشترین و کمترین شباهت با اقتصاد ایران برخوردار است. مقدار شاخص DPIC بیانگر آن است که اقتصاد ایران از نظر سطح درآمد سرانه بیشتر مشابه با کشورهای آمریکای لاتین است و در عین حال بیشترین تفاوت

1. Levin, Lin & Chu
2. Im, Pesaran & Shin
3. Fisher – ADF
4. Fisher – PP
5. Hadri



جدول (۱): مقادیر متوسط متغیرها بر حسب تقسیم‌بندی کشورهای شریک تجاری ایران

متغیر	RX	TGDP	SGDP	DPIC	RER	DIS	گروه کشورها
در حال توسعه	۱۶/۷۳	۲۶/۴۵	۰/۲۷۰	۰/۰۳	۵/۹۷	۸/۰۳	
توسعه یافته	۱۶/۷۷	۲۷/۴۲	۰/۳۹۲	-۲/۳۹	۷/۱۳	۸/۷۹	
شرق آسیا و اقیانوسیه	۱۸/۰۳	۲۷/۱۳	۰/۰۷۶	-۰/۹۳	۵/۱۷	۸/۸۸	
اروپا و آسیای مرکزی	۱۶/۳۶	۲۶/۵۱	۰/۴۶۳	-۰/۶۶	۶/۴۵	۷/۸۱	
آمریکای لاتین و کارائیب	۱۳/۷۹	۲۶/۸۱	۰/۳۴۳	-۰/۶۰	۷/۴۰	۹/۴۴	
شمال آفریقا و خاورمیانه	۱۷/۶۸	۲۶/۳۱	۰/۲۲۳	-۱/۰۰۵	۷/۱۷	۷/۳۸	
جنوب آسیا	۱۸/۰۷	۲۶/۶۵	۰/۱۳۱	۱/۳۰	۴/۶۷	۸/۰۲	
جنوب صحرای آفریقا	۱۵/۲۸	۲۶/۲۱	۰/۴۵۰	۱/۲۰	۴/۶۵	۸/۴۹	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های تابلویی

فرض صفر	آزمون (سطح متغیر)	Ln RX	Ln TGDP	SGDP	DPIC	Ln RER
ریشه واحد	Levin Lin & Chu t*	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰۱	۰/۰۰
	Breitung t-stat	۰/۱۱	۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	۰/۸۷
	Im, Pesaran, Shin W-stat	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۰۰
	ADF- Fisher Chi-sq	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۰/۹۸	۰/۰۰
	PP- Fisher Chi-sq	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۹۹	۱/۰۰	۰/۰۱
فرض صفر	آزمون (با یک بار تفاضل گیری)	Δ LnRX	Δ LnTGDP	Δ SGDP	Δ DPIC	Δ LnRER
ریشه واحد	Levin Lin & Chu t*	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	Breitung t-stat	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	Im, Pesaran, Shin W-stat	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	ADF- Fisher Chi-sq	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰
	PP- Fisher Chi-sq	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳): نتایج آزمون هم‌انباشتگی پدرونی

گروه کشورها		آماره های Panel				آماره های Group		
		v-Statistic	rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic	rho-Statistic	PP-Statistic	ADF-Statistic
کشورهای در حال توسعه	با عرض از مبدأ	-۳/۱۷ (۰/۹۹)	۲/۱۹ (۰/۹۸)	-۱۶/۶۲ (۰/۰۰)	-۱۵/۶۳ (۰/۰۰)	۶/۳۴ (۱/۰۰)	-۲۵/۵۰ (۰/۰۰)	-۱۸/۱۷ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۵/۶۲ (۱/۰۰)	۵/۴۰ (۱/۰۰)	-۲۳/۱۳ (۰/۰۰)	-۱۸/۱۰ (۰/۰۰)	۹/۱۲ (۱/۰۰)	-۳۱/۱۸ (۰/۰۰)	-۱۶/۶۸ (۰/۰۰)
کشورهای توسعه یافته	با عرض از مبدأ	-۲/۰۴ (۰/۹۷)	۰/۸۷ (۰/۸۰)	-۱۳/۷۸ (۰/۰۰)	-۹/۷۵ (۰/۰۰)	۳/۴۳ (۰/۹۹)	-۱۸/۰۷ (۰/۰۰)	-۸/۷۸ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۴۵ (۰/۹۹)	۱/۸۹ (۰/۹۷)	-۱۶/۶۸ (۰/۰۰)	-۱۰/۱۷ (۰/۰۰)	۴/۲۰ (۱/۰۰)	-۱۶/۴۵ (۰/۰۰)	-۸/۹۱ (۰/۰۰)
کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه	با عرض از مبدأ	-۱/۶۴ (۰/۹۵)	۱/۱۳ (۰/۸۷)	-۶/۵۶ (۰/۰۰)	-۶/۲۵ (۰/۰۰)	۳/۲۰ (۰/۹۹)	-۱۲/۲۰ (۰/۰۰)	-۶/۷۳ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۴۸ (۰/۹۹)	۲/۲۷ (۰/۹۸)	-۷/۴۷ (۰/۰۰)	-۶/۵۴ (۰/۰۰)	۴/۱۹ (۱/۰۰)	-۷/۸۵ (۰/۰۰)	-۶/۵۴ (۰/۰۰)
کشورهای اروپا و آسیای مرکزی	با عرض از مبدأ	-۰/۱۲ (۰/۵۵)	۰/۵۴ (۰/۷۰)	-۱۸/۵۹ (۰/۰۰)	-۱۵/۴۶ (۰/۰۰)	۳/۹۰ (۱/۰۰)	-۱۵/۹۳ (۰/۰۰)	-۱۱/۱۰ (۰/۰۰)

	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۵۶ (۰/۹۹)	۲/۳۲ (۰/۹۹)	-۲۰/۶۳ (۰/۰۰)	-۱۶/۷۰ (۰/۰۰)	۵/۲۷ (۱/۰۰)	-۱۷/۹۳ (۰/۰۰)	-۱۱/۳۴ (۰/۰۰)
کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب	با عرض از مبدأ	-۱/۸۶ (۰/۹۶)	۰/۸۸ (۰/۸۱)	-۳/۶۰ (۰/۰۰)	-۳/۲۴ (۰/۰۰)	۱/۹۵ (۰/۹۷)	-۹/۹۰ (۰/۰۰)	-۴/۰۲ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۲۹ (۰/۹۰)	۱/۷۸ (۰/۹۶)	-۴/۷۰ (۰/۰۰)	-۳/۸۰ (۰/۰۰)	۲/۳۳ (۰/۹۹)	-۷/۵۵ (۰/۰۰)	-۵/۰۶ (۰/۰۰)
کشورهای شمال آفریقا	با عرض از مبدأ	-۰/۹۶ (۰/۸۳)	۱/۵۰ (۰/۹۳)	-۵/۴۵ (۰/۰۰)	-۶/۱۶ (۰/۰۰)	۳/۳۱ (۰/۹۹)	-۱۵/۲۷ (۰/۰۰)	-۱۰/۶۴ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۹۵ (۰/۹۷)	۳/۳۴ (۰/۹۹)	-۴/۹۳ (۰/۰۰)	-۶/۵۴ (۰/۰۰)	۴/۵۰ (۱/۰۰)	-۹/۶۰ (۰/۰۰)	-۷/۶۹ (۰/۰۰)
کشورهای جنوب آسیا	با عرض از مبدأ	-۲/۰۲ (۰/۹۷)	۱/۷۸ (۰/۹۶)	-۳/۱۶ (۰/۰۰)	-۳/۰۲ (۰/۰۰)	۲/۷۰ (۰/۹۹)	-۴/۲۶ (۰/۰۰)	-۲/۱۷ (۰/۰۱)
	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۰۵ (۰/۹۸)	۱/۹۵ (۰/۹۸)	-۰/۹۸ (۰/۰۲)	-۱/۰۴ (۰/۰۰)	۲/۹۲ (۰/۹۹)	-۲/۰۶ (۰/۰۱)	-۲/۳۲ (۰/۰۱)
کشورهای جنوب صحرای آفریقا	با عرض از مبدأ	-۰/۷۴ (۰/۷۷)	۰/۱۱ (۰/۵۴)	-۱۲/۷۸ (۰/۰۰)	-۱۰/۴۳ (۰/۰۰)	۱/۷۱ (۰/۹۵)	-۱۲/۸۰ (۰/۰۰)	-۱۰/۵۷ (۰/۰۰)
	با عرض از مبدأ و روند	-۳/۰۴ (۰/۹۹)	۱/۰۷ (۰/۸۵)	-۱۴/۰۸ (۰/۰۰)	-۱۱/۸۷ (۰/۰۰)	۲/۷۳ (۰/۹۹)	-۱۲/۰۴ (۰/۰۰)	-۱۰/۲۵ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)، پیشنهاد شده توسط مارک و سول^۲ (۲۰۰۳)، برای تخمین رابطه درونی بین متغیر صادرات (متغیر وابسته) و سایر متغیرهای مدل استفاده شده است. مارک و سول (۲۰۰۳) پیشنهاد کردند دو تأخیر و دو وقفه زمانی از تفاضل اول متغیرهای مستقل به مدل اضافه شود تا امکان همبستگی بین جمله خطا و تأخیرها و تفاضلات متغیرهای مستقل فراهم شود.

نتایج برآورد مدل برای طبقه‌بندی‌های انجام شده، بر اساس میزان توسعه‌یافتگی و منطقه جغرافیایی طرف‌های تجاری ایران در هشت گروه کشور، با استفاده از روش برآورد حداقل مربعات پویا (DOLS) در جداول (۴) و (۵) ارائه شده است.

جدول شماره (۴) نتایج برآورد مدل بر اساس سطح توسعه‌یافتگی کشورها را نشان می‌دهد. نتایج برآورد نشان می‌دهد که ضریب متغیر اندازه اقتصادی کشورها (TGDP) برای هر دو گروه کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته از علامت مثبت و قابل انتظار برخوردار است. به طوری که با افزایش اندازه اقتصادی شرکای تجاری ایران، حجم صادرات ایران به این کشورها بیشتر می‌شود. در عین حال نتایج بیانگر آن

لازم به ذکر است که استفاده از آزمون‌های هم‌انباشتگی زمانی مناسب است که تمامی داده‌ها هم جمع از درجه صفر یا یک باشند. آزمون هم‌انباشتگی به هنگام استفاده از داده‌های پانلی عموماً به روش پیشنهادی پدرونی^۱ (۱۹۹۵ و ۱۹۹۹) انجام می‌شود. نتایج آزمون هم‌انباشتگی با استفاده از روش پدرونی در جدول (۳) آمده است.

با توجه به نتایج حاصل از آزمون‌های هم‌انباشتگی، بر اساس دو آماره گروه PP و ADF و آماره‌های پانل PP و ADF فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی در تمامی گروه کشورها رد شده است. به عبارت دیگر، وجود رابطه بلندمدت میان صادرات واقعی ایران و سایر متغیرهای به کار رفته در مدل برای هر هشت گروه از کشورها تأیید شده است. بنابراین، بدون نگرانی از رگرسیون کاذب می‌توان مدل را برآورد نمود.

۴-۳- برآورد مدل

از آنجا که متغیرهای مدل هم‌انباشته‌اند، به منظور محاسبه درون‌زایی احتمالی بین اثرات خاص و جمله خطا، از روش

2. Mark & Sul (2003)

1. Pedroni (1995,1999)



نمی‌گیرد. با توجه به اینکه عمده کشورهای همسایه ایران در گروه کشورهای در حال توسعه قرار دارند از این رو متغیرهای مجازی مرز مشترک (CB)، زبان مشترک (CL) و موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای (RTA) تنها در الگوی برآوردی برای صادرات ایران به کشورهای در حال توسعه در نظر گرفته شده است. بر این اساس تأثیر متغیر مرز مشترک (CB) بر میزان صادرات ایران برای گروه کشورهای در حال توسعه که عمدتاً از فاصله جغرافیایی کمتری، در مقایسه با کشورهای توسعه یافته با ایران، برخوردار می‌باشند از نظر آماری معنی‌دار و مثبت است.

از دیگر متغیرهایی که بر اساس الگوی جاذبه بر حجم تجارت بین کشورها اثر می‌گذارد زبان مشترک (CL) بین دو کشور است که خود بیانگر شباهت فرهنگی بین کشورها است. از آنجا که در بین کشورهای تحت بررسی تنها کشورهای تاجیکستان و افغانستان از زبان مشترک با کشور ایران برخوردار می‌باشند، این متغیر تنها در الگوی کشورهای در حال توسعه وارد شده است. نتایج بیانگر معنی‌داری بالای این متغیر (سطح اطمینان ۹۵ درصد) در الگوی برآوردی برای کشورهای در حال توسعه است. بدین معنی که زبان مشترک یک عامل مثبت و اثرگذار بر حجم صادرات ایران به گروه کشورهای در حال توسعه است که از تشابه فرهنگی بیشتری با آنها برخوردار است. اما متغیر مستعمره مشترک، به دلیل عدم وجود مستعمره برای ایران، در هیچ کدام از دو الگوی فوق در نظر گرفته نشده است. در نهایت تأثیر متغیر موافقت‌نامه‌های تجاری مشترک (RTA)، که به دلیل عضویت بیشتر ایران در این گونه موافقت‌نامه‌ها با کشورهای در حال توسعه تنها در الگوی برآوردی برای این گروه کشورها در نظر گرفته شده است، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر صادرات ایران می‌باشد.

است که تأثیر متغیر مزبور بر حجم صادرات ایران برای گروه کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته می‌باشد.

ضریب متغیر تشابه اقتصادی میان کشورها (SGDP) تنها برای کشورهای در حال توسعه در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار بوده و دارای علامت منفی است. بدین معنی که هرچه شباهت اقتصاد ایران با کشورهای منطقه خاورمیانه بیشتر باشد حجم صادرات ایران به این دسته کشورها بیشتر است. در عین حال با توجه به تفاوت اندازه نسبی اقتصاد ایران با کشورهای توسعه یافته، رابطه معنی‌داری بین صادرات ایران و اندازه نسبی این گروه کشورها وجود ندارد.

همچنین ضریب برآوردی برای متغیر تفاوت درآمد سرانه دو کشور (DPIC) برای هیچ یک از دو گروه کشورهای مورد مطالعه معنی‌دار نمی‌باشد. بدین معنی که در چارچوب الگوی جاذبه، متغیر تفاوت درآمد سرانه ایران با شرکای تجاری تأثیری بر حجم صادرات ایران به این کشورها ندارد.

در حالی که ضریب متغیر فاصله جغرافیایی بین دو کشور (DIS) برای کشورهای در حال توسعه معنی‌دار و دارای تأثیر معکوسی بر میزان صادرات ایران است، اما ضریب مورد نظر برای گروه کشورهای توسعه یافته معنی‌دار نمی‌باشد. بر این اساس هرچند بعد مسافت یک عامل اثرگذار بر صادرات ایران به کشورهای در حال توسعه می‌باشد، اما این متغیر در توضیح میزان صادرات ایران به کشورهای توسعه یافته نقشی ندارد. علاوه بر این ضریب برآوردی برای متغیر نسبت نرخ ارز (RER) در هیچ یک از گروه کشورها معنی‌دار نمی‌باشد. بدین معنی که در بلندمدت صادرات ایران به سایر کشورها تحت تأثیر نرخ ارز دوجانبه قرار

جدول (۴): نتایج تخمین مدل برای گروه کشورها بر حسب توسعه‌یافتگی

متغیرهای مستقل - متغیر وابسته: صادرات (Ln RX)									
گروه کشورها		Ln TGDP	SGDP	DPIC	Ln DIS	Ln RER	CB	CL	RTA
کشورهای در حال توسعه	ضریب	۳/۹۳	-۲/۱۵	-۰/۲۴	-۱/۹۰	۰/۰۴	۰/۴۶	۱/۱۶	۰/۸۳
	آماره	۱۱/۰۷ (۰/۰۰)	-۳/۷۷ (۰/۰۰)	-۰/۶۶ (۰/۵۰)	-۲۳/۶۷ (۰/۰۰)	۰/۴۱ (۰/۶۸)	۲/۷۱ (۰/۰۰)	۲/۸۷ (۰/۰۰)	۶/۳۷ (۰/۰۰)
کشورهای توسعه یافته	ضریب	۳/۲۷	۰/۶۶	-۲/۷۴	۰/۱۶	۰/۰۲	-	-	-
	آماره	۳/۷۵ (۰/۰۰)	۰/۴۷ (۰/۶۳)	-۱/۹۵ (۰/۰۵)	۱/۱۸ (۰/۲۳)	۰/۱۶ (۰/۸۷)	-	-	-

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج تخمین مدل برای گروه کشورها بر حسب منطقه جغرافیایی

متغیرهای مستقل - متغیر وابسته: صادرات (Ln RX)									
گروه کشورها		Ln TGDP	SGDP	DPIC	Ln DIS	Ln RER	CB	CL	RTA
کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه	ضریب	۶/۶۴	۲/۳۰	۰/۳۹	-۳/۸۹	-۰/۳۷	-	-	۰/۸۴
	آماره	۹/۰۷ (۰/۰۰)	۱/۴۰ (۰/۱۶)	۰/۲۶ (۰/۷۹)	-۱۳/۸۵ (۰/۰۰)	-۱/۸۷ (۰/۰۶)	-	-	۲/۴۹ (۰/۰۱)
کشورهای اروپا و آسیای مرکزی	ضریب	۱/۳۵	-۱/۶۱	-۰/۸۰	-۱/۶۳	۰/۲۵	۰/۱۳	-۱/۱۲	۱/۰۵
	آماره	۲/۷۸ (۰/۰۰)	-۱/۲۲ (۰/۲۲)	-۰/۷۲ (۰/۴۶)	-۱۰/۵۵ (۰/۰۰)	۲/۲۸ (۰/۰۲)	۰/۶۸ (۰/۴۹)	-۳/۹۸ (۰/۰۰)	۵/۰۲ (۰/۰۰)
کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب	ضریب	۳/۵۰	-۵/۷۱	۱/۱۸	۰/۰۹	۰/۳۴	-	-	-
	آماره	۲/۳۴ (۰/۰۲)	-۲/۲۶ (۰/۰۲)	۰/۶۶ (۰/۵۰)	-۱/۶۴ (-۱/۱۱)	۰/۸۲ (۰/۴۱)	-	-	-
کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا	ضریب	۳/۴۷	-۲/۴۶	-۰/۲۵	-۲/۶۲	-۰/۱۱	۰/۴۵	-	-۰/۳۲
	آماره	۳/۷۳ (۰/۰۰)	-۱/۶۶ (۰/۱۰)	-۰/۳۵ (۰/۷۲)	-۱۱/۴۶ (۰/۰۰)	-۰/۵۷ (۰/۵۶)	۱/۴۷ (۰/۱۳)	-	-۱/۰۲ (۰/۳۰)
کشورهای جنوب آسیا	ضریب	۲/۵۶	۱۲/۸۷	-۸/۳۶	۳/۵۲	۰/۶۷	۲/۳۳	-	-
	آماره	۲/۰۴ (۰/۰۵)	۳/۱۵ (۰/۰۰)	-۲/۵۲ (۰/۰۱)	۲/۴۲ (۰/۰۱)	۱/۸۳ (۰/۰۷)	۱/۹۹ (۰/۰۴)	-	-
کشورهای جنوب صحرای آفریقا	ضریب	۶/۶۹	-۲/۲۹	۰/۸۸	-۱/۶۵	-۰/۵۵	-	-	-۰/۹۲
	آماره	۴/۸۰ (۰/۰۰)	-۰/۶۶ (۰/۵۰)	۰/۳۱ (۰/۷۵)	-۲/۲۷ (۰/۰۲)	-۱/۵۹ (۰/۱۱)	-	-	-۲/۹۰ (۰/۰۰)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

می‌دهد. به طوری که با افزایش تفاوت درآمد سرانه بین ایران و کشورهای جنوب شرق آسیا، صادرات ایران به این کشورها کاهش پیدا می‌کند.

متغیر مسافت (DIS) برای تمامی گروه کشورها، به استثنای گروه کشورهای آمریکای لاتین، در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد معنی‌دار می‌باشد. به طوری که بین گروه کشورهایی که این ضریب برآوردی برای آنها معنی‌دار می‌باشد، به غیر از گروه کشورهای جنوب آسیا، ضریب مورد نظر منفی است.

متغیر نسبت نرخ ارز (RER) برای گروه کشورهای شرق آسیا و اقیانوسیه، اروپا و آسیای مرکزی و جنوب شرق آسیا در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنی‌دار است. به طوری که با افزایش برابری نسبی پول این گروه از کشورها در مقابل ریال، صادرات ایران به این کشورها افزایش پیدا می‌کند. اما تغییرات نرخ ارز تأثیری بر صادرات ایران به کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب، خاورمیانه و شمال و جنوب صحرای آفریقا ندارد. متغیر مجازی مرز مشترک (CB) تنها در الگوهای برآوردی

جدول شماره (۵) نتایج برآورد الگوها بر اساس مناطق جغرافیایی شرکای تجاری ایران را نشان می‌دهد. نتایج بیانگر آن است که ضریب برآوردی برای متغیر اندازه اقتصادی کشورها (TGDP)، در هر شش گروه کشورهای مورد مطالعه از علامت مثبت و معنی‌داری مطابق با پیش‌بینی الگوی جاذبه برخوردار است. بر این اساس با افزایش اندازه اقتصادی شرکای تجاری ایران، حجم صادرات ایران به این کشورها افزایش می‌یابد.

بر اساس نتایج برآورد، ضریب برآوردی برای متغیر تشابه اقتصادی میان کشورها (SGDP) برای گروه کشورهای آمریکای لاتین و کارائیب و همچنین کشورهای جنوب آسیا معنی‌دار است. به طوری که تأثیر تشابه اقتصادی کشورهای آمریکای لاتین و کشورهای جنوب شرق آسیا بر صادرات ایران به ترتیب منفی و مثبت می‌باشد. همچنین نتایج بیانگر آن است که متغیر تفاوت درآمد سرانه (DPIC) تنها در الگوی برآوردی برای کشورهای جنوب آسیا معنی‌دار است. بر این اساس تفاوت درآمد سرانه بین ایران و شرکای تجاری، تنها صادرات ایران به کشورهای جنوب شرق آسیا را توضیح



است، حمایت می‌کند.

همچنین نتایج حاصل از برآورد الگوی جاذبه با توجه به تقسیم‌بندی شرکای تجاری ایران بر اساس موقعیت جغرافیایی بیانگر آن است که، هر چه میزان فاصله جغرافیایی ایران و سایر کشورها بیشتر باشد میزان تأثیرگذاری متغیرهای توضیحی الگوی جاذبه بر حجم تجارت دوجانبه ایران نیز کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر، هر چه فاصله جغرافیایی شرکای تجاری از کشورها کمتر باشند معنی‌داری متغیرهای الگو بیشتر است.

مقایسه نتایج الگوهای برآوردی بر اساس تقسیم‌بندی کشورها بر حسب سطح توسعه‌یافتگی و فاصله جغرافیایی بیانگر آن است که معنی‌داری ضرایب الگوی جاذبه در گروه کشورهای تقسیم‌بندی شده‌اند بیشتر از ضرایب الگوی جاذبه در گروه کشورهای است که بر اساس منطقه جغرافیایی تقسیم‌بندی شده‌اند. همچنین نتایج بیانگر آن است که متغیرهای سطح تولید ناخالص داخلی و اندازه اقتصادی کشورها نسبت به متغیر مسافت جغرافیایی بین کشورها از معنی‌داری بیشتری در توضیح صادرات ایران برخوردار است. علاوه بر این معنی‌داری ضرایب متغیرهای اندازه اقتصادی و اندازه نسبی کشورها تا حدود زیادی از الگوهای جدید تجارت مبنی بر اینکه اندازه اقتصادی شرکای تجاری و تمایز محصول یک عامل اثرگذار در شکل‌گیری الگوی تجارت بین کشورهاست، حمایت می‌کند.

با توجه به اینکه عضویت ایران در موافقت‌نامه‌های تجارت منطقه‌ای که از تشابه اقتصادی، فرهنگی، اجتماعی و تاریخی بیشتری برخوردار بوده و در عین حال از تولید ناخالص داخلی و درآمد سرانه بالاتری برخوردار می‌باشند، به میزان بیشتری می‌تواند به توسعه تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری کمک نماید، توصیه می‌گردد سیاست‌های تجاری دولت با توجه به تشکیل و توسعه تجارت با این‌گونه کشورها طراحی گردد. مشارکت در موافقت‌نامه‌های تجارت منطقه‌ای می‌تواند ضمن توسعه تجارت دوجانبه ایران به تقویت پیوند سیاسی بین ایران و شرکای تجاری آن کمک نماید. در عین حال با توجه به اینکه فاصله جغرافیایی بر هزینه‌های حمل و نقل و به دنبال آن حجم تجارت دوجانبه تأثیر می‌گذارد، توصیه

برای کشورهای آسیای مرکزی، خاورمیانه و جنوب شرق آسیا در نظر گرفته شده است. از این میان تنها ضریب برآوردی برای گروه کشورهای جنوب شرق آسیا معنی‌دار است. متغیر مجازی زبان مشترک (CL) که تنها در الگو برآوردی برای کشورهای آسیای مرکزی در نظر گرفته شده است، نیز از نظر آماری معنی‌دار است. همچنین متغیر مستعمره مشترک به دلیل آنکه ایران از هیچ مستعمره‌ای برخوردار نمی‌باشد در هیچ یک از الگوهای برآوردی در نظر گرفته نشده است. در نهایت متغیر موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای (RTA) در الگوهای برآوردی برای کشورهای اروپا و آسیای مرکزی، جنوب صحرای آفریقا، خاورمیانه و کشورهای شرق آسیا در نظر گرفته شده است. در این میان ضریب برآوردی، به جز در الگوی برآوردی برای کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا، در سایر الگوها معنی‌دار است. به طوری که ضریب این متغیر برای تمام گروه‌ها به استثنای گروه کشورهای جنوب صحرای آفریقا مثبت و معنی‌دار است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از تحقیق حاضر بررسی نحوه اثرگذاری مهم‌ترین عوامل مؤثر بر صادرات ایران در چارچوب یک الگوی جاذبه می‌باشد. برای این منظور شرکای تجاری ایران بر حسب مناطق جغرافیایی و سطح توسعه به گروه‌های مختلفی تقسیم شده‌اند. نتیجه کلی تحقیق حاکی از آن است که بخش قابل توجهی از عوامل تأثیرگذار بر صادرات ایران در قالب الگوی جاذبه قابل توضیح است. در عین حال نتایج بر اساس تقسیم‌بندی کشورها بر حسب سطح توسعه و مناطق جغرافیایی متفاوت است. با توجه به اینکه به طور میانگین متغیرهای در نظر گرفته شده در الگوهای برآوردی برای کشورهای در حال توسعه از معنی‌داری بیشتری نسبت به سایر مناطق و کشورها برخوردار است، می‌توان گفت که الگوی جاذبه برای توضیح تجارت ایران با کشورهای در حال توسعه مناسب‌تر است. به بیان دیگر با توجه به اینکه ایران کشوری در حال توسعه محسوب می‌شود، نتایج از این نظریه که الگوی جاذبه بیشتر برای توضیح تجارت شمال - شمال و جنوب - جنوب مناسب

می‌گردد، تا دولت بیشتر در جهت توسعه مبادلات تجاری با کشورهایایی که در عین تشابه اقتصادی و فرهنگی و اجتماعی از فاصله کمتری با ایران برخوردار می‌باشند، برنامه‌ریزی کند. در این رابطه لازم است تا دولت اقداماتی به منظور بهبود وضعیت حمل و نقل و اصلاح مقررات گمرکی جهت کاهش هزینه‌های حمل و نقل انجام دهد. در نهایت با توجه به عدم اثرگذاری

منابع

- احسانی، محمدعلی؛ خانعلی‌پور، امیر و عباسی، جعفر (۱۳۸۸). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران. *پژوهش‌نامه علوم اقتصادی*، شماره ۳۲، ۴۳-۱۳.
- امامی، کریم؛ محمدی، تیمور و شعبانی نفیسه (۱۳۸۹). تعیین و بررسی عوامل مؤثر بر تجارت درون صنعت میان ایران و کشورهای منطقه آسیای جنوب غربی (مطالعه موردی محصولات صنایع شیمیایی). *اقتصاد کاربردی*، دوره ۱، شماره ۲، ۱۳۳-۹۹.
- امیرعسدی، احمد؛ محمدی، حمید و قاسمی، محمد (۱۳۹۲). پیش‌بینی صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از سیستم استنتاجی- تطبیقی فازی- عصبی (ANFIS). *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۲۱، شماره ۸۲، ۱۶۹-۱۵۳.
- آذربایجانی، کریم و کریمی هسینیجه، حسین (۱۳۸۲). جهانی‌شدن، یکپارچگی اقتصادی و مناسب‌ترین ترتیبات تجاری- منطقه‌ای برای اقتصاد ایران (فرصت‌ها و چالش‌ها). مرکز فناوری اطلاعات دانشگاه اصفهان.
- آذربایجانی، کریم؛ راکی، مولود و رنجبر، همایون (۱۳۹۰). تأثیر متنوع‌سازی صادرات بر بهره‌وری کل عوامل تولید و رشد اقتصادی (رویکرد داده‌های تابلویی در کشورهای گروه دی هشت). *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۳، ۲۰۱-۱۶۵.
- برقندان، ابوالقاسم و فرج‌زاده، زکریا (۱۳۹۲). اثر انحراف نرخ ارز بر صادرات محصولات کشاورزی. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۲۱، شماره ۸۲، ۲۲۱-۱۹۷.
- پورفرج علیرضا و خالقیان عادل (۱۳۹۳). اثر تمرکز صادرات نفت بر رشد اقتصادی کشورهای عضو اپک. *فصلنامه علمی*
- پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال ۴، شماره ۱۴، ۹۳-۱۱۲.
- پیش‌بهار، اسماعیل؛ دشتی، قادر؛ ظهوری کهنمونی، رحیم؛ راحلی، حسین و حسین‌زاد، جواد (۱۳۹۲). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر تقاضای صادرات پسته ایران. *اقتصاد کشاورزی و توسعه*، سال ۲۱، شماره ۸۳، ۱۷-۱.
- توکلی، اکبر (۱۳۷۸). تأثیر انحرافات نرخ ارز و شوک‌های عرضه و تقاضای داخلی بر عرضه صادرات محصولات کشاورزی. *مجموعه مقالات پنجمین همایش توسعه صادرات غیرنفتی کشور*، تبریز: اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تبریز.
- جعفری صمیمی، احمد؛ حیدرزاده، ناهید و مددی، محمد (۱۳۹۱). نااطمینانی نرخ ارز و صادرات غیرنفتی: مطالعه موردی ایران. *مجله تحقیقات آسیای میانه*، شماره ۱۱، ۱۶۶-۱۶۲.
- جلایی، سید عبدالمجید و سلیمانی، سعید (۱۳۸۵). یکپارچگی تجاری ایران با کشورهای عضو اکو (ECO): کاربرد یک مدل جاذبه. *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۴، ۲۴-۱.
- جلیلی، زهرا (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین صادرات غیرنفتی، سرمایه‌گذاری خارجی و رشد اقتصادی در کشورهای منطقه منا. *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۴، شماره ۱۳، ۴۲-۲۹.
- رازینی، ابراهیم علی و قبادی، نسرين (۱۳۸۳). بررسی و تحلیل اثر صادرات بر رشد اقتصادی. وزارت بازرگانی-معاونت برنامه‌ریزی و بررسی‌های اقتصادی، دفتر مطالعات اقتصادی، ۱-۱۷.
- راسخ‌چهرمی، عرفانه و عایدی، فریبا (۱۳۹۰). بررسی رابطه صادرات بخش کشاورزی و رشد و توسعه اقتصادی سال‌های



- سیاست‌های راهبردی. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، دوره ۱۶، شماره ۶۱، ۱۶۶-۱۳۵.
- غلامی، علی (۱۳۸۵). تحلیل آثار آزادسازی تجاری جمهوری اسلامی ایران با کشورهای مسلمان (دلالت‌های مدل جاذبه). فصلنامه اندیشه صادق، مرکز تحقیقات دانشگاه امام صادق (ع)، شماره ۲۲، ۴۵-۳۰.
- فرجی، مرتضی و شاکری‌سیاوشانی، آزاده (۱۳۹۱). بررسی عوامل مؤثر در توسعه صادرات فرش دستباف ایران (با رویکرد محیط کلان). فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۶۳، ۲۲۰-۱۹۳.
- کازرونی، سید علیرضا و فشاری، مجید (۱۳۸۹). تاثیر نوسان نرخ واقعی ارز بر صادرات غیرنفتی: مطالعه موردی ایران، مطالعات اقتصاد بین‌الملل، شماره ۳۶، ۱۸-۹.
- کریمی‌هسینجه، حسین (۱۳۸۵). جهانی شدن، یکپارچگی اقتصادی و پتانسیل تجاری: بررسی مدل جاذبه در تحلیل تجاری ایران. فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۵، ۱۴۳-۱۱۸.
- کمبجانی اکبر و حاجی، غلامعلی (۱۳۹۱). نقش صادرات و بهره‌وری و رشد اقتصادی: شواهد تجربی از ایران. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال دوم، شماره ۷، ۲۰-۹.
- لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ شاکری، سیده زهرا و بطا، فاطمه‌کبری (۱۳۹۰). بررسی همگرایی اقتصادی میان ایران و کشورهای آمریکای لاتین (کاربرد مدل جاذبه). فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره اول، شماره ۳، ۹۸-۷۳.
- محسنی، رضا (۱۳۸۴). آثار بی‌ثباتی صادراتی بر رشد صنعتی (مطالعه موردی ایران). مجله دانش و توسعه، شماره ۱۷، ۱۲۲-۸۷.
- مصری نژاد، شیرین و ابراهیمی، سعید (۱۳۸۵). اثر آزادسازی تجاری بر عملکرد بخش صنعت در کشورهای در حال توسعه. بررسی‌های اقتصادی، شماره ۲، ۱۳۳-۱۱۵.
- نوری مهدی و نویدی، حامد (۱۳۹۱). ریسک نرخ ارز و صادرات غیرنفتی در ایران. فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، سال اول، شماره ۲، ۱۱۱-۹۵.
- راسخی، سعید و بهنیا، الناز (۱۳۹۲). آزمون درون‌یابی حمایت با تاکید بر انواع تجارت درون صنعت: یک مطالعه موردی برای صنایع کارخانه‌ای ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال ۱۸، شماره ۵۵، ۱۶-۱.
- سرورزاده، کوروش؛ محمدی، حمید؛ دهباشی، وحید، رحیمی، مجید و دهقان‌پور، حامد (۱۳۹۱). آثار تغییر در سیاست پولی و نرخ مبادله بر عرضه، قیمت و صادرات کشاورزی ایران. اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال ۲۰، شماره ۸۰، ۱۷۷-۱۵۱.
- سوری، امیررضا و تشکینی، احمد (۱۳۹۲). عوامل مؤثر بر تجارت متقابل ایران و بلوک‌های منطقه‌ای. فصلنامه پژوهش‌های بازرگانی، شماره ۶۸، ۵۸-۳۳.
- سوری، علی (۱۳۹۳). اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews8 & Stata12. تهران، نشر فرهنگ‌شناسی، چاپ اول، جلد ۲.
- شرزهای، غلامعلی و وفایی سدهی، فرهاد (۱۳۸۲). بررسی اثرات بی‌ثباتی صادرات بر رشد اقتصادی با استفاده از الگوهای پویا. نهمین همایش توسعه صادرات غیرنفتی کشور، اتاق بازرگانی و صنایع و معادن تبریز.
- شکیبایی، علیرضا و بطا، فاطمه‌کبری (۱۳۸۸). همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی. فصلنامه پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۵۳، ۴۷-۲۳.
- شهسوار، محمدرضا و دهقان، فرانک (۱۳۸۸). بررسی عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی صادرات غیرنفتی (مطالعه موردی: استان‌های فارس و آذربایجان شرقی). فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال ۱۷، شماره ۵۱، ۱۲۴-۱۰۵.
- طیعی، کمیل و آذربایجانی، کریم (۱۳۸۰). بررسی پتانسیل تجاری میان ایران و اوکراین: به کارگیری مدل جاذبه. پژوهش‌نامه بازرگانی، شماره ۲۱، ۸۲-۶۱.
- طیعی، کمیل و معلمی، مژگان (۱۳۸۰). کاربرد یک مدل جاذبه: آسه‌آن یکپارچگی تجاری در ملت‌های جنوب شرق آسیا. مرکز فناوری اطلاعات دانشگاه اصفهان.
- عابدینی، جواد (۱۳۹۰). پتانسیل‌های تجاری ایران با کشورهای اسلامی آسیای جنوب غربی در صنایع با فناوری بالا:

- یاوری، کاظم و اشرف‌زاده، حمیدرضا (۱۳۸۴). یکپارچگی اقتصادی کشورهای درحال توسعه، کاربرد مدل جاذبه با داده‌های تلفیقی به روش GMM و همگرایی. *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۶، ۲۸-۱.
- Ahmad, H., & Pentecost, E. J. (2011). Exchange Rate Regime Verification: An Alternative Method of Testing for Regime Changes. Department of Economics, Working Papers 22748, University of Bath.
- Anderson, J. E. & Wincoop, E. (2001). Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *NBER Working Paper 8079*.
- Anderson, J. E. (1979). A Theoretical Foundation for the Gravity Equation. *American Economic Review*, 69(1), 106-116.
- Armington, Paul S. (1969). A Theory of Demand for Products Distinguished by Place and Production. *IMF Staff Papers*, 16, 159-178.
- Aswal, N. (2014). Determinants of India's Manufactured Exports to South and North: A Gravity Model Analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 4(1), 144 – 151.
- Baier, S. L., Bergstrand, J. H., Vidal, E. (2007). Free Trade Agreements in the Americas: are the Trade Effects Larger than Anticipated?. *World Economy*, 30(13), 47-77.
- Baltagi, B. H., Egger, P., Pfaffermayr, M. (2003). A Generalized Design for Bilateral Trade Flow Models. *Economics Letters*, 80(3), 391-397.
- Baranava, V. (2008). Essays on International Trade. Clemson University, All Dissertations, Paper 209.
- Bergstrand, J. H. (1985). The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence. *Review of Economics and Statistics*, 67(3), 474-481.
- Bergstrand, J. H. (1989). The Generalized Gravity Equation, Monopolistic Competition, and the Factor-proportions Theory in International Trade. *Review of Economics and Statistics*, 71(1), 143-153.
- Bergstrand, J. H. (1990). The Heckscher-Ohlin-Samuelson Model, the Linder Hypothesis, and the Determinants of Bilateral Intra-industry Trade. *Economic Journal*, 100(4), 1216-1229.
- Breuss, F., & Egger, P. (1999). How Reliable Are Estimations of East-West Trade Potentials Based on Cross-Section Gravity Analyses? *Empirica*, 26(2), 81-94.
- Dalgin, M. (2003). Essays in Inequality, Trade and Growth. *A Dissertation in Ph.D. Economics*, University of Syracuse.
- Deardorff, A. V. (1998). Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?. *The Regionalization of the World Economy*, NBER, 7-33.
- Eaton, J., & Kortumi, S. (2002). Technology, Geography and Trade. *Econometrica*, 70 (5), 1741-1779.
- Egger, P. (2000). A Note on the Proper Specification of the Gravity Equation. *Economics Letters*, 66(1), 25-31.
- Eichengreen, B., & Irwin, D. A. (1998). The Role of History in Bilateral Trade Flows, in: J.A. Frankel (ed.), *The Regionalization of the World Economy*, 33-57, Chicago, University of Chicago Press.
- Estevadeordal, A. (2006). The Rise of Regionalism. Presentation at the Conference, The New Regionalism: Progress, Setbacks, and Challenges. Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Evenett, S., & Keller, W. (2002). On Theories Explaining the Success of the Gravity Equation. *Journal of Political Economy*, 110(2), 281- 316.
- Feenstra, R. (2004). Advanced International Trade: Theory and Evidence. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Felbermayr, G., & Kohler, W. (2006). Exploring the Extensive and Intensive Margins of World. *Review of World Economics*, 142(4), 642-674.
- Head, K. (2003). Gravity for beginners. mimeo, University of British Columbia.
- Helpman, E. (1987). Imperfect Competition and International Trade: Evidence from Fourteen Industrialized Countries. *Journal of the Japanese and International Economies*, 1, 62-81.
- Helpman, E., & Krugman, P. R. (1985). Market Structure and Foreign Trade: Increasing Returns, Imperfect Competition, and the



- International Economy. Cambridge, MA: MIT Press.
- Hummels, D. (1999). Towards a Geography of Trade Costs. Purdue University.
- Kabir, M., & Salim, R. (2010). Can Gravity Model Explain BIMSTEC's Trade?. *Journal of Economic Integration*, 25(1), 144-166.
- Line, Y. (2005). Three Essays on International Trade. Ph.D. Thesis in Economics, University of Nashville, Tennessee.
- Linneman, H. (1966). An Econometric Study of International Trade Flows. *Economic Review*, 12(2), 297-320.
- Mark, N. C., & Sul, D. (2003). Cointegration Vector Estimation by Panel DOLS and Long-Run Money Demand. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65, 655-680.
- Mclavglin, P. A. (2010). Three Essays on Environmental Economics and International Trade. *A Dissertation Presented to the Graduate School of Clemson University*.
- Molaei, I., Molaei, D., Yari, R. and Maleki, H. (2012). Effect of Exchange Rate Volatility on Turkey-Iran Bilateral Trade. *Journal of Basic and Applied Scientific Research*, 2(3), 2411-2414.
- Pedroni, P. (1999). Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, 653-678.
- Porojan A. (2001). Trade Flows and Spatial Effects: The Gravity Model Revisited. *Open Economic Review*, 12, 265-280.
- Rauch, J. (1999). Networks Versus Market in International Trade. *Journal of International Economics*, 48(1), 7-37.
- Redding, S., & Anthony J. Venables. (2000). Economic Geography and International Inequality. *Center for Economic Policy Research*, Discussion paper.
- Rose, A. K., & Wincoop, E. (2001). National Monday as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union. *American Economic Review*, 91(2), 386-390.
- Salvatore, D. (2007). International Economics. 9th ed. New Jersey: John Wiley.
- Tinbergen, J., & Endeicus, K. (1962). Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy. The Twentieth Century Fund.
- UNCTAD (2013). Trade and Development Report. *Report by the Secretariat of the United Nations Conference on Trade and Development*.
- UNCTAD (2014). Trade and Development Report. *Report by the Secretariat of the United Nations Conference on Trade and Development*.
- Wee Chain Koh (2011). A Macroeconomic Model of Brunei Darussalam. *CSPS Strategy and Policy Journal*, 2, 55-72.
- Wei, S. (1996). Intra-national Versus International Trade: How Stubborn are Nations in Global Integration?. *NBER Working Paper 5531*, Cambridge: National Bureau of Economic Research.
- World Trade Organization (2011). Trade Patterns and Global Value Chains in East Asia: From Trade in Goods to Trade in Tasks.
- World Trade Organization (2013). *World Trade Development Report*.
- World Trade Organization (2014). *World Trade Development Report*

بررسی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست در ایران طی دوره ۱۳۹۲-۱۳۵۳

Study of the Factors Influenced Environment Pollution in Iran During 1974-2013

Rouhollah Nazari *, Mohamad Hosein
Mahdavi Adeli **, Yadollah Dadgar ***

روح‌اله نظری *، محمدحسین مهدوی عادل *،
یداله دادگر ***

Received: 20/Nov/2014 Accepted: 14/Feb/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۸/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲۵

Abstract:

In the world movement toward sustainable development, it is necessary to consider environmental damages caused by energy sector. Determining the influence of different factors on the environment pollution theoretically, practically and politically is necessary for economic growth, which is in accordance with sustainable development objectives. Hence, in this article, we are going to study the factors influenced Iranian environment pollution (Socio-economic view and Climatic Parameters view) using the data of the years 1974-2013. In order to study the relation between the variables, we have used GMM methodology. According to the study results, the impact of economic growth, density, energy consumption and the number of automobiles on environment pollution is positive and significant. Nevertheless, the degree of the country openness, temperature and rainfall have a negative and significant relation with environment pollution.

Keywords: Pollution, Environment, Economic Growth, Degree of Openness, Energy Consumption.
JEL: O53, Q54, Q56.

چکیده:

توجه به آسیب‌های محیط زیستی ناشی از بخش انرژی در روند حرکت جهانی به سوی توسعه پایدار، ضروری است. بنابراین، تعیین اثرگذاری عوامل مختلف بر آلودگی محیط زیست از لحاظ نظری، عملی و سیاست‌گذاری در جهت رشد اقتصادی متناسب با اهداف توسعه پایدار اجتناب‌ناپذیر است. از این روی این مقاله به بررسی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست ایران با توجه به دو دیدگاه اقتصادی-اجتماعی و فراسنج‌های اقلیمی و با استفاده از داده‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ و به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) می‌پردازد. نتایج مطالعه حاکی از آنست که اثر متغیرهای رشد اقتصادی، درجه تراکم، مصرف انرژی و تعداد خودروها بر آلودگی محیط زیست مثبت و معنادار است. اما درجه بازبودن اقتصاد کشور، درجه حرارت و میزان بارندگی با میزان آلودگی محیط زیست رابطه منفی و معنی‌دار داشته است.

کلمات کلیدی: آلودگی، محیط زیست، رشد اقتصادی، درجه باز بودن، مصرف انرژی.

طبقه‌بندی JEL: O53, Q54, Q56.

* Ph.D. Student of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran (Corresponding Author).

** Professor of Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Iran.

*** Professor of Economics, Shahid Beheshti University of Mashhad, Iran.

* دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد (نویسنده مسئول)

Email: rnazari2004@gmail.com

** استاد اقتصاد، عضو هیئت علمی دانشگاه فردوسی مشهد

Email: mh-mahdavi@um.ac.ir

*** استاد اقتصاد، عضو هیئت علمی دانشگاه شهید بهشتی

Email: yydadgar@gmail.com



۱- مقدمه

طی دهه‌های اخیر، مسائل زیست محیطی از جنبه‌های مختلفی مورد توجه قرار گرفته است. از دهه ۱۹۶۰ توجه به مسائل محیط‌زیستی آغاز شد و تمرکز عمده آنها بر آلودگی‌های صنعتی، به دلیل رشد روزافزون اقتصادهای صنعتی بود (هولینگر^۱، ۲۰۰۸: ۸). در اواخر دهه ۱۹۷۰ میلادی مسائل مربوط به تجارت و محیط‌زیست^۲ اوج گرفت و طرفداران محیط‌زیست در اعتراض به وضعیت اسفناک زیست محیطی حاصل از توسعه روزافزون تجارت، مخالفت‌ها و نشست‌های گسترده‌ای در نقاط مختلف جهان ترتیب دادند. به عقیده آنان در اثر آزادسازی تجاری و افزایش صادرات، میزان فعالیت‌های اقتصادی و از جمله فعالیت‌های آلاینده گسترش یافته و استفاده از منابع و انرژی به شکل نامناسبی افزایش پیدا می‌کند (خلیل و انام^۳، ۲۰۰۶: ۱۱۸۹).

در بیش‌تر کشورها و به‌خصوص کشورهای در حال توسعه، رشد اقتصادی به عنوان مرکز برنامه‌ریزی‌ها قلمداد می‌شود. متأسفانه رشد اقتصادی، پیامدهای ناگواری به‌خصوص در زمینه محیط‌زیست به همراه داشته است، زیرا بستر بیش‌تر فعالیت‌های اقتصادی، محیط‌زیست است و در حقیقت محیط‌زیست و رشد اقتصادی در ابتدائی‌ترین سطح به یکدیگر وابسته‌اند. از این روی در چند سال گذشته جهان شاهد تغییرات زیست محیطی بزرگ و نامطلوبی همانند افزایش میزان

انتشار گازهای گلخانه‌ای شده است. کشورهای در حال توسعه بر سر یک دو راهی انتخاب قرار دارند. رشد سریع اقتصادی بدون توجه به عواقب محیط‌زیستی آن، یا اتخاذ راهبرد توسعه صنعتی پایدار مبتنی بر تلفیق ملاحظات اکولوژیکی و اقتصادی انتخاب را برای این کشورها دشوار کرده است (یهدگو^۴، ۱۹۹۵: ۱۴۳). تحقیقات انجام گرفته در این زمینه سبب شده تا فرضیه‌ای به نام فرضیه منحنی کوزنتس زیست محیطی^۵ به وجود آید. پیش‌بینی این فرضیه بر این اساس است که در ابتدا افزایش درآمد سرانه سبب تخریب شدید محیط‌زیست می‌شود، اما بعد از طی مراحل رشد، این تخریب شروع به کاهش خواهد کرد. پس اگر این فرضیه درست باشد، می‌توان از رشد اقتصادی به عنوان یک راه‌حل برای مشکلات زیست محیطی نام برد، یا به تعبیری دیگر "تقاضا برای کیفیت محیط‌زیست، در رشد اقتصادی نهفته است" (دیندا و کووندو^۶، ۲۰۰۶: ۱۶۸).

محیط‌زیست یکی از ارکان بسیار مهم حیات و توسعه محسوب می‌شود، زیرا نقش‌های متعددی را برای ایجاد تعادل در مؤلفه‌های مختلف حیات بازی می‌کند. اما هم‌اکنون این مؤلفه به دلیل فقدان قوانین، مقررات ویژه و عدم تعریف مالکیت خاص برای آن، به طور آزاد و نامحدود مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد، که نتیجه آن تخریب محیط‌زیست و ایجاد آلودگی‌های مختلف در این حوزه است (قربانی و فیروززارع، ۱۳۸۷: ۱۵). تجربه توسعه اقتصادی در ایران نشان می‌دهد که نقش دولت در امور تولیدی و سرمایه‌گذاری گسترده بوده است، به گونه‌ای که در فعالیت‌های اقتصادی نقشی تعیین‌کننده ایفا می‌کند. این امر سبب شده است که دولت با هدف برطرف کردن نیازهای جامعه به تولید کالاهایی مبادرت ورزد که در فرایند تولید آنها استانداردهای زیست محیطی رعایت نشده است. یکی از نتایج این برنامه‌ها و سیاست‌ها، افزایش آلودگی هواست، که بایستی با ابزارهای مختلف آن را کاهش داد. با توجه به اهمیت آلودگی محیط زیست، در مطالعه حاضر به بررسی عوامل مؤثر بر آن از دو دیدگاه اقتصادی-اجتماعی و فراسنجهای اقلیمی پرداخته

1. Hollinger (2008)

۲. محیط‌زیست دست کم به معنای امروزی آن در بسیاری از زبان‌ها یک اصطلاح نو است که سابقه کاربرد آن در فرانسه به قرن دوازدهم برمی‌گردد. کاربرد این اصطلاح از آغاز دهه ۱۹۶۰ متداول‌تر شده است. محیط‌زیست شامل آب، هوا، خاک، عامل‌های درونی و بیرونی مربوط به زندگی هر موجود زنده می‌شود (ملاردی و اصغری، ۱۳۸۳: ۱۵) و اقبعیت این است که توجه به محیط‌زیست و طبیعت در دوران ما تبدیل به معیار شده است، معیاری که هر روز بیش از پیش درجهان فراگیر می‌شود. در چشم‌انداز زیست محیطی آن‌گونه که «مان» (Munn) مطرح کرد، توسعه تنها زمانی پایدار است که بر شالوده اصول بوم‌شناسی استوار باشد. توسعه پایدار، در آخرین سال‌های هزاره دوم با محور قرار دادن انسان و با نگاهی به آینده در مورد استفاده از تمامی ظرفیت‌هایی است که جداگانه یا در تعامل با عوامل دیگر، تداوم زندگی نسل‌ها را تضمین کند و این مهم تحصیل نخواهد شد مگر در پرتو بقای محیط‌زیست. راز همه این اصرارها نیز در همین نکته نهفته است (دادگر و نظری، ۱۳۸۷: ۸۲).

3. Khalil & Inam (2006)

4. Yhdego (1995)

5. Environmental Kuznets Curve

6. Dinda & Coondoo (2006)

می‌شود.

۲- تغییرات آب و هوایی^۱: از پروتکل کیوتو^۲ تا

پاریس

تغییر آب و هوا با مسئله وجود گازهای گلخانه‌ای در اتمسفر گره خورده است (یامین و دپلیج^۳، ۲۰۰۴: ۱۷۳). مذاکرات برای الحاق پروتکلی به کنوانسیون تغییرات آب و هوا در سال ۱۹۹۵، پس از اولین کنفرانس اعضا آغاز شد. دستورالعمل برلین در اولین نشست کنفرانس اعضا، گروه ویژه دستورالعمل برلین^۴ را به منظور تدوین پروتکل الحاقی ایجاد کرد. در کنفرانس سوم در کیوتو ژاپن متن پروتکل کیوتو^۵ در سال ۱۹۹۷، به اتفاق آرا تصویب و در سال ۲۰۰۵، قدرت اجرایی پیدا کرد. در پروتکل کیوتو تعهدات و روش‌های انعطاف‌پذیر جهت کاهش نشر آلودگی مدنظر قرار گرفت.

الف) تعهدات دولت‌های عضو

پروتکل کیوتو تعهدات مختلفی را وضع نموده است که قسمت عمده آن مربوط به کشورهای عضو ضمیمه یک^۶ است. دو ماده از پروتکل نیز برای کشورهای عضو ضمیمه دو^۷ و کلیه کشورهای عضو الزام‌آور است. در ماده ۱۰ اقدام‌هایی به این شرح در نظر گرفته شده است: ۱- تنظیم برنامه‌های ملی یا در صورت اقتضا منطقه‌ای مقرون به صرفه برای ارتقای کیفیت عوامل کاهش نشر آلودگی؛ ۲- ارتقای الگوهای مؤثر توسعه؛ ۳- همکاری علمی و فنی در تحقیق‌ها و حفظ و توسعه نظام‌های نظارتی؛ ۴- توسعه و اجرای برنامه‌های آموزشی، تربیت کارشناسان، تقویت ظرفیت سازی ملی و دسترسی به اطلاعات؛ ۵- انتقال مؤثر فناوری‌های بی‌خطر از نظر محیط‌زیستی. دستاورد عمده پروتکل کیوتو تعهد کشورهای عضو ضمیمه ۱ به کاهش کمی انتشار گازهای گلخانه‌ای و یک چارچوب

زمانی برای نیل به آن بود. بر این اساس، کشورها باید انتشار گازها در سطح جهانی را به میزان حداقل ۵ درصد زیر میزان انتشار سال ۱۹۹۰، در دوره بین ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۲، برسانند.^۸ از طرفی دیگر، هرکدام از این کشورها باید سیاست‌ها و اقدام‌هایی را در انطباق با اوضاع و احوال ملی خود اتخاذ کنند. فهرستی از اقدام‌های مهمی که باید انجام شود عبارتند از: افزایش بهره‌وری انرژی، حفاظت و افزایش چاهک‌ها، ترغیب اشکال پایدار کشاورزی به منظور نیل به محدودیت‌های کمی. اما تعهدات کشورهای عضو ضمیمه ۲ بیشتر جنبه مالی دارد (عبداللهی، ۱۳۸۹: ۲۰۸) و این کشورها باید منابع جدید و بیشتری برای تأمین هزینه‌ها و انتقال تکنولوژی به کشورهای در حال توسعه فراهم کنند.

ب) روش‌های انعطاف‌پذیر^۹

روش‌های انعطاف‌پذیر در پروتکل کیوتو به روش‌هایی اطلاق می‌شود که براساس آن کشورهای توسعه‌یافته می‌توانند بخشی از تعهدات خود مبنی بر کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای را از طریق اجرای پروژه‌های برون مرزی ایفا کنند (شیروی، ۱۳۹۰: ۲۱۵). در پروتکل کیوتو سه ساز و کار مبتنی بر بازار به‌عنوان ساز و کارهای انعطاف‌پذیر جهت کاهش گازهای گلخانه‌ای به شرح زیر در نظر گرفته شده است:

۱- اجرای مشترک^{۱۰}: پروژه‌هایی هستند که با توجه به تجارب تکنولوژیکی کشورهای مختلف، به منظور اجرای تعهد یا اخذ گواهی توسط برخی از کشورهای صنعتی در سایر کشورهای توسعه‌یافته اجرا می‌گردند.

۲- تجارت انتشار^{۱۱}: با توجه به اینکه کشورهای صنعتی تحت پروتکل کیوتو متعهد به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای هستند، بنابراین، در راستای این تعهدات اگر کشوری نتواند سهم خود از تعهدات کاهش انتشار را برآورده نماید، می‌تواند از کشورهای صنعتی دیگر که بیش از سهم تعهد خود کاهش انتشار داشته‌اند، مجوز انتشار را خریداری نماید که این موضوع

1. Climate Change

2. Kyoto Protocol

3. Yamin & Depledge (2004)

4. AGMB (Ad Hoc Group on the Berlin Mandate).

5. <http://unfccc.int/resource/docs/convkp/kpeng.pdf>

۶. شامل کشورهای عضو OECD در سال ۱۹۹۲ به علاوه کشورهای با اقتصاد در حال گذار شامل روسیه، کشورهای حوزه بالتیک و چند کشور دیگر موجود در مرکز و شرق اروپا.

۷. کشورهای عضو OECD حاضر در ضمیمه ۱ به غیر از کشورهای با اقتصاد در حال گذار.

۸. محدوده این کاهش از ۸ درصد کاهش برای کشورهای اتحادیه اروپا تا ۱۰ درصد کاهش برای کشورهای جزیره‌ای کوچک نسبت به سطح انتشار سال ۱۹۹۰ است.

9. Flexibility Mechanisms

10. Joint Implementation

11. Emissions Trading



را تجارت انتشار می‌گویند.

۳- مکانیزم توسعه پاک^۱: پروژه‌هایی که کشورهای توسعه‌یافته جهت تحقق تعهدات خود در کاهش انتشار و همچنین کمک به توسعه پایدار در کشورهای در حال توسعه اجرا می‌نمایند و به ازای کاهش انتشار معین، گواهی کاهش انتشار دریافت می‌نمایند.

برای نخستین بار در بیستمین کنفرانس تغییر اقلیم در لیما پرو در سال ۲۰۱۴، ۱۹۶ کشور متعهد به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای و کاهش آثار تغییر اقلیم گردیدند. این موافقت‌نامه قرار است در کنفرانس بیست و یکم اعضا در پاریس در دسامبر ۲۰۱۵ به تصویب برسد و از سال ۲۰۲۰ لازم‌الاجرا گردد. سند مذکور ضمن تأکید بر لزوم عدم افزایش دمای جهانی بیش از ۲ درجه (بین ۱/۵ تا دو درصد)، شامل مقرراتی برای تضمین کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای به صفر تا سال ۲۰۵۰ بوده است.^۲

از نوآوری‌های این سند، توجه به مسئله جبران خسارت در قبال ضررهای وارده به واسطه تغییر اقلیم است که همواره مورد توجه کشورهای در حال توسعه بوده است. در توافق لیما پیش‌بینی شده که مقرراتی در مورد موضوع ضرر و خسارت مدنظر قرار گرفته شود. از دیگر نکات جدید موافقت‌نامه لیما، تشویق کشورها به توسعه راهبردهای آموزشی با محوریت مسئله تغییر اقلیم بوده است. علاوه بر این، به کشورها توصیه شده است که «افزایش آگاهی بخشی» در زمینه تغییر اقلیم را در راهبردهای توسعه ملی خود بگنجانند. سند لیما مقرر کرده است که کشورها برنامه‌های رسمی خود برای کاهش انتشار و مقابله با تغییر اقلیم را تا پایان ماه مارس ۲۰۱۵ به دبیرخانه کنوانسیون ارائه دهند. این توافق گامی به جلو در جهت رسیدن به توافق جامع برای مبارزه با افزایش دمای زمین در نشست ۲۰۱۵ پاریس ارزیابی و پیش‌بینی شده است (اکونومیست^۳، ۲۰۱۴). بر این اساس کشورها ملزم به رعایت و کاهش انتشار شده‌اند و چنانچه میزان آن را کاهش ندهند، مشمول جریمه‌های سنگین شده و با دادرسی‌های حقوقی مواجه

می‌شوند. بنابراین مسئولان کشور باید این امر را در نظر بگیرند که چنانچه به کاهش انتشار گازهای گلخانه‌ای روی نیاورند، بر اساس پیمان کیوتو از سال ۲۰۲۰ مشمول جریمه‌هایی خواهند شد.

ج) ابزارها و سیاست‌های غیرالزامی

ابزارها و سیاست‌های غیرالزامی به سیاست‌هایی گفته می‌شود که مشارکت‌کننده‌ها به نتایج مضر اجرای آن متعهد نشده‌اند و انگیزه مالی قابل توجهی نیز برای اجرای آن ندارند. ابزار در دسترس برای دنبال کردن چنین سیاست‌هایی معمولاً توسعه و تحقیق، تبلیغات، اتیکت، تصدیق و گواهی دادن، فراهم نمودن پروژه‌های اثباتی و غیره می‌باشد. اعمالی همچون بازاریابی سبز، اتیکت‌های مربوط به محیط زیست یا تحریم مصرف کننده‌های مخرب منابع طبیعی از جمله نتایج چنین سیاست‌هایی هستند (جکارد و همکاران^۴، ۲۰۰۲: ۱۹۸-۱۷۵ و رهان و نه‌دی^۵، ۲۰۰۵: ۱۰۹).

بررسی اسناد حقوقی بین‌المللی مرتبط با تغییرات آب و هوایی نشان‌دهنده این است که جامعه بین‌المللی به منظور رویارویی با مسئله تغییرات آب و هوایی، سه رویکرد را تعقیب نموده است. رویکرد نخست، تثبیت میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای به سطح انتشار سال ۱۹۹۰ و رویکرد دوم، تلاش برای کاهش میزان تولید گازهای گلخانه‌ای و رویکرد سوم، سازگاری با پیامدهای ناشی از تغییرات آب و هوایی است (نوری، ۱۳۹۳: ۵۶).

۳- مروری بر مطالعات تجربی

در این قسمت به بررسی مطالعات صورت گرفته در زمینه عوامل مؤثر بر آلودگی پرداخته می‌شود:

ایگن و همکاران^۶ به بررسی ارتباط بین آلودگی هوا و ترکیب بارش با استفاده از داده‌های ماهانه پرداختند. نتیجه مطالعه آنها نشان داد که ترکیب بارش به کیفیت هوا بستگی دارد (ایگن و همکاران، ۲۰۰۳: ۱۰۰-۹۵).

ریچموند و کافمن^۷ در مطالعه‌ای به این نتیجه رسیدند که

4. Jaccard et al. (2002)

5. Rehan & Nehdi (2005)

6. Eugen et al. (2003)

7. Richmond & Kaufmann (2006)

1. CDM (Clean Development Mechanism).

2. Decision -/CP.20, (2014)

3. The Economist (2014)

بریکس^۶ در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ به این نتیجه رسیدند که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر، باز بودن تجارت و انتشار دی اکسید کربن وجود دارد (سبری و صالحا، ۲۰۱۳: ۲۳-۱۴).

آرویری و همکاران^۷ به بررسی منحنی کوزنتس زیست محیطی برای کشور تایلند در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که یک رابطه بلندمدت میان رشد اقتصادی، مصرف انرژی، باز بودن تجارت، شهرنشینی و آلودگی انرژی وجود دارد و منحنی کوزنتس مورد تأیید قرار گرفته است (آرویری و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۴-۱).

آکفان و آبانگ^۸ ارتباط بین کیفیت محیط زیست و رشد اقتصادی را در ۴۷ کشور با استفاده از داده‌های سالانه ۲۰۰۸-۱۹۷۰ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که رشد اقتصادی، قیمت انرژی، نسبت صادرات به تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی بر انتشار دی اکسیدکربن اثر مثبت و معناداری دارد اما نرخ رشد جمعیت و نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معناداری بر آلودگی دارد (آکفان و آبانگ، ۲۰۱۴: ۲۲-۱).

حیدری و همکاران^۹ در بررسی برای ۵ کشور آسه آن^{۱۰} نشان دادند که فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشورهای مذکور مورد تأیید بوده است (حیدری و همکاران، ۲۰۱۵: ۷۹۱-۷۸۵).

آل مولالی و همکاران^{۱۱} به بررسی وجود منحنی زیست محیطی کوزنتس در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۸۱ برای کشور ویتنام پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بین تولید ناخالص داخلی و آلودگی در کوتاه مدت و در بلندمدت رابطه مثبت وجود دارد و فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای کشور ویتنام تأیید نمی گردد (آل مولالی و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۳۱-۱۲۳).

بگوم و همکاران^{۱۲} به بررسی اثرات پویا از رشد تولید

یک رابطه علیت میان درآمد و مصرف انرژی و انتشار آلودگی وجود دارد (ریچمند و کافمن، ۲۰۰۶: ۱۸۹-۱۷۶).

خلیل و همکاران^۱ به بررسی اثرات آزادسازی تجاری بر میزان آلودگی هوا و آب در کشور پاکستان طی سال‌های ۲۰۰۱-۱۹۷۲ پرداختند. نتایج مطالعه بیانگر آنست که افزایش درجه باز بودن تجارت منجر به افزایش آلودگی هوا و آب شده و افزایش تولید ناخالص داخلی، اثر منفی بر شاخص‌های کیفیت زیست محیطی داشته است (خلیل و همکاران، ۲۰۰۷: ۶۵۵-۶۴۵).

نصیر و رحمان^۲ رابطه بین انتشار دی اکسید کربن، درآمد، مصرف انرژی و تجارت خارجی برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۷۲ در کشور پاکستان را بررسی نمودند. نتیجه مطالعه آنها حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین انتشار دی اکسید کربن و درآمد بود و اثر متغیرهای مصرف انرژی و تجارت خارجی بر انتشار دی اکسید کربن به طور مثبت برآورد شده است (نصیر و رحمان، ۲۰۱۱: ۱۸۶۴-۱۸۵۷).

مگابله^۳ به تجزیه و تحلیل تابع انتشار دی اکسید کربن در مالزی با استفاده از متغیرهای تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی برای دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۱ پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل انتشار CO_2 وجود دارد. اثر مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی بر انتشار CO_2 مثبت و معنی دار بوده است (مگابله، ۲۰۱۳: ۵۸۰-۵۷۱).

محمد و همکاران^۴ با استفاده از داده‌های سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۷۵ کشور اندونزی به این نتیجه رسیدند که بین متغیرهای رشد اقتصادی، مصرف انرژی، توسعه مالی، باز بودن تجارت و انتشار CO_2 یک رابطه بلندمدت وجود دارد. همچنین رشد اقتصادی و مصرف انرژی در کوتاه مدت و در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر انتشار CO_2 دارد (محمد و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۲۱-۱۰۹).

سبری و صالحا^۵ در مطالعه‌ای برای گروه کشورهای

۶. BRICS: شامل کشورهای برزیل، روسیه، هند، چین و آفریقای جنوبی است.

7. Arouri et al. (2014)

8. Akpan & Abang (2014)

9. Heidari et al. (2015)

10. Association of South East Asian Nations (ASEAN)

11. Al-Mulali et al. (2015)

12. Begum et al. (2015)

1. Khalil et al. (2007)

2. Nasir & Rehman (2011)

3. Mugableh (2013)

4. Muhammad et al. (2013)

5. Sebri & Salha (2013)



هوا در ایران در دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۰ با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج نشان داد که نرخ بالای رشد جمعیت و رشد بالای شهر و شهرنشینی و افزایش تعداد وسایل نقلیه از موارد افزایش مصرف انرژی و در نتیجه آلودگی هوا می‌باشند (فطرس و فتحی، ۱۳۹۰: ۱۶-۱).

فطرس و برزگر در مطالعه‌ای اثر رشد اقتصادی، جمعیت شهری، درجه باز بودن اقتصاد و نابرابری درآمد را بر انتشار گاز دی‌اکسیدکربن کشورهای آسیای مرکزی (شامل ایران) مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که رشد اقتصادی اثر مثبت و معنی‌داری بر آلودگی هوا در کشورهای مورد نظر دارد (فطرس و برزگر، ۱۳۹۲: ۱۵۸-۱۴۱).

بهبودی و همکاران به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط‌زیست برای ۲۱ کشور نفتی از جمله ایران در دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج مطالعه آنها با استفاده از دو مدل خطی و لگاریتمی نشان داد که فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای نمونه تحت بررسی تأیید شده است (بهبودی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۲-۳۷).

۴- ادبیات نظری و مدل‌های مورد مطالعه

همان‌طور که مطرح شد در مقاله حاضر سعی بر آن است که از دو دیدگاه اقتصادی- اجتماعی و فراسنج‌های اقلیمی به مسئله آلودگی هوای ایران پرداخته شود. به همین منظور در ادامه به بررسی مبانی نظری مرتبط و همین‌طور تصریح مدل‌های مبتنی بر دو دیدگاه پرداخته می‌شود.

۴-۱- مدل با دیدگاه اقتصادی- اجتماعی

در حدود ۶۰ درصد از آثار گلخانه‌ای ناشی از فعالیت‌های بشر، مربوط به انتشار گاز CO₂ است (ترنر و همکاران، ۱۳۷۴: ۳۵۹). منبع اصلی انتشار این گاز، سوزاندن سوخت‌های فسیلی است که یکی از ملزومات اصلی تولید انرژی می‌باشد. تولید انرژی، از عوامل اساسی در دستیابی به توسعه اقتصادی بوده و در فرآیند پیشرفت کشورها از نهاده‌های اصلی و مهم بوده است. البته انتشار کربن تنها به علت استفاده از سوخت‌های فسیلی نبوده بلکه معلول عللی دیگر از جمله قطع درختان جنگلی

ناخالص داخلی، مصرف انرژی و رشد جمعیت بر تولید انتشار CO₂ برای کشور مالزی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد فرضیه محیط‌زیستی کوزنتس مورد تأیید قرار نگرفته است. یکی از نتایج مهم این مطالعه اثرات مخرب رشد اقتصادی بر انتشار CO₂ در بلندمدت بوده است (بگوم و همکاران، ۲۰۱۵: ۶۰۱-۵۹۴).

در ایران، مطالعات اندکی در مورد بررسی عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست انجام شده است. در ادامه به بررسی این مطالعات می‌پردازیم: پوراحمد در مقاله‌ای به بررسی تأثیر اقلیم و ساختار جغرافیایی در آلودگی هوای شهر تهران پرداخته است. به گونه‌ای که تأثیر موقعیت و ساختار جغرافیایی شهر تهران و همچنین نقش عوامل اقلیمی همچون باد، باران، مه و وارونگی را بر آلودگی مدنظر قرار داده است (پوراحمد، ۱۳۷۷: ۵۳-۳۸).

صفوی و علیجانی در مطالعه‌ای به بررسی عوامل جغرافیایی در آلودگی هوای تهران پرداختند. آنها بیان می‌کنند که عوامل متعددی در آلودگی نقش دارد. اما اثر عوامل جغرافیایی بیشتر بوده است. نتایج مطالعه آنها نشان داد که عوامل جغرافیایی نظیر باد، وارونگی دما، شدت و فراوانی بارندگی اثر بسیار زیادی بر آلودگی هوای شهر تهران دارد (صفوی و علیجانی، ۱۳۸۵: ۱۱۲-۹۹).

زیبایی و شیخ زین‌الدین در مطالعه‌ای رابطه میان تنوع زیست‌محیطی و رشد اقتصادی را با استفاده از شاخص‌های تنوع گونه‌ها و درآمد سرانه به عنوان نماینده تنوع زیست‌محیطی و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. همچنین آثار ارزش افزوده بخش کشاورزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی، شاخص آزادی تجارت، نرخ مبادله، جمعیت، درصد اراضی تخصیص یافته به بخش کشاورزی، اراضی محافظت شده و متغیر اقلیم بر تنوع زیست‌محیطی را بررسی نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که متغیرهای اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، ارزش افزوده بخش کشاورزی، شاخص آزادی تجارت و نرخ مبادله اثر منفی معنی‌دار بر تنوع زیست‌محیطی دارند (زیبایی و شیخ زین‌الدین، ۱۳۸۸: ۷۲-۶۱). فطرس و فتحی در مقاله‌ای به بررسی شهرنشینی و آلودگی

می‌باشد. گازهای آلوده‌کننده از جمله ضایعاتی هستند که موجب بروز تغییرات بیولوژیکی در محیط زیست شده و منجر به آسیب رساندن به گیاهان و حیوانات و اکوسیستم می‌شوند. در صورتی که این خسارات زیست‌محیطی به سلامت و بهداشت انسان آسیب رسانند و باعث کاهش رفاه بشر گردند، اقتصاددانان از آن به عنوان آلودگی اقتصادی یاد می‌کنند. به منظور بررسی تأثیر عوامل اقتصادی-اجتماعی مؤثر بر آلودگی محیط زیست ایران از متغیرهایی که در بخش مطالعات تجربی استفاده شده با تعدیلاتی از جمله وارد کردن متغیرهای مجازی استفاده گردیده است. در نهایت مدل زیر به عنوان مدل نهایی این پژوهش انتخاب گردید:

$$CO_2 = f(GDP, PD, OPEN, EC, D_{77-78})$$

که در آن، (CO_2) بیانگر متغیر آلودگی می‌باشد که از شاخص میزان سرانه انتشار دی اکسید کربن (هزار تن) استفاده شده است؛ (GDP) تولید ناخالص داخلی حقیقی به قیمت پایه سال ۱۳۸۳، (PD) درجه تراکم، ($OPEN$) درجه باز بودن اقتصاد (سهم مجموع صادرات و واردات از تولید ناخالص داخلی)، (EC) مصرف انرژی، D_{77-78} متغیر مجازی سال‌های ۱۳۷۷ و ۱۳۷۸ می‌باشند. در تخمین مدل به نکات زیر توجه شده است:

۱- دوره زمانی مورد بررسی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ بوده و داده‌ها و اطلاعات آماری مورد نیاز برای برآورد مدل از لوح فشرده اطلاعات بانک جهانی (۲۰۱۴) و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است.

۲- در این مقاله آلودگی هوا براساس شاخص انتشار CO_2 به عنوان شاخص زیست‌محیطی استفاده شده است.

۳- ارتباط بین رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در دوره زمانی بلندمدت می‌تواند به صورت مستقیم، معکوس یا ترکیبی از هر دو باشد. بررسی جریان شکل‌گیری رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست حکایت از آن دارد که طی چند دهه اخیر دو جریان فکری کلی در این حوزه وجود داشته است که در نهایت به رویکرد سوم تبدیل شده‌اند. در دیدگاه اول، از نظر بسیاری از دانشمندان علوم اجتماعی و علوم طبیعی، سطوح بالاتری از فعالیت اقتصادی (تولید یا

مصرف) نیازمند انرژی و مواد اولیه بیشتری است و در نتیجه مقادیر بیشتری از مواد زائد فرعی ایجاد می‌گردد. استخراج رو به افزایش منابع طبیعی، تجمع مواد زائد و تمرکز آلاینده‌ها از ظرفیت تحمل زیست‌کره بالاتر رفته و منجر به تخریب محیط‌زیست شده است. علاوه بر این، تخریب منابع طبیعی نهایتاً فعالیت اقتصادی را با خطر مواجه می‌کند. از این رو، برای حفاظت از محیط زیست و حتی حفظ فعالیت‌های اقتصادی باید رشد اقتصادی متوقف شده و اقتصاد به وضعیت پایدار حرکت نماید (پانایوتو^۱، ۲۰۰۰: ۱). دیدگاه دوم بیانگر آنست که سریع‌ترین راه برای بهبود کیفیت محیط زیست در امتداد مسیر رشد اقتصادی قرار دارد و به منظور بهبود استانداردهای زیست‌محیطی باید در جریان رشد اقتصادی گام نهاد. چرا که اصولاً سطح بالاتری از درآمد باعث افزایش تقاضا برای کالایی می‌شود که از سطح کم‌تری از مواد اولیه استفاده می‌کند و همچنین افزایش درآمد باعث افزایش تقاضای کیفیت محیط زیست می‌شود و این به معنی پذیرش معیارها و ضوابط حفاظتی زیست‌محیطی بوده است (پژویان و مرادحاصل، ۱۳۸۶: ۱۴۳). اما دیدگاه سوم که از اوایل دهه ۹۰ مطرح شد، به منحنی کوزنتس زیست‌محیطی مشهور شده است. بر طبق این نظریه، رابطه میان درآمد سرانه و معیارهای تخریب محیط زیست به صورت یک رابطه U برعکس است. بر اساس این فرضیه، رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست، چه مثبت و چه منفی، در طول مسیر توسعه یک کشور ثابت نیست. در حقیقت هنگامی که کشور به سطحی از درآمد می‌رسد که تقاضای مردم برای یک محیط زیست پاکیزه‌تر و تلاش آنان برای زیرساخت‌های کارآتر بیشتر می‌گردد، علامت این رابطه از مثبت به منفی تغییر می‌یابد (نصراللهی و غفاری‌گولک، ۱۳۸۹: ۷۹).

همان‌طور که از نمودار (۱) مشاهده می‌شود، کشورهای در حال توسعه در شیب افزایشی منحنی قرار دارند. این کشورها از اقتصاد مبتنی بر کشاورزی به سمت یک اقتصاد صنعتی در حال انتقال هستند. نرخ بالای رشد جمعیت، رشد سریع صنعتی شدن، مبادلات صنعتی و افزایش تعداد وسایل نقلیه، همگی از

از منابع طبیعی می‌باشد. همچنین افزایش تولید و حجم تجارت، مصرف انرژی را در بخش حمل و نقل کالا تشدید می‌کند. از طرف دیگر، رویکرد خوش‌بینانه در ارتباط بین تجارت و محیط زیست معتقد است که افزایش تجارت، کیفیت محیط زیست را در کشورهای در حال توسعه ارتقا می‌بخشد. طرفداران این دیدگاه معتقد هستند که تجارت آزاد از طریق تخصیص و مصرف کارآمدتر منابع، به کشورها اجازه می‌دهند در تولید کالا و خدماتی که در آنها دارای مزیت نسبی هستند، تخصص یافته و از این رو، میزان تولید را به ازای سطوح مشخص انرژی و مواد حداکثر سازند. این استدلال بر توانایی تجارت آزاد در افزایش منابع مالی در دسترس برای حفاظت از محیط زیست از طریق ارتقای ظرفیت تولید تأکید دارد و به عنوان توجیهی برای فرضیه منحنی زیست‌محیطی کوزنتس مطرح شده است. مطابق این فرضیه در کشورهای مختلف در سطح بالاتر از سطح بحرانی درآمد سرانه، کیفیت زیست محیطی افزایش می‌یابد (تاسکین و زعیم^۲، ۲۰۰۱: ۲).

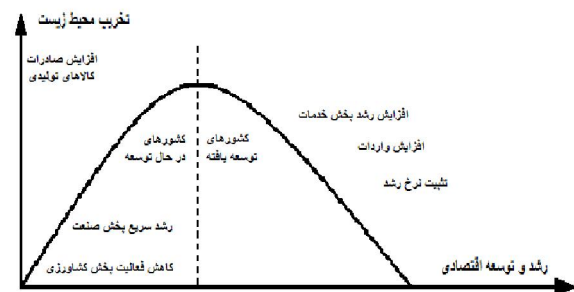
۵- از جمله عوامل مؤثر دیگر بر محیط زیست، مصرف انرژی است. چگونگی تولید و استفاده از حامل‌های انرژی در بخش‌های مختلف منجر به آلودگی در مقیاس محلی، منطقه‌ای و بین‌المللی می‌گردد. همچنین تجارت از طریق مزیت نسبی دو کشور، سیاست زیست محیطی و آثار رفاهی بر محیط زیست اثر خواهند گذاشت. یکی دیگر متغیرهای مؤثر بر آلودگی محیط زیست تراکم جمعیت (تعداد جمعیت در هر کیلومتر مربع) بوده است.

۶- تمامی متغیرهای مدل به صورت نرخ رشد $dLog$ استفاده شده‌اند.

۴-۲- مدل با دیدگاه فراسنج‌های اقلیمی

اقلیم از طریق تغییر عناصر آن مانند دما، بارش، فشار و باد بر میزان آلودگی تأثیر می‌گذارد. در این مطالعه از عنصر بارش و درجه حرارت و حمل و نقل بر آلودگی استفاده شده که در ادامه به بیان تأثیر آنها پرداخته خواهد شد: الف) بارش: از مؤثرترین عوامل جوی در پاک نمودن هوا از

مواردی هستند که باعث افزایش مصرف انرژی در این کشورها می‌شوند. اما بخش انرژی علی‌رغم نقش اساسی در فرایند توسعه، مشکلات زیست محیطی را نیز به دنبال دارد، به‌طوری که امروزه یکی از چالش‌های اصلی و ضروری در بعد جهانی از بحث انرژی برای توسعه پایدار، توسعه صنعتی، آلودگی هوا و تغییر آب و هوا نشأت می‌گیرد.



نمودار (۱): رابطه رشد و توسعه اقتصادی با تخریب محیط زیست

ماخذ: چایتانیا^۱، ۲۰۰۷

۴- بحث درباره اثر تجارت و درجه باز بودن تجارت بر محیط زیست در دو دیدگاه متفاوت متمرکز است. یک دیدگاه ادعا می‌کند که افزایش و آزادسازی تجارت اثرات زیانبار بر شرایط محیط‌زیست خواهند گذاشت. اولین نگرانی طرفداران این دیدگاه این است که تجارت آزاد به دلیل کاهش هزینه‌های مقررات زیست‌محیطی و مقررات‌زدایی رقابتی ممکن است موجب افت کلی استانداردهای زیست محیطی بین‌المللی گردد. در این شرایط مقررات زیست محیطی کم‌تر سخت گیرانه در یک کشور، هزینه نسبی تولید را در بین سایر شرکای تجاری مختل کرده و در تولید کالاهای آلاینده، مزیت نسبی ایجاد می‌نمایند که خود می‌تواند منجر به تخصص در صادرات آن کالاها گردد. یکی دیگر از نگرانی‌ها، انتقال صنایع ناپاک (آلاینده) به کشورهایی است که سیاست‌های زیست محیطی در آنها سهل و آسان هستند. فرضیه نقل مکان به این موضوع اشاره دارد که مقررات زیست محیطی ممکن است اثرات پویا بر جریان سرمایه داشته و صنایع آلاینده را به انتقال به سوی کشورهایی با مقررات زیست محیطی آسان تشویق کند. در این رویکرد، رشد اقتصادی متکی بر صادرات که از موافقتنامه‌های تجارت آزاد حاصل می‌شود، مشوق استخراج سریع و ناپایدار

زمانی که شهرها توسعه می‌یابند تقاضا برای زیرساخت‌های شهری، حمل و نقل و مصرف منابع فردی افزایش می‌یابد. در نتیجه مسائل مربوط به مصرف مانند مصرف انرژی و انتشار آلودگی برجسته‌تر می‌گردند. افزایش شدت شهرنشینی به ترافیک متراکم‌تر، ازدحام بیش از حد و آلودگی بیشتر هوا منجر می‌شود. تراکم جمعیت و فعالیت‌های اقتصادی تقاضاهای جدیدی را برای خدمات حمل و نقل و منابع ایجاد می‌کند. افزایش تراکم جمعیت و نیروی کار در مناطق شهری نیازهای سیستم حمل و نقل را افزایش می‌دهند (فطرس و فتحی، ۱۳۹۰: ۶).

با توجه به مطالب بیان شده مدل زیر به عنوان مدل نهایی این پژوهش که در برگیرنده متغیرهای فراسنج‌های اقلیمی است، انتخاب گردید:

$$CO_2 = f(CAR, Weather, Rain, D_{59})$$

که در آن منظور از، (CO_2) متغیر آلودگی می‌باشد و برای نشان دادن آن از شاخص میزان سرانه انتشار دی‌اکسیدکربن (هزار تن) استفاده شده است. متغیرهای مستقل مدل عبارتند از: (CAR) تعداد خودروهای سواری، ($Weather$) متوسط حرارت (سانتیگراد)، ($Rain$) بارندگی (میلیمتر)، D_{59} متغیر مجازی سال ۱۳۵۹ (آغاز جنگ) می‌باشند. دوره زمانی مورد مطالعه ۱۳۹۲-۱۳۵۳ می‌باشد و آمار مورد نظر از پایگاه‌های آماری بانک جهانی (۲۰۱۴) و مرکز آمار ایران استخراج شده است. تمامی متغیرها به صورت $dLog$ می‌باشند. در مجموع ارائه و برآزش دو مدل فوق با در نظر گرفتن شرایط ایران، دوره زمانی مورد مطالعه و در نظر گرفتن متغیرهای اقلیمی نشان از نوآوری مطالعه حاضر دارد.

۵- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل آن

قبل از برآورد مدل، داده‌ها از لحاظ مانایی مورد بررسی قرار گرفته‌اند. جهت تشخیص مانایی متغیرها از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته استفاده شده و مشخص شد که تمام متغیرها در سطح مانا هستند. در مطالعه حاضر از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده شده است. این روش به محقق اجازه می‌دهد که تورش همزمانی را کنترل نموده و با استفاده

عوامل آلوده‌کننده، بارندگی است. گازهای آلاینده‌ای که در هوا وجود دارد اگر در آب باران حل شوند به صورت جذب گاز در مایع درآمده و شسته می‌شوند و ذرات معلق موجود در هوا را همراه خود به زمین بر می‌گردانند. میزان حذف آلاینده‌ها توسط نزولات به‌ویژه باران به عوامل شدت بارندگی، شدت آلودگی و اندازه قطرات باران بستگی دارد (پوراحمد، ۱۳۷۷: ۴۴-۴۳، تریودی، ۱۳۸۹: ۱۵۸).

ب) درجه حرارت: در حالت وقوع وارونگی یا اینورژن^۱ دمایی، هوا پایدار شده و ذرات در محدوده لایه وارونگی تجمع پیدا کرده و بر شدت آلودگی هوا می‌افزاید. وجود وارونگی همراه با پایداری شدید هواست. بدین معنی که هوای سرد و سنگین در پایین و هوای گرم و سبک در بالا قرار می‌گیرد. این وضع باعث می‌شود که هوای آلوده در مجاورت زمین باقیمانده، به گونه‌ای که در لایه وارونگی، دما بیشتر از لایه پایین‌تر است و در نتیجه نمی‌گذارد هوای سردتر زیرین صعود کند و نهایتاً مواد آلوده در زیر آن متراکم می‌گردد. این شرایط عموماً در شب‌های صاف و بدون ابر زمستان به‌وجود می‌آید. به عبارتی شدت وارونگی‌ها در دوره سرد سال بیشتر از دوره گرم بوده است. برعکس در هوای گرم، گرما به هوای مجاور انتقال می‌یابد و در نتیجه عمل جابجایی هوا به‌خوبی انجام می‌گیرد و آلودگی هوا به حداقل می‌رسد (پوراحمد، ۱۳۷۷: ۴۶، صفوی و علیجانی، ۱۳۸۵: ۱۰۵).

ج) حمل و نقل: نقش عمده بخش حمل و نقل در تأثیرات زیست‌محیطی از منظر انتشار گازهای گلخانه‌ای و آلاینده‌های هوا می‌باشد (پرکینز^۲، ۲۰۱۱: ۴). بخش حمل و نقل سریع‌ترین رشد را در تقاضای انرژی داشته و این امر چه از نظر اقتصادی و چه به لحاظ آلودگی هوا مشکلات زیادی را برای کشورهای صنعتی و کشورهای در حال توسعه ایجاد کرده است. آلودگی ناشی از حمل و نقل وسایل نقلیه به شکل گازهای خروجی از اگزوز، ذرات معلق، صدا و غیره می‌باشند. آلودگی ناشی از حمل و نقل به علت شهرسازی بی‌رویه و سریع به اندازه آلودگی صنعتی مهم و از اهمیت زیادی برخوردار بوده است.

1. Inversion
2. Perkins (2011)



ضرایب مبتنی بر مبانی نظری و معنی دار می‌باشند. نتایج حاصل از آزمون J -statistic که نشان‌دهنده درست بودن یا نبودن متغیرهای ابزاری می‌باشد، درستی متغیرهای ابزاری به‌کار گرفته شده را تأیید می‌نماید.

اثر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست مثبت و معنی‌دار است. به عبارت دیگر موقعیت کنونی و شرایط رشد اقتصادی کشور هنوز در شرایطی نیست که رشد اقتصادی و افزایش تولیدات باعث کاهش انتشار آلاینده‌های زیست محیطی به‌خصوص دی اکسید کربن شود. متغیر درجه تراکم بر آلودگی اثر مثبت و معنادار دارد. به عبارتی هرچه تراکم جمعیت بیشتر باشد میزان آلودگی نیز بیشتر است. درجه باز بودن اقتصاد کشور با میزان آلودگی مورد نظر رابطه منفی و معنی‌دار دارد. این امر مبین آن است که با افزایش این درجه، احتمال انتشار این گاز و افزایش آلودگی کاهش خواهد یافت. مصرف انرژی اثر مثبت و معناداری بر آلودگی محیط‌زیست در ایران دارد. هرچه نرخ رشد مصرف انرژی بیشتر باشد، نرخ رشد میزان تولید آلاینده‌های زیست محیطی نیز بیشتر خواهد بود که نتیجه تجربی مدل با واقعیات اقتصاد ایران سازگار است. در نهایت متغیر مجازی سال‌های ۷۷ و ۷۸ با آلودگی رابطه مثبت و معنی‌دار را نشان می‌دهد.

جدول (۳): تصریح مدل آلودگی محیط زیست ایران با توجه به

متغیرهای اقلیمی

متغیر	ضریب	آماره t
c	۰.۰۳۷	۳.۳۰۴۹
$dLog(CO_2(-1))$	۰.۰۰۱	۰.۰۰۸۷
$dLog(CAR)$	۰.۰۰۵	۲.۲۰۳۳
$dLog(Weather)$	-۰.۷۸	-۲.۲۳۵۶
$dLog(Rain)$	-۰.۱۷	-۲.۴۶۹۷
D_{59}	-۰.۲۸	-۳.۵۳۱۷
R^2		۰.۵۲
D-W		۲.۲
آماره J هانسن	۵.۳۸۲۱	(۰.۶۱۳۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۳) ضرایب تخمینی عوامل اقلیمی بر میزان آلودگی هوای کشور را نشان می‌دهد. همان‌طور که از نتایج برآورد مشاهده می‌گردد میزان آماره J هانسن گویای انتخاب مناسب

از ابزارهای معتبر مشکل درون‌زایی را برای تمام متغیرهای توضیحی برطرف نماید. استفاده از این تکنیک منجر به تخمین‌های کارا و سازگار می‌شود. همچنین دلیل استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، برتری نسبی آن به سایر روش‌های برآورد از جمله حداقل مربعات معمولی و حداکثر راستنمایی است.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد برای متغیرها

متغیر	مقادیر بحرانی در سطوح			آماره ADF
	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد	
$dLog(CO_2)$	-۲.۶۳	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۴.۵۶
$dLog(GDP)$	-۲.۶۳	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۴.۱۹
$dLog(PD)$	-۲.۶۴	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۲.۰۸
$dLog(OPEN)$	-۲.۶۳	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۴.۵۶
$dLog(EC)$	-۳.۶۲	-۲.۹۴	-۲.۶۱	-۸.۹۵
$dLog(CAR)$	-۲.۶۳	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۳.۹۱
$dLog(Weather)$	-۲.۶۲	-۱.۹۴	-۱.۶۱	-۹.۴۹
$dLog(Rain)$	-۲.۶۴	-۱.۹۵	-۱.۶۱	-۴.۵۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است تکنیک GMM به منظور تخمین معادلات رفتاری پویا استفاده می‌شود. خلاصه نتایج حاصل از برآورد الگوی مدنظر اقتصادی-اجتماعی به روش گشتاورهای تعمیم یافته در جدول (۲) نشان داده شده است:

جدول (۲): تصریح مدل آلودگی محیط زیست ایران با توجه به

متغیرهای اقتصادی

متغیر	ضریب	آماره t
c	-۰.۰۱۹	۱.۴۴
$dLog(CO_2(-1))$	۰.۱۸	۳.۳۷
$dLog(GDP)$	۰.۷۲	۹.۳۱
$dLog(PD)$	۰.۷۳	۱.۸۶
$dLog(OPEN)$	-۰.۰۸	-۱.۹۵
$dLog(EC)$	۰.۲۷	۴.۰۴
D_{77-78}	۰.۲۲	۳.۸۸
R^2		۰.۵۸
D-W		۱.۶۳
آماره J هانسن	۶.۸۹	(۰.۷۳۵۴)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود تمامی علائم

عوامل مؤثر بر آلودگی محیط زیست ایران با نگاه ویژه بر دو دیدگاه اقتصادی-اجتماعی و فراسنجهای اقلیمی را مورد بررسی قرار داد. دوره زمانی مطالعه سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۳ و مدل‌ها با استفاده روش *GMM* برآورد گردیدند. نتایج مطالعه نشان داد که: ۱- اثر متغیرهای رشد اقتصادی، درجه تراکم، مصرف انرژی و تعداد خودروها بر آلودگی محیط زیست مثبت و معنادار می‌باشند؛ ۲- درجهٔ بازبودن اقتصاد کشور، درجه حرارت و میزان بارندگی با میزان آلودگی محیط زیست رابطه منفی و معنی‌دار داشته‌اند.

در واقع از آنجا که افزایش رشد اقتصادی کشور همواره به عنوان یکی از اهداف مهم اقتصادی در هر مقطعی در نظر گرفته می‌شود، لازم است تمهیداتی از جانب سیاست‌گذاران اتخاذ گردد که رشد اقتصادی کم‌ترین صدمه را به محیط زیست وارد آورده و اهداف توسعه پایدار محقق شود. همچنین با توجه به اهمیت حفظ محیط زیست و تداوم روند توسعه پایدار، توجه به تمامی عوامل توسعه در کنار تولید ناخالص داخلی امری بسیار حایز اهمیت است.

براساس نتایج مطالعه، مصرف انرژی باعث افزایش آلودگی می‌شود، بنابراین پیشنهاد می‌گردد که برنامه صرفه‌جویی در مصرف انرژی در رأس اهداف دولت قرار گیرد و در این زمینه لازم است برنامه‌ریزی‌ها و عملیات اجرایی گسترده و فراگیر به منظور استفاده از انرژی‌های نو و تجدیدپذیر مانند انرژی خورشیدی، انرژی باد و انرژی جاذب و مد و همچنین انرژی حاصل از نیروگاه‌های آبی در مناطق وسیعی از کشور صورت پذیرد. همچنین برنامه جامع الگوی مصرف انرژی (کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت) با استراتژی‌های قابل حصول تدوین گردد. علاوه بر آن، تولید خودروهایی که آلودگی کمتری داشته باشند نیز در دستور کار قرار گیرد.

با توجه به اثر منفی و معنی‌دار درجه باز بودن بر آلودگی، چنانچه واردات و صادرات در کشور با سهولت بیشتری انجام شود، می‌توان امیدوار بود محصولاتی که با قیمت تمام شده بالا و هزینه‌های گزاف اقتصادی-اجتماعی تولید می‌شوند، چنانچه به تولیدات داخلی آسیب نرسانند، وارد کشور شوند. این فرآیند می‌تواند از آلودگی‌های ناشی از تولید این محصولات

متغیرهای ابزاری است. از سویی دیگر تمامی متغیرهای به‌کار گرفته شده از منظر آماری معنی‌دار می‌باشند.

انتظار بر این است که با افزایش تعداد خودروهای سواری در کشور، بر میزان آلودگی هوا افزوده گردد که نتایج تخمین به‌درستی فرضیه را تأیید می‌نماید. به عبارتی، با یک درصد افزایش در نرخ رشد تعداد خودروهای کشور، میزان آلودگی هوا به میزان ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد. از سویی دیگر با توجه به مباحث زیست‌محیطی، زمانی که درجه حرارت هوا افزایش یابد (هوا گرم‌تر شود) باعث ایجاد جریان هوایی بین زمین و اتمسفر می‌شود و این امر منجر به این می‌گردد که آلاینده‌ها جمع نشوند و بالعکس در دمای هوای کم (درجه حرارت کاهش یابد) به دلیل سنگین بودن هوای سرد، وارونگی هوا مشاهده و باعث تشدید آلودگی می‌گردد. بنابراین انتظار بر این است متغیر درجه حرارت با آلودگی هوا رابطه عکس داشته باشد. این امر به‌خوبی در مدل برآوردی نشان داده شده است. با توجه به ضرایب، این متغیر بیشترین میزان اثرگذاری را بر آلودگی هوا داشته است. یکی دیگر از عوامل اقلیمی که در مدل برآوردی استفاده شده، میزان بارندگی می‌باشد که نشان‌دهنده رابطه عکس این متغیر با آلودگی هوا می‌باشد.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

طی دو دهه اخیر، ارتباط میان سطح توسعه‌یافتگی جوامع و میزان دستیابی به استانداردهای زیست‌محیطی و به تعبیری رعایت ملاحظات زیست‌محیطی در کانون توجه پژوهش‌گران قرار گرفته است. این موضوع در حوزه اقتصاد نیز با رویکردی خاص مورد توجه بوده است. یکی از موضوعاتی که در این حوزه مطالعات مختلفی را به خود اختصاص داده، ارتباط میان آلودگی و رشد اقتصادی است. در بیش‌تر کشورها و به خصوص کشورهای در حال توسعه رشد اقتصادی به عنوان مرکز برنامه‌ریزی‌ها قلمداد می‌شود. متأسفانه رشد اقتصادی مذکور پیامدهای ناگواری به خصوص در زمینه محیط زیست به همراه داشته است، زیرا بستر بیش‌تر فعالیت‌های اقتصادی، محیط زیست است و در حقیقت محیط زیست و رشد اقتصادی در ابتدائی‌ترین سطح به یکدیگر وابسته‌اند. بنابراین این مقاله



از خودرو شخصی و بالابردن مطلوبیت سفر با استفاده از ناوگان حمل و نقل عمومی، نقش زیادی در پیشبرد اهداف توسعه پایدار خواهد داشت.

برنامه جامع آلودگی در برنامه سوم اثر مناسبی بر کاهش اثر افزایش آلودگی داشته است. بنابراین ادامه این برنامه‌ها در سال‌های آتی و گسترش آن در تمام کشور می‌تواند منجر به تقلیل اثر آلودگی و افزایش رشد اقتصادی شود و در مجموع این روند مطابق با اهداف چشم‌انداز بیست ساله و به‌منظور دستیابی به توسعه پایدار خواهد بود.

جلوگیری کند. در مقابل آن، محصولاتی که با هزینه کم‌تر تولید شده و کشور در تولید آنها مزیت نسبی دارد، صادر شوند. همچنین شایان ذکر است که چنانچه تعداد خودروهای تولیداتی و وارداتی کشور کنترل نشود، می‌تواند به آلودگی بیشتر محیط زیست منجر گردد. در این راستا علاوه بر کنترل تولید و واردات خودروها، کاهش مصرف سوخت‌ها با آلاینده‌های زیاد، اصلاح قوانین و مقررات در شهرهای بزرگ، ارتقاء کیفیت سوخت و کیفیت فرآورده‌های نفتی، جمع‌آوری خودروهای فرسوده و خارج از استاندارد، جدی گرفتن معاینه فنی خودروها، کنترل موتور سیکلت‌ها، ترغیب مردم به عدم استفاده

منابع

- ۳۵، شماره ۴۹، ۷۲-۶۱.
- شیروی، عبدالحسین (۱۳۹۰). پروتکل کیوتو و تأمین مالی طرح‌های اقتصادی در کشورهای در حال توسعه. *فصلنامه پژوهش حقوق و سیاست*، سال ۱۳، شماره ۳۲، ۲۳۰-۲۰۵.
- صفوی، سیدیحیی و علیجانی، بهلول (۱۳۸۵). بررسی عوامل جغرافیایی در آلودگی هوای تهران. *پژوهش‌های جغرافیایی*، دوره ۳۸، شماره ۵۸، ۱۱۲-۹۹.
- عبداللهی، محسن (۱۳۸۹). تغییرات آب و هوایی: تأملی بر راهبردها و تدابیر حقوقی سازمان ملل متحد. *فصلنامه حقوق، مجله دانشکده حقوق و علوم سیاسی دانشگاه تهران*، دوره ۴۰، شماره ۱، ۲۱۴-۱۹۳.
- فطرس، محمدحسن و برزگر، حمیده (۱۳۹۲). اثرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر انتشار گاز دی اکسیدکربن در آسیای مرکزی و ایران ۲۰۰۷-۱۹۹۵. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۸، شماره ۱۶، ۱۵۸-۱۴۱.
- فطرس، محمدحسن و فتحی، ابوذر (۱۳۹۰). شهرنشینی و آلودگی هوا در ایران. *اولین کنفرانس اقتصاد شهری ایران*، ۱-۱۶.
- قربانی، محمد و فیروززارع، علی (۱۳۸۷). مقدمه‌ای بر ارزش‌گذاری محیط زیست. مؤسسه چاپ و انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد.
- ملاردی، محمدرضا و اصغری، سوسن (۱۳۸۳). شیمی محیط زیست، داود؛ برقی‌گل‌عذانی، اسماعیل و ممی‌پور، سیاب (۱۳۹۳). بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر آلودگی محیط زیست در کشورهای نفتی. *پژوهشنامه اقتصاد کلان*، دوره ۹، شماره ۱۷، ۵۲-۳۷.
- پژویان، جمشید و مرادحاصل، نیلوفر (۱۳۸۶). بررسی اثر رشد اقتصادی بر آلودگی هوا. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۴، ۱۶۰-۱۴۱.
- پوراحمد، احمد (۱۳۷۷). نقش اقلیم و ساختار جغرافیایی در آلودگی هوای شهر تهران. *پژوهش‌های جغرافیایی*، شماره ۳۴، ۵۳-۳۸.
- ترنر، آر.ک؛ پیرس، دی و باتمن، ای (۱۳۷۴). اقتصاد محیط‌زیست، ترجمه: سیاوش دهقانیان، علیرضا کوچکی، علی کلاهی اهری، انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، چاپ اول.
- تریودی، آر. کی (۱۳۸۹). مقدمه‌ای بر آلودگی هوا. ترجمه: مصطفی لیلی، نفیسه نوریه، زهرا عطاfer، تحت نظر محمد هادی دهقانی، انتشارات اندیشه رفیع.
- دادگر، یداله و نظری، روح‌اله (۱۳۸۷). آب، محیط‌زیست و توسعه پایدار. *فصلنامه مهندس/سوه*، شماره ۱۳، ۸۸-۸۰.
- زیبایی، منصور و شیخ‌زین‌الدین، آذر (۱۳۸۸). تنوع زیست محیطی و رشد اقتصادی: تحلیل مقطعی کشوری (با تأکید بر کشورهای در حال توسعه)، *مجله محیط شناسی*، دوره

- دهم، شماره سوم، ۹۵-۷۵.
- نواری، علی (۱۳۹۳). تأملی بر عملکرد جامعه بین‌المللی در برابر تغییرات آب و هوایی. *پژوهش‌های محیط‌زیست*، سال ۵، شماره ۹، ۵۸-۴۷.
- Akpan, U. F., & Abang, D. E. (2014). Environmental Quality and Economic Growth: A Panel Analysis of the "U" in Kuznets. *MPRA Paper No, 54461*, 1-22, posted 20. March: <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/54461/>
- Al-Mulali, U., Saboori, B., & Ozturk, I. (2015). Investigating the Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Vietnam. *Energy Policy*, 76, 123-131.
- Arouri, M., Shahbaz, M., Onchang, R., Islam, F., & Teulon, F. (2014). Environmental Kuznets Curve in Thailand: Cointegration and Causality Analysis. *Working Paper Series*, IPAG Business School, 1-34.
- Begum, R. A., Sohag, K., Mastura Syed Abdullah, S., & Jaafar, M. (2015). CO₂ Emissions, Energy Consumption, Economic and Population Growth in Malaysia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 41, 594-601.
- Chaitanya, K. (2007). Rapid Economic Growth and Industrialization in India, China and Brazil: At What Cost?. *William Davidson Institute Working Paper*, No. 897.
- Dinda, S., & Coondoo, D. (2006). Income and Emission: A Panel-data based Cointegration Analysis. *Ecological Economics*, 57(2), 167-181.
- Eugen, T., Madalina, I., Vlad, C., & Ovidiu, B. (2003). Correlations between the Air Pollution and the Rainfall Composition in Jiului Valley Area. *Studia Universitatis Babes-Bolyai, Geologia*, 2, 95-100.
- Heidari, H., Katircioğlu, S. T., & Saeidpour, L. (2015). Economic Growth, CO₂ Emissions, and Energy Consumption in the Five Asean Countries. *International Journal of Electrical Power & Energy Systems*, 64, 785-791.
- Hollinger, Keith H. (2008). Trade Liberalization and the Environment: A Study of NAFTA's Impact in El Paso, Texas and Juarez, Mexico. *Virginia Polytechnic Institute and State University*, 1-79.
- زیست: آشنایی با جنبه‌های شیمیایی محیط‌زیست. مبتکران.
- نصراللهی، زهرا و غفاری‌گولک، مرضیه (۱۳۸۹). آلودگی هوا و عوامل مؤثر بر آن (مطالعه موردی انتشار SPM و SO₂ در صنایع تولیدی ایران). *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۵، شماره ۹، ۱۳۸-۱۳۱.
- Jaccard, M., Nyboer, J., & Sandownik, B. (2002). Domestic Policy Options: The Cost of Climate Policy. *UBC Press*, Vancouver, BC, 175-198.
- Khalil, S., & Inam, Z. (2006). Is Trade Good for Environment? A Unit Root Co-integration Analysis. *Journal of Pakistan Development Review*, 45(4), 1187-1196.
- Khalil, S., Azhar, U., & Hasnain, A. (2007). Environmental Effects of Trade Liberalization: A Case Study of Pakistan, *Journal of Pakistan Development Review*, 46(4), 645-655.
- Mugableh, M. I. (2013). Analysing the CO₂ Emissions Function in Malaysia: Autoregressive Distributed Lag Approach. *Procedia Economics and Finance*, 5, 571-580.
- Muhammad, S., Muhammad Adnan, H. Q., & Kumar, T. A. (2013). Economic Growth, Energy Consumption, Financial Development, International Trade and CO₂ emissions in Indonesia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 109-121.
- Nasir, M., & Rehman, F. U. (2011). Environmental Kuznets Curve for Carbon Emissions in Pakistan: An empirical investigation. *Energy Policy*, 39(3), 1857-1864.
- Panayotou, T. (2000). Economic Growth and the Environment. *CID Working Paper*, No. 56, Environment and Development Paper, 4, Center for International Development at Harvard University.
- Perkins, S. (2011). Green Growth and Transport. *International Transport Forum at the OECD*, Paris.
- Rehan, R., & Nehdi, M. (2005). Carbon Dioxide Emissions and Climate Change: Policy Implications for the Cement Industry. *Environmental Science and Policy*, 8, 105-114.
- Richmond, A. K., & Kaufmann, R. K. (2006). Is There a Turning Point in The Relationship between Income And Energy Use and/or Carbon Emissions?. *Ecological Economics*, 56, 176-189.



- Sebri, M., & Salha, O. B. (2013). On the Causal Dynamics between Economic Growth, Renewable Energy Consumption, CO2 Emissions and Trade Openness: Fresh Evidence from BRICS Countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 39, 14-23.
- Taskin, F., & Zaim, O. (2001). The Role of International Trade on Environmental Efficiency: A DEA Approach. *Journal of Economic Modeling*, 18(1), 1-17.
- The Economist (2014). Climate Diplomacy: Flexible or Toothless? Turning Promises to Cut Emissions into a Binding Global Deal. <http://www.economist.com>.
- UNFCCC. (United Nations Framework Convention on Climate Change), Lima call for climate action, Advance unedited version, (Decision -COP 20). available at: http://unfccc.int/files/meetings/lima_dec_2014/application/pdf/auv_cop20_lima_call_for_climate_action.pdf
- UNFCCC. (1995). Report of the Conference of the Parties on its First Session, Berlin, 28 March -7 April 1995. (Decision -COP 1).
- UNFCCC. (1997), Kyoto Protocol to the United Nations Framework Convention on Climate Change, Kyoto.
- World Bank (2014). World Development Indicators (WDI). CD-ROM. Washington.
- Yamin, F., & Depledge, J. (2004). The International Climate Change Regime: A Guide to Rules, Institutions and Procedures. Cambridge University Press.
- Yhdego, M. (1995). Environmental Pollution Management for Tanzania: Towards Pollution Prevention. *Journal of Cleaner Production*, 3(3), 143-151.

بررسی اثرات نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید در ایران: رویکرد حد آستانه‌ای

Asymmetric Effects of the Monetary Policy on Inflation and Output Gap in Iran: A Threshold Approach

Akbar Komijani*, Naser Elahi**

Masoud Salehi Rezveh***

اکبر کمیجانی*، ناصر الهی**

مسعود صالحی رزوه***

Received: 9/Oct/2014 Accepted: 16/Feb/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۷/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲۷

Abstract:

This paper investigates the monetary policy reaction of the Central Bank of Iran with threshold effects. The estimation of the nonlinear reaction function is carried out using a two-step procedure. At first step of this procedure, we follow Caner and Hansen's (2004) threshold approach. Using the Taylor empirical rules and threshold variables including inflation and output gap we estimate the relevant threshold values. Then, to infer the monetary policy preferences, we employ these threshold values to estimate the asymmetric policy reaction function specified by Favero and Rovelli (2003) and Komlan (2013). This is done by Generalized Method of Moment (GMM). Experimental results show that the asymmetry parameter of the output gap is statistically significant. Thus, the Central Bank reacts more vigorously to negative than to positive output gaps. Also, the results suggest that Central Bank reacts only when the inflation rate is higher than the threshold. This fact indicates that the monetary authorities seek to improve the output and employment, and the priority of controlling inflation rate is not considered during the study period.

Keywords: Asymmetric or Nonlinear Preferences; Output Gap; Threshold Effects.

JEL: C23, E58, E52.

چکیده:

این مقاله عکس‌العمل سیاست پولی با اثرات آستانه‌ای را برای بانک مرکزی ایران بررسی می‌کند. تخمین تابع عکس‌العمل غیرخطی با استفاده از روش دو مرحله‌ای انجام می‌شود. ابتدا از رویکرد آستانه‌ای کنر و هانسن (۲۰۰۴) پیروی می‌کنیم. در چارچوب این روش با استفاده از قواعد تجربی تیلور و دو متغیر آستانه‌ای تورم و شکاف تولید، ارزش‌های آستانه‌ای را تخمین می‌زنیم. سپس این ارزش‌های آستانه‌ای را برای تخمین تابع عکس‌العمل سیاستی غیرمتقارن به پیروی از فاورو و رولی (۲۰۰۳) و کملن (۲۰۱۳) به وسیله روش GMM به کار می‌بریم. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پارامتر عدم تقارن مربوط به شکاف تولید از نظر آماری کاملاً معنادار است. بنابراین بانک مرکزی به انحرافات منفی تولید از هدف نسبت به انحرافات مثبت اهمیت بیشتری می‌دهد. همچنین نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنها هنگامی که نرخ تورم بالاتر از حد آستانه قرار گیرد، بانک مرکزی عکس‌العمل نشان می‌دهد. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌های بانک مرکزی در طی دوره مورد بررسی قرار ندارد.

کلمات کلیدی: ترجیحات نامتقارن یا غیرخطی؛ شکاف تولید؛ اثرات آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: C23, E58, E52.

* استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

Email: komijani@ut.ac.ir

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مفید

Email: elahi@mofidu.ac.ir

*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مفید (نویسنده مسئول)

Email: m.salehir88@gmail.com

* Professor of Economics, Tehran University, Tehran, Iran.

** Assistant Professor of Economics, Mofid University, Qom, Iran.

*** Ph.D. in Economics, Mofid University, Qom, Iran (Corresponding Author).



۱- مقدمه

سیاست پولی به عنوان یکی از سیاست‌های اقتصادی با تنظیم و تعدیل نرخ رشد حجم پول، موجب تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها و روان ساختن فعالیت‌های اقتصادی شده و زمینه مناسب و مطمئنی را برای کارگزاران اقتصادی فراهم می‌کند. اگرچه وظیفه اصلی بانک مرکزی کنترل سطح قیمت‌ها است، اما بالا نگه داشتن سطح فعالیت‌های اقتصادی و حمایت از پول ملی نیز از دیگر وظایف اصلی آن محسوب می‌شود. بسیاری از اقتصاددانان حوزه کلان، طی سال‌های اخیر به دنبال طراحی قاعده‌ای به منظور دستیابی به اهداف اقتصادی فوق بوده‌اند. قاعده‌ی سیاستی تیلور مثال بارزی از تلاش به منظور تبیین قاعده تصمیم‌گیری سیاست‌گذار پولی است.

بر اساس قاعده تیلور^۱، مقامات پولی یک ترکیب خطی از تابع زیان درجه دوم بانک مرکزی از تورم و تولید را مینیمم می‌کنند و ابزار اصلی اجرای سیاست، نرخ بهره کوتاه‌مدت است (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۱۴-۱۹۵). اکثر ادبیات اخیر این دیدگاه را از طریق تخمین قاعده تیلور یا تابع عکس‌العمل که در آن نرخ بهره کوتاه‌مدت یک تابع خطی از ارزش انتظاری در زمان حال و ارزش‌های آتی تورم و شکاف تولید است، تکمیل کرده‌اند. به عنوان یک موضوع تئوریک، زمانی یک چنین توابع عکس‌العمل خطی به دست می‌آیند که ارزش انتظاری تابع زیان یا به عبارت دیگر تابع درجه دوم از تورم و شکاف تولید نسبت به یک ساختار پویای خطی پولی حداقل شوند. از ویژگی‌های اصلی قاعده تیلور آن است که اهمیت شکاف تولید و تورم برای سیاست‌گذاران یکسان است یعنی وزن یکسان به فاصله تورم جاری از تورم هدف و شکاف تولید داده شده است.

اخیراً بخشی از ادبیات موضوعی این امکان را در نظر گرفته‌اند که تابع زیان سیاست‌گذاران پولی ممکن است درجه دوم نباشند، در نتیجه قاعده تیلور به دست آمده از چنین توابعی ضرورتاً خطی نیستند. برای مثال، مقامات پولی ممکن است از انحرافات مثبت نرخ تورم نسبت به انحرافات منفی آنها بیشتر بیزار باشند، یا وقتی که به تورم هدف دست یافته

باشند، تلاش بیشتری برای کاهش شکاف تولید کنند. در واقع با وجود راحتی تحلیل، یک تابع زیان درجه دوم که شکاف تولید مثبت و منفی را به یک اندازه جریمه می‌کند، به نظر واقع‌بینانه نمی‌آید.

بنابراین اثرات غیرمتقارن در زمینه سیاست پولی به وضعیتی اشاره دارد که در آن اثرات یک سیاست معین ثابت نیست و با توجه به شرایط مختلف تغییر می‌کند. به طور کلی اهداف نامتقارن منجر به توابع عکس‌العمل غیرخطی می‌شوند که این خود به خاطر وزنی است که به انحراف تورم از تورم هدف و انحراف تولید از تولید بالقوه داده می‌شود و این بستگی به شرایط اقتصادی دارد. یک روش ساده جهت دستیابی به روابط غیرخطی یا عدم تقارن در رفتار سیاستی تخمین مدل‌های آستانه‌ای است. روش رگرسیون آستانه‌ای به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کنند یا می‌توانند به گروه‌های مجزا شکسته شوند؟

مطالعه حاضر در پی آن است که رفتار بانک مرکزی در فرآیند سیاست‌گذاری پولی را با الهام از قاعده تیلور غیرخطی از نوع آستانه‌ای شناسایی نماید. بدین منظور باید بررسی کنیم که آیا بانک مرکزی قاعده سیاست‌گذاری خود را نسبت به یک سطح آستانه‌ای تورم یا شکاف تولید تعدیل می‌کند یا خیر. به عبارت دیگر باید بررسی کنیم که آیا بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری به تورم بالا نسبت به تورم پایین نشان می‌دهد. به طور مشابه آیا بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری به شکاف منفی تولید نسبت به شکاف مثبت تولید نشان می‌دهد یا خیر.

با توجه به اینکه سونسون^۲ (۱۹۹۷) و بال^۳ (۱۹۹۹) با به کارگیری مدل عرضه و تقاضای کل و تابع زیان بانک مرکزی نشان دادند که سیاست بهینه پولی شکلی مانند قاعده تیلور دارد، در این تحقیق نیز جهت آزمون عکس‌العمل سیاست پولی نسبت به تورم و شکاف تولید در ایران، علاوه بر قاعده تجربی تیلور یک تصریح بین دوره‌ای از تابع زیان به کار می‌بریم که از تابع هدف بانک مرکزی استخراج می‌شود.

بر این اساس، ساختار کلی مقاله به شکل زیر است. در

2. Svensson (1997)

3. Ball (1999)

1. Taylor (1993)

بخش دوم ادبیات نظری ارائه می‌شود، بخش سوم به مطالعات تجربی اختصاص دارد. تابع عکس‌العمل سیاست پولی در بخش چهارم معرفی و برآورد می‌شود. بحث و نتیجه‌گیری نیز در بخش پنجم ارائه می‌شود.

۲- مروری بر ادبیات

۱-۲- صلاح‌دیدها در برابر قواعد

سیاست پولی می‌تواند به صورت صلاح‌دید یا قاعده سیاستی اجرا شود. در شرایط صلاح‌دید، سیاست به صورت دوره به دوره و بدون پیگیری جهت مسیر آتی تعیین می‌شود. بنابراین سیاست‌گذاران تصمیم می‌گیرند که به کمک قضاوت آنها چه چیزی باید بهترین سیاست باشد. چون ترجیح سیاست‌گذاران طی زمان تغییر می‌کند و تصمیمات ارجح در یک نقطه از زمان ممکن است ناسازگار با نقطه دیگر زمانی باشد، می‌تواند موجب اعتبار کمتری شود و افراد به رفتار سیاست‌گذاران باور نخواهند داشت (مسئله ناسازگاری زمانی).

از سوی دیگر سیاست‌های مبتنی بر صلاح‌دید باعث خواهند شد تا سیاست‌گذار در مواجهه با شرایط مختلف اقتصادی از انعطاف لازم برخوردار بوده و بهترین سیاست را در هر شرایطی اتخاذ کند.

در قواعد سیاستی، سیاست‌گذاران قاعده‌ای را دنبال می‌کنند که می‌تواند مانع از ناکارایی مربوط به مسئله ناسازگاری زمانی شود. دنبال کردن یک قاعده به سیاست‌گذاران کمک می‌کند که اقدامات سیاستی خود را به صورت اثربخش منتقل و شرح دهند. مزیت استفاده از قاعده این است که بانک مرکزی می‌تواند اعتبار کسب کند و پاسخ‌گویی بانک مرکزی نیز تقویت می‌شود. همچنین قواعد، عدم اطمینان را از تصمیم سیاستی کاهش می‌دهد و تصمیمات سیاستی برای مشارکت‌کنندگان بازارهای مالی، کسب و کارها و خانوارها قابل پیش‌بینی‌تر می‌شوند (اورفانیدز^۱، ۲۰۰۷: ۱-۲).

انتقادی که بر قواعد سیاست پولی وارد می‌شود آن است که استفاده از قواعد به صورت خشک و مکانیکی موجب انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی شده و امکان واکنش مناسب در

برابر شوک‌های غیرمنتظره را برای سیاست‌گذاران از بین می‌برد. بر این اساس، راهبرد قاعده همراه با صلاح‌دید به عنوان راهبرد مناسب شناخته می‌شود. یکی از مهم‌ترین طرفداران این راهبرد، تیلور است که قاعده پولی وی مبنای بسیاری از مطالعات روز دنیا و سیاست‌گذاری‌های بانک‌های مرکزی قرار گرفته است. بر اساس نظر وی، راهبرد قاعده همراه با صلاح‌دید به این صورت خواهد بود که قاعده پولی باید به عنوان یک هدایتگر در اختیار سیاست‌گذاران بوده و خط مشی کلی و جهت حرکت بلندمدت سیاست پولی را مشخص کند، اما برای جلوگیری از انعطاف‌ناپذیری سیاست پولی در مواجهه با شوک‌های غیرمنتظره اقتصادی باید درجه‌ای از اختیار برای سیاست‌گذار پولی وجود داشته باشد تا بتواند در مواقع بحرانی، واکنش مناسب نشان دهد (خورسندی و اسلام‌لوپیان، ۱۳۹۱: ۱۲۱).

۲-۲- انواع قواعد سیاستی

قواعد سیاستی مختلفی وجود دارد. برای مثال قاعده رشد ثابت پول، هدف‌گذاری درآمد اسمی و هدف‌گذاری تورمی. رویکرد سنتی استفاده از قاعده فریدمن^۲ (۱۹۶۰) است. فریدمن قاعده K درصدی را پیشنهاد می‌کند که در آن بانک مرکزی نرخ ثابتی را برای رشد عرضه پول در نظر می‌گیرد. این قاعده بر اساس معادله تئوری مقداری پول است:

$$\Delta m + \Delta v = \pi + \Delta y \quad (1)$$

که در آن همه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. π تورم، m حجم پول، v سرعت گردش پول و y تولید حقیقی است. از معادله بالا، انتخاب نرخ ثابت رشد پول، K درصد، قاعده ساده‌ای را نشان می‌دهد که به طور متوسط به نرخ تورم هدف می‌رسد:

$$\Delta m = \pi + \Delta y - \Delta v \quad (2)$$

یک راه دیگر برای تفسیر این قاعده سیاستی از نظر رشد درآمد اسمی است. اگر سرعت گردش پول ثابت باشد ($\Delta v = 0$)، قاعده‌ای برای رشد ثابت پول به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\Delta m = \pi + \Delta y \quad (3)$$

که π نرخ وجوه دولتی، π نرخ تورم نسبت به چهار فصل قبلی و y درصد انحراف تولید ناخالص داخلی حقیقی از هدف یا روند است. در این مورد، نرخ‌های بهره در پاسخ به افزایش در تورم بالای هدف ضمنی و شکاف مثبت در تولید، افزایش می‌یابد (تیلور، ۱۹۹۳: ۲۰۲).

تیلور استدلال می‌کند که این قاعده شرح خوبی از سیاست پولی آمریکا را در سال ۱۹۸۵ ارائه می‌کند. با این وجود، این قاعده به اطلاعاتی که با تورم جاری و شکاف تولید شناسایی نمی‌شوند، توجه نمی‌کند (سونسون، ۲۰۰۰: ۱۷۸).

تعدادی از نویسندگان با استفاده از این فرم ساده برای سیاست پولی سعی کرده‌اند به جای اینکه مقادیر پیشنهاد شده توسط تیلور را انتخاب کنند، خودشان وزن‌های مربوط به انحرافات تورم و تولید از مقادیر هدف را تخمین بزنند. این مدل‌ها شکل زیر را به خود می‌گیرند:

(۶)

$$i_t = r^* + \pi_{-1} + a_\pi(\pi_t - \pi^*) + a_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t$$

که i_t نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت هدف است، a_π و a_y ضرایب عکس‌العمل سیاستی هستند، r^* نرخ تعادلی است که فرض می‌شود نزدیک به نرخ رشد وضعیت یکنواخت باشد، π_t و π^* به ترتیب نرخ تورم جاری و نرخ تورم هدف می‌باشند، π_{-1} نرخ تورم در طول چهار فصل گذشته است (شاخصی برای تورم انتظاری)، y_t و y^* به ترتیب سطح تولید جاری و روند هستند. ε_t جزء خطا است.

قواعد سیاست پولی که در فوق به آنها اشاره شد، فرض می‌کنند که مقامات پولی به صورت متقارن به اهداف سیاستی خود واکنش نشان می‌دهند، اما در مطالعات تجربی در آشکال مختلف از توابع عکس‌العمل سیاست پولی ضرایبی وجود دارد که متناسب با زمان تغییر می‌کنند. یکی از روش‌ها برای بررسی عدم تقارن در قواعد سیاست پولی، روش شکستن نمونه است. در این روش، نمونه را در یک تاریخ شکست احتمالی می‌شکنند و معادلات را برای دو رژیم به طور جداگانه تخمین می‌زنند. کلاریدا و همکاران^۲ با استفاده از این روش اثرات محتمل اجرای سیاست پولی بانک فدرال توسط رؤسای

این قاعده به عنوان هدف‌گذاری رشد درآمد اسمی محسوب می‌شود. فریدمن (۱۹۶۰) استدلال کرد که بانک مرکزی باید رشد حجم پول را با نرخ ثابت سالانه K درصد ثابت در نظر بگیرد تا اقتصاد باثبات باشد (اورفانیدز، ۲۰۰۷: ۳).

با این وجود در بسیاری از کشورها، رابطه بین رشد حجم پول و تقاضای کل در دهه‌های اخیر کمتر شده است. اصلاحات ساده، اجازه برای برخی عکس‌العمل‌های اتوماتیک رشد پول را به توسعه اقتصادی می‌دهد. بدین منظور قواعد ساده‌ای پیشنهاد شده است که موجب بهبود عملکرد اقتصادی می‌شود. از بین ساده‌ترین گزینه‌ها، قاعده مربوط به مک کالم^۱ است:

$$\Delta B = \Delta x^* - \Delta v - \phi_{\Delta x} (\Delta x - \Delta x^*) \quad (۴)$$

که در آن همه متغیرها به صورت لگاریتمی هستند. ΔB رشد پایه پولی، Δv رشد سرعت گردش پول، Δx رشد درآمد اسمی، Δx^* رشد طبیعی درآمد اسمی و $\phi_{\Delta x}$ پارامتر است (مک کالم، ۱۹۹۳: ۶۰-۱). مک کالم نشان داد که اگر قاعده‌ای مانند این قاعده (برای مثال با $\phi_{\Delta x} = 0.5$) استفاده شود، احتمالاً عملکرد اقتصاد آمریکا بهتر از عملکرد واقعی خواهد بود. به خصوص در دهه ۱۹۳۰ و ۱۹۷۰، که دو دوره از بدترین اشتباهات سیاست‌های پولی در تاریخ فدرال رزور بودند (مک کالم، ۱۹۸۸: ۲۰۳-۱۷۳).

مشکل این نوع قواعد این است که سرعت گردش پول ثابت نیست زیرا بی‌ثباتی در تقاضای پول وجود دارد که به دلیل اختلالات موقت یا مقاومت در برابر تغییر است که ناشی از نوآوری مالی است. به همین دلیل، بانک‌های مرکزی اغلب ترجیح می‌دهند که سیاست پولی را با استفاده از ابزار نرخ بهره تعدیل کنند.

ساده‌ترین قاعده پولی توسط تیلور پیشنهاد شده است. این قاعده یک قاعده سیاستی بازخوردی است که در آن نرخ بهره اسمی به انحرافات مشاهده شده در تورم و تولید از مقادیر هدفشان واکنش نشان می‌دهد. فرمول اصلی که تیلور پیشنهاد می‌کند به این صورت است:

$$r = \pi + 2 + 0.5 (\pi - 2) + 0.5y \quad (۵)$$

وجود دارد و اجتناب ناپذیر است و بنابراین پژوهشگر باید عوامل مسبب در تغییر رژیم را پیدا کند (وسچ^۳، ۲۰۰۳: ۶).

روش دیگر برای مدل‌سازی عدم تقارن در توابع عکس‌العمل سیاستی بانک‌های مرکزی، مدل مارکف سوئیچینگ است (هامیلتون^۴، ۱۹۸۹: ۳۸۴-۳۵۷ و انگل و هامیلتون^۵، ۱۹۹۰: ۷۱۳-۶۸۹). در این مدل تغییر رژیم با قطعیت اتفاق نمی‌افتد، اما با یک احتمال خاص رخ می‌دهد. محقق نه تنها وزن‌های مربوط به تورم و تولید را در مورد بانک مرکزی برآورد می‌کند، بلکه روشی که بر اساس آن این وزن‌ها در طول زمان تغییر می‌کنند را هم مورد بررسی قرار می‌دهد.

در نهایت به نظر می‌رسد مدل‌های آستانه‌ای نقش مهمی در تصریح‌های غیرخطی از توابع عکس‌العمل نرخ بهره ایفا کنند. بر طبق این مدل‌ها واکنش مقامات پولی به این مسئله بستگی دارد که متغیر آستانه‌ای کمتر یا بیشتر از یک مقدار خاص تخمین زده شده باشد (هانسن^۶، ۲۰۰۰: ۶۰۳-۵۷۵ و کور و هانسن^۷، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). در این روش متغیرهای درون‌زا و برون‌زا و یک متغیر برون‌زای آستانه‌ای در نظر گرفته می‌شود. کورتلوس و همکاران^۸ روش قبلی را از طریق لحاظ کردن یک متغیر آستانه‌ای درون‌زا توسعه می‌دهند (کورتلوس و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۷-۱). بر اساس رویکردهای گفته شده در مدل‌سازی آستانه‌ای، قاعده سیاست پولی به شکل زیر برآورد می‌شود:

(۷)

$$i_t = \begin{cases} r^* + \pi_{-1} + a_\pi(\pi_t - \pi^*) + a_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t & \text{if } I(q_t \leq \gamma) \\ r^* + \pi_{-1} + a'_\pi(\pi_t - \pi^*) + a'_y \left(\frac{y_t - y^*}{y^*} \right) + \varepsilon_t & \text{if } I(q_t > \gamma) \end{cases}$$

در رابطه بالا q متغیر آستانه‌ای و γ ارزش آستانه‌ای است. علاوه بر قاعده تجربی تیلور جهت آزمون عکس‌العمل سیاست پولی نسبت به تورم و شکاف تولید، یک تصریح بین دوره‌ای از تابع زیان نیز استفاده می‌شود. در حالت کلی می‌توان تابع زیان را به شکل زیر نوشت:

$$L = \sum_{t=1}^T \omega_\pi (\pi_t - \pi_t^*)^2 + \omega_y (y_t - y_t^*)^2 + \omega_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (۸)$$

مختلف بانک مرکزی را بررسی می‌کنند (کلاریدا و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۸۰-۱۴۷). نیومن و فون‌هاگن^۱ نیز تغییرات در قاعده تیلور را که ناشی از معرفی سیاست هدف‌گذاری تورم است، در شش کشور بررسی می‌کنند (نیومن و فون‌هاگن، ۲۰۰۲: ۱۹-۱).

برخی از روش‌ها نیز از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند. توضیح اینکه ویژگی مشترک رژیم‌های با سیاست هدف‌گذاری تورم، انعطاف‌پذیری است. با فرض مشکل بودن پیش‌بینی الگوهای آینده تورم و این واقعیت که بسیاری از شوک‌های اقتصادی ممکن است اثرات موقت بر تورم داشته باشند، تمام رژیم‌های هدف‌گذاری تورم به بانک مرکزی اجازه عدول از هدف را در یک محدوده مشخص می‌دهند. بنابراین، این طبیعی است که باور کنیم زمانی که شکاف تولید منفی و نرخ بیکاری بالا است، بیشتر رژیم‌های مبتنی بر سیاست هدف‌گذاری تورم، این اجازه را می‌دهند که تورم موقتاً از هدف خود بالاتر رود. تحت این شرایط، به ویژه هنگامی که اقتصاد در وضعیت رکود است، واضح است که قواعد سیاست پولی که پاسخ‌های نامتقارنی به شکاف تولید و یا انحرافات تورم می‌دهند، باید در نظر گرفته شوند (دولادو و همکاران^۲، ۲۰۰۰: ۳). به همین دلیل، برخی از روش‌ها از متغیرهای مجازی استفاده می‌کنند تا بتوانند ضرایب مختلف را بسته به اینکه تورم و یا تولید در بالا یا پایین مقدار هدف قرار دارد، تخمین بزنند.

عیب اصلی این دو روش - یعنی روش شکستن نمونه و روش متغیر مجازی - این است که محقق باید اطلاعات برون‌زایی پیدا کند که نشان دهد یک رژیم تغییر وضعیت اتفاق افتاده است. به طور کلی تخمین فرض می‌کند که تورم بلندمدت و نرخ بهره حقیقی بلندمدت با مقدار تعادلی خود برابر می‌شوند. این فرض تنها در صورتی برقرار است که دوره نمونه به اندازه کافی بلند باشد. بنابراین از آنجا که شکستن نمونه، مجموعه داده‌های موجود را کوتاه می‌کند، ممکن است فروض نقض شوند. این مشکل در روش متغیر مجازی هم

3. Wesche (2003)

4. Hamilton (1989)

5. Engel & Hamilton (1990)

6. Hansen (2000)

7. Kourtellis et al. (2008)

1. Neumann & Von Hagen (2002)

2. Dolado et al. (2000)

۵۵۶-۵۴۵).

پترسون^۳ به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا فدرال رزرو قاعده سیاست‌گذاری خود را نسبت به یک سطح آستانه‌ای تورم یا شکاف تولید تعدیل می‌کند یا خیر. بدین منظور یک مدل رگرسیون انتقال هموار را برآورد کرده و به این نتیجه می‌رسد که فدرال رزرو از یک مدل خطی در دوره ۱۹۷۹-۱۹۶۰ به یک مدل غیرخطی از نوع آستانه‌ای در دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۵ حرکت کرده است. همچنین زمانی که نرخ تورم به یک حد آستانه‌ای خاص می‌رسد، فدرال رزرو نرخ بهره کوتاه مدت خود را تغییر می‌دهد (پترسون، ۲۰۰۷: ۲۱-۱).

کملن عکس‌العمل نامتقارن سیاست پولی بر تورم و شکاف تولید را برای کشور کانادا مطالعه کرده است. در این مقاله به طور تجربی رفتار نرخ بهره مقامات پولی کانادا با در نظر گرفتن عدم تقارن‌های احتمالی در تابع زیان تجزیه و تحلیل می‌شود. نتایج حاکی از آن است که مقامات پولی کانادا ترجیحات غیرمتقارن را نشان داده‌اند. بنابراین تابع عکس‌العمل به عنوان یک مدل غیرخطی بهتر می‌تواند مدل سازی شود (کملن، ۲۰۱۳: ۹۲۳-۹۱۱).

۳-۲ مطالعات داخلی

خلیلی عراقی و همکاران با استفاده از روش‌های کنترل بهینه، قاعده سیاست بهینه پولی را برای اقتصاد ایران استخراج می‌کنند که در آن فرض شده که سیاست‌گذار از نرخ بهره به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کند. در این راستا یک مدل دینامیک تصادفی؛ شامل انتظارات عقلایی برای اقتصاد کشور ارائه و پارامترهای آن با توجه به مقادیر ضرایب به دست آمده در مطالعات قبلی کالیبره می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که رفتار بهینه سیاست‌گذار فرآیندی است که نرخ بهره را در پاسخ به نوسان مثبت در تورم، تولید و حجم پول، افزایش و در پاسخ به شوک تکنولوژی، کاهش می‌دهد. همچنین لازم است سیاست‌گذار نسبت به افزایش حجم پول به صورت تهاجمی واکنش نشان دهد (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۸۸: ۹۴-۶۹).

وقتی ω_i و ω_y برابر با صفر باشند، نشان می‌دهد که تورم تنها عامل تأثیرگذار است و تغییرپذیری در دیگر متغیرها در نظر گرفته نمی‌شود. این شرایط مربوط به کشوری است که هدف‌گذاری تورم آن اکید^۱ است. وقتی تورم از هدف خود منحرف می‌شود، هدف‌گذاری اکید را به سرعت از بین می‌برد. در مورد ω_y و ω_π که برابر صفر نیستند، اشاره به هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر^۲ دارد. در این حالت هدف سیاست‌گذار پولی نه تنها ایجاد ثبات در تورم بلکه ایجاد ثبات در تولید نیز است. برخی محققان عملکرد اقتصادی را بر اساس شکاف تورم و شکاف تولید ارزیابی می‌کنند در حالی که دیگران آن را بر اساس شکاف تورم، شکاف تولید و هموارسازی نرخ بهره ارزیابی می‌کنند. سیاست مناسب اغلب غیرفعال است به این معنی که ابزارها اغلب در برابر یک شوک معین تعدیل نمی‌شوند و تورم باید به تدریج همراه با تورم هدف حرکت کند. بنابراین کشورهای با هدف‌گذاری تورمی انعطاف‌پذیر، افق زمانی بلندمدت‌تری نسبت به کشورهای با هدف‌گذاری تورمی اکید دارند.

۳- مطالعات تجربی

۳-۱ مطالعات خارجی

فاورو و رولی ثبات اقتصاد کلان و ترجیحات فدرال را بررسی کرده‌اند. نرخ تورم آمریکا از یک میانگین ۴/۵ درصد در دوره ۱۹۶۰-۷۹ به یک میانگین ۳/۶ درصد در ۹۸-۱۹۸۰ کاهش یافته است. بین این دو دوره، انحراف معیار تورم و شکاف تولید نیز کاهش یافته است. این حقایق می‌تواند به تعامل سه عامل احتمالی نسبت داده شود: تغییر در ترجیحات بانک مرکزی، کاهش در تغییرپذیری شوک‌های عرضه کل و کارایی بیشتر در رفتار سیاست پولی. در این مقاله نقش‌های نسبی این عوامل را شناسایی کرده‌اند. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که ترجیحات سیاستی فدرال و به ویژه تورم هدف، به طور قابل ملاحظه‌ای طی دوره ولکر-گرینسپن تغییر کرده است. به علاوه واریانس شوک‌های عرضه پایین‌تر بوده و سیاست پولی به طور کاراتری طی این دوره عمل کرده است (فاورو و رولی، ۲۰۰۳).

1. Strict Inflation Targeting
2. Flexible Inflation Targeting

عنوان ابزار سیاست پولی استفاده نمود. به همین دلیل نرخ رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی مورد استفاده قرار می‌گیرد. با این تغییر اعمال شده به تشریح مدل می‌پردازیم. فرض کنیم تابع هدف بانک مرکزی به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$E_t = \sum_{i=0}^{\infty} \delta^i L_{t+i} \quad (9)$$

$$(10)$$

$$L = \left\{ \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda_1 X_t^2 + \mu_1 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})^2] I(q_t \leq \gamma) + \frac{1}{2} [(\pi_t - \pi_t^*)^2 + \lambda_2 X_t^2 + \mu_2 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})^2] I(q_t > \gamma) \right\}$$

X_t شکاف تولید (انحراف سطح تولید از مقدار بالقوه)، π_t نرخ تورم، M_t ابزار سیاستی (حجم پول)، E_t انتظاراتی که تحت تأثیر اطلاعات موجود در زمان t قرار می‌گیرد. λ وزن یا اهمیت شکاف تولید، μ وزن یا اهمیت تغییرات نرخ رشد حجم حقیقی پول در تابع زیان، π^* سطح تورم هدف، δ عامل تنزیل بین دوره‌ای است و $0 < \delta < 1$ است. $(\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1})$ بیانگر آن است که تا چه حد بانک مرکزی در تنظیم عرضه پول در دوره جاری وابسته به میزان عرضه پول در دوره گذشته است. $I(\cdot)$ تابع شاخصی است که ارزش مساوی با یک می‌گیرد اگر شرط داخل پراتز صحیح باشد و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد. q_t متغیر آستانه‌ای و γ شرط آستانه‌ای است که تخمین زده می‌شود.

مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه q_t کمتر یا بیشتر از γ آستانه‌ای باشد، به دو رژیم تقسیم می‌شوند. این رژیم‌ها توسط تفاوت شیب‌های رگرسیون مشخص می‌شوند. بردار متغیرهای آستانه‌ای در این مدل شامل دو متغیر شکاف تولید (X_t) و انحراف تورم (π_t) است.

بانک مرکزی به منظور تعیین قاعده بهینه سیاست پولی باید مسئله بهینه سازی بین دوره‌ای را نسبت به قیود عرضه و تقاضای کل حل نماید. رفتار اقتصادی در چارچوب مدل نوکیزین گذشته نگر^۱ و قیمت‌های چسبده مشخص می‌شود که در آن تورم و شکاف تولید تابعی از ارزش‌های آتی انتظاری آن متغیرها می‌باشند. معادلات عرضه و تقاضای کل به صورت

درگاهی و شربت اوغلی با در نظر گرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹: ۲۷-۲۸).

توکلیان در رساله دکتری خود سیاست‌گذاری پولی در اقتصاد ایران را با استفاده از سه مدل مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل DSGE مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج این سه رویکرد بیانگر آن است که تنها در اواخر دهه هفتاد و ابتدای دهه ۸۰ به نحوی قاعده‌ای در سیاست‌گذاری پولی وجود داشته و در عمده مواقع تورم هدف ضمنی (تورم هدف اعلام نشده برای عموم مردم) بالاتر از تورم هدف برنامه‌های پنج ساله بوده است. در ادامه مدل DSGE برای سیاست‌گذاری پولی صلاح‌دید و سیاست‌گذاری پولی بهینه حل می‌شود. نتایج این رویکرد بیانگر آن است که در عمده مواقع سیاست‌گذاری پولی به صورت صلاح‌دید صورت گرفته است. همچنین نتایج سیاست‌گذاری پولی بهینه نشان دهنده آن است که بهره‌گیری از این رویکرد در سیاست‌گذاری پولی، تنها راه برای رسیدن به هدف تورمی برنامه‌های توسعه پنج ساله بوده است (توکلیان، ۱۳۹۲: ۲۱۶-۲۱۵).

۴- معرفی و برآورد مدل

در این مقاله تخمین تابع عکس‌العمل غیرخطی با استفاده از روش دو مرحله‌ای انجام می‌شود. ابتدا از رویکرد آستانه‌ای کتر و هانسن پیروی می‌کنیم (کتر و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). در چارچوب این روش با استفاده از قواعد تجربی تیلور ارزش‌های آستانه‌ای را تخمین می‌زنیم. سپس این ارزش‌های آستانه‌ای را برای تخمین تابع عکس‌العمل سیاستی غیرمستقیم پیرو فاورو و رولی و کملن به وسیله روش GMM به کار می‌بریم (فاورو و رولی، ۲۰۰۳: ۵۵۶-۵۴۵ و کملن، ۲۰۱۳: ۹۲۳-۹۱۱). با توجه به اینکه این افراد در مدل‌های مورد استفاده، نرخ بهره را به عنوان ابزار سیاست پولی به کار برده‌اند، در ایران بر اساس بانکداری بدون ربا نمی‌توان از نرخ بهره به

زیر تصریح می‌گردند:

$$X_{t+1} = C_1 X_t - C_2 (\dot{M}_t - \pi_t) + U_{t+1}^d \quad (11)$$

معادله (۱۱) نشان می‌دهد که شکاف تولید وابسته به شکاف تولید دوره قبل، آن قسمت از نرخ رشد پولی که توسط تورم خنثی نشده باشد و شوک تقاضا است.

$$\pi_{t+1} = C_3 \pi_t + C_4 X_t + U_{t+1}^s \quad (12)$$

معادله (۱۲) یک منحنی فیلیپس گذشته‌نگر از نوع نایرو (NAIRU)^۱ است که تغییر در تورم تابع مثبت از شکاف تولید با وقفه و شوک تورم است. انحراف نرخ بیکاری از نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان در ارتباط منفی با انحراف سطح تولید واقعی از تولید بالقوه است. به این ترتیب به لحاظ نظری، چنانچه سیاست‌گذاران در برقراری نرخ واقعی بیکاری در سطحی برابر با نرخ بیکاری همراه با تورم غیرشتابان موفق باشند، سطح تولید اقتصاد در حداکثر مقدار خود خواهد بود، بدون آنکه فشارهای تورمی ایجاد شود. حضور اینرسی تورم (پایداری تورم) در معادله تورم حاکی از آن است که تورم‌زدایی بر حسب مقدار تولید از دست رفته پرهزینه خواهد بود یعنی طی دوره انتقال به نرخ تورم پایین، هزینه‌ای را که سیستم اقتصادی باید از این بابت متحمل شود، بالا خواهد بود. پس یک رابطه معکوس بین تورم و تولید در کوتاه‌مدت وجود دارد. اما وقتی که تورم با وقفه با ضریب واحد در معادله (۱۲) وارد می‌شود، این مدل دلالت بر یک منحنی فیلیپس بلندمدت عمودی دارد. معادله (۱۲) هیچ نقشی را برای تورم انتظاری آتی در معادله تعدیل تورم در نظر نمی‌گیرد. پارامتر C_4 یک ثابت مثبت است که حساسیت تورم به تقاضای اضافی را اندازه‌گیری می‌کند.

قبل از طرح کامل مدل لازم است به چند مبحث اقتصادسنجی بپردازیم:

۱) مسئله بهینه‌سازی بین دوره‌ای عبارت است از مینیمم کردن معادلات (۹) و (۱۰) نسبت به قیود (۱۱) و (۱۲). همان‌طور که توسط سونسون نشان داده شد، معادله اولری که این مسئله را حل می‌کند، می‌تواند بر حسب قاعده تیلور نوشته شود (سونسون، ۱۹۹۷: ۱۱۴۶-۱۱۱۱):

$$\dot{M}_t = \pi_t + B(\pi_t + \pi^*) + C X_t$$

که:

$$C = \frac{1 - \Gamma + c_1}{c_2}, B = \frac{1 - \Gamma}{c_2 c_3}, K = K(\lambda, \delta, c_3) \geq 1, 0 \leq \Gamma = (\lambda / (\lambda + \delta K(c_3^2))) < 1$$

واضح است که رویکرد تک معادله‌ای برای تخمین قاعده تیلور، شناسایی پارامترهای ترجیحات سیاستی (λ, δ, π^*) و ساختار اقتصادی (C_1, C_2, C_4) را امکان پذیر نخواهد ساخت که این یک مسئله جدی بر حسب تخمین یک قاعده پولی به صورت تک معادله‌ای را بیان می‌کند. استفاده از روش‌های تک معادله‌ای برای تخمین قواعد تیلور توسط فاورو و رولی نیز مورد نقد قرار گرفت زیرا با استفاده از این روش پارامترهای ترجیحات بانک مرکزی و پارامترهای ساختار اقتصادی قابل شناسایی نمی‌باشند. مسئله پیچیدگی پارامترها با تخمین یک سیستم سه معادله‌ای و با استفاده از روش GMM حل می‌شود (فاورو و رولی، ۲۰۰۳: ۵۵۶-۵۴۵).

۲) به علت پایداری در معادلات ساختاری اقتصاد، معادله اولر یک افق زمانی بی‌نهایت دارد و در نتیجه نمی‌تواند به طور مستقیم در کار تجربی به کار گرفته شود. برای برآورد این معادله لازم است در برخی دوره‌های مناسب زمانی چند جمله‌ای‌های آینده‌نگر معادله را حذف کنیم. مانند تحقیق فاورو و رولی (۲۰۰۳)، ما نیز از یک دوره سبقت^۲ چهار فصلی استفاده می‌کنیم. کوتاه‌سازی و خلاصه کردن معادله اولر به دو دلیل انجام می‌گیرد: اول اینکه همان‌طور که فاورو و رولی (۲۰۰۳) در کار خود بحث کرده‌اند، در هر صورت یک نقطه برش طبیعی برای افق آینده معادله اولر پدیدار می‌شود، حتی اگر یک تابع زیان با افق زمانی نامحدود در نظر بگیریم. در واقع، وزن مربوط به انتظارات در مورد شکاف‌ها و تورم در آینده با گذشت زمان کاهش می‌یابد. دوم اینکه، گسترش افق زمانی در معادله اولر آن را پیچیده و هم‌خطی در سیستم ایجاد می‌کند و در نتیجه مشکلات جدی در تخمین‌ها به وجود می‌آورد.

۳) اثر متقابل بین ساختار اقتصاد و تابع عکس‌العمل سیاستی یک مسئله شناسایی را ایجاد می‌کند، مسئله‌ای که ما آن را با فرض عدم وجود بازخورد همزمان بین متغیرهای کلان

نرخ ارز در قاعده سیاست پولی در مقایسه با قاعده اولیه تیلور می‌یابد (سونسون، ۲۰۰۹: ۴۴-۵). در روشی مشابه تیلور شواهد ضعیفی برای کانال نرخ ارز می‌یابد (تیلور، ۲۰۰۱: ۲۶۶-۲۶۳). کلاریدا و همکاران تلاش می‌کنند تا دوباره قواعد تیلور را برای اقتصادهای کوچک با استفاده از متغیرهای خارجی تصریح کنند. آنها برای کشور ژاپن و آلمان نرخ بهره آمریکا و نرخ‌های ارز را در قاعده نرخ بهره به کار برده و نشان می‌دهند که ضرایب ممکن است کوچک و قابل ملاحظه باشد اما در برخی موارد مثل آلمان، ضریب تورم منفی است (کلاریدا و همکاران، ۲۰۰۰: ۱۸۰-۱۴۷). در اینجا نقش نرخ ارز به طور صریح در بخش تجربی منحنی فیلیپس لحاظ می‌شود. بنابراین Δw نوسانات نرخ ارز می‌باشد که به عنوان یک متغیر اضافی وارد مدل می‌کنیم.

پس تخمین توأم معادلات (۱۳) و (۱۴) به همراه معادله (۱۵) شناسایی پارامترهای ترجیحات بانک مرکزی $\mu_1, \mu_2, \lambda_1, \lambda_2, \pi_1^*, \pi_2^*$ و نیز پارامترهای ساختاری C_1 تا C_9 را امکان پذیر می‌سازد.

به منظور تخمین ارزش‌های آستانه‌ای از قاعده تجربی تیلور استفاده می‌کنیم. قبل از بیان قاعده تجربی تیلور به دو نکته اشاره می‌کنیم:

۱) در ادبیات تجربی مدل آستانه‌ای، دو گروه از مدل‌ها وجود دارد: مدل‌هایی با اثرات آستانه‌ای برون‌زا و مدل‌هایی با اثرات آستانه‌ای درون‌زا. مدل‌های با اثرات آستانه‌ای برون‌زا مستقل از هر ساختار یا وضعیت اقتصادی هستند در حالی که مدل‌های آستانه‌ای درون‌زا ساختار و شرایط سیستم اقتصادی را مورد توجه قرار می‌دهند. طبق قاعده تیلور (۱۹۹۳) نرخ بهره اسمی وابسته به شکاف تولید و تورم است. پیرو فروض استاندارد در ادبیات نئوکینزین شکاف تولید و تورم، عرضه و تقاضای کل را توصیف می‌کنند که هر دو در چاقوب ساختار اقتصادی تعریف می‌شوند. پس ما در اینجا با مدل آستانه‌ای درون‌زا مواجه هستیم که برای تخمین این مدل آستانه‌ای از متغیر ابزاری استفاده می‌کنیم. این روش توسط کتر و هانسن پیشنهاد شده است (کتر و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-۸۱۳). به کارگیری متغیر ابزاری به منظور اجتناب از مسئله درون‌زایی و نیز بررسی

اقتصادی و سیاست پولی، یعنی از طریق کنار گذاشتن اثر سیاست پولی همزمان در معادله تقاضای کل حل کردیم. این قید به لحاظ تجربی قابل قبول است و اغلب در مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) درمورد مکانیزم انتقال پولی اتخاذ شده است.

با توجه به نکات فوق، سیستم تخمینی که بر مبنای یک مدل سه معادله‌ای است به شرح زیر است:

(۱۳)

$$X_t = C_1 + C_2 X_{t-1} + C_3 X_{t-2} + C_4 (\dot{M}_{t-2} - \pi_{t-2}) + C_5 (\dot{M}_{t-3} - \pi_{t-3}) + U^d \quad (14)$$

$$\pi_t = C_6 \pi_{t-1} + C_7 \pi_{t-2} + C_8 X_{t-1} + C_9 \Delta W_{t-1} + U^s \quad (15)$$

$$0 = \left[\mu_1 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) - \mu_1 \delta E_{t-1} (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) + \delta^3 E_{t-1} [C_8 C_4 (\pi_{t+3} - \pi_1^*) + \delta (C_6 C_8 C_4 + C_8 (C_5 + C_2 C_4) (\pi_{t+4} - \pi_1^*)) + \lambda_1 \delta^2 E_{t-1} [C_4 X_{t+2} + \delta (C_5 + C_2 C_4) X_{t+3} + \delta^2 (C_2 (C_5 + C_2 C_4) + C_3 C_4) X_{t+4}]] I(q_t \leq \gamma) + [\mu_2 (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) - \mu_2 \delta E_{t-1} (\dot{M}_t - \dot{M}_{t-1}) + \delta^3 E_{t-1} [C_8 C_4 (\pi_{t+3} - \pi_2^*) + \delta (C_6 C_8 C_4 + C_8 (C_5 + C_2 C_4) (\pi_{t+4} - \pi_2^*)) + \lambda_2 \delta^2 E_{t-1} [C_4 X_{t+2} + \delta (C_5 + C_2 C_4) X_{t+3} + \delta^2 (C_2 (C_5 + C_2 C_4) + C_3 C_4) X_{t+4}]] I(q_t > \gamma) \right]$$

معادله (۱۵) شرط مرتبه اول حل مسئله بهینه بین دوره‌ای است. با استفاده از روش کنترل بهینه، شرط مرتبه اول را برای حداقل سازی تابع زیان محاسبه می‌کنیم که منجر به معادله اولر فوق می‌شود.

پیرو چارچوب تحلیل سیاست پولی فعلی، یک نقص احتمالی معادلات (۱۱) و (۱۲) ارتباطشان در زمینه اقتصاد باز است در حالی که تجارت بین الملل یک بخش مهم از فعالیت‌های اقتصادی است و بنابراین نرخ ارز باید به عنوان یک متغیر مهم در توابع سیاستی اقتصادهای باز مورد توجه قرار گیرد. بال با استفاده از شکل اصلاح شده معادلات (۱۱) و (۱۲)، تغییرات مهمی در تغییرات نرخ ارز برای اقتصادهای باز و بسته نمی‌یابد (بال، ۱۹۹۹: ۸۳-۶۳). از سوی دیگر سونسون با استفاده از یک چشم انداز آینده‌نگر فواید متنوعی از ورود

می‌دهد. برآورد ضرایب به منظور پی بردن به این موضوع است که تأکید سیاست‌گذاران در هدایت سیاست پولی در دوره مورد مطالعه بیشتر بر انحراف تورم بوده است یا انحراف تولید.

جهت تخمین پارامترهای مدل از داده‌های فصلی ایران شامل شاخص بهای مصرف‌کننده (CPI)، لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی، حجم پول و نرخ ارز بازار آزاد به ترتیب برای به دست آوردن نرخ تورم، شکاف تولید، نرخ رشد حجم پول و نرخ رشد نرخ ارز طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱ استفاده خواهد شد. برای محاسبه شکاف تولید نیز از فیلتر هودریک-پرسکات استفاده شده است.

قبل از پرداختن به تخمین مدل دو نکته را در نظر می‌گیریم. نخست آمار خلاصه در مورد رژیم‌های مختلف در جدول ۱ آورده شده است. از این جدول یافته‌های جالبی را می‌توان استخراج کرد. آمار توصیفی نشان می‌دهد که شکاف تولید پایین‌تر است اگر تورم و شکاف تولید بالاتر از مقادیر آستانه‌ای خود باشند. همچنین تورم کمتر است اگر شکاف تولید پایین‌تر و تورم بالاتر از مقدار آستانه‌ای باشد. بنابراین بر این اساس ما کمترین میانگین برای تورم را زمانی به دست می‌آوریم که تورم پایین‌تر از حد آستانه‌ای باشد و بالاترین میانگین برای تورم زمانی است که شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد. علاوه بر این کمترین میزان برای شکاف تولید زمانی است که تورم در پایین و شکاف تولید در بالای مقادیر آستانه‌ای خود قرار دارند. بنابراین در این شرایط ما همواره پایین‌ترین و بالاترین تحقق از نرخ تورم و شکاف تولید را پیدا می‌کنیم. در نهایت، اگر دو متغیر تورم و شکاف تولید بالاتر از مقادیر آستانه‌ای خود باشند، نرخ رشد حجم پول در بالاترین سطح است. این امر با پیشنهادی قاعده تیلور مبنی بر اینکه نرخ رشد حجم پول باید در دوره‌هایی که تورم بالاتر از میزان هدف خود هست، پایین باشد و نیز نرخ رشد حجم پول در حالتی که تورم در زیر مقدار آستانه‌ای خود هست، بیشترین میزان را دارد، ناسازگار است. بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که حجم پول به انحراف تورم عکس‌العمل نشان نداده و بنابراین بانک مرکزی ایران بر حجم پول اثرگذار نمی‌باشد.

اثر آستانه‌ای است. در این تحقیق ارزش‌های با وقفه تورم و شکاف تولید را به عنوان ابزار استفاده می‌کنیم.

(۲) در هنگام تخمین توابع عکس‌العمل سیاست پولی باید به خود همبستگی مشاهده شده در حجم پول توجه شود. این مسئله به طور کلی با این فرض انجام می‌شود که بانک مرکزی حجم پول را فوراً در سطح مطلوب خود تنظیم نمی‌کند، اما به هموارسازی حجم پول توجه دارد. اگر بانک مرکزی حجم پول را به تدریج به سمت حجم پول مطلوب تنظیم کند، تنظیم سطح واقعی حجم پول به سمت حجم پول هدف توسط رابطه زیر ارائه می‌شود:

$$M_t = (1 - \rho)M_t^* + \rho M_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

پارامتر ρ درجه هموارسازی حجم پول را نشان می‌دهد. تصادفی بودن سیاست یا پیش‌بینی ناقص تقاضا برای ذخایر به دست آمده توسط بانک مرکزی را می‌توان در شوک تصادفی ε_t منعکس کرد. بر اساس این رفتار تعدیل جزئی، بانک مرکزی تمایل دارد ابزار خود را برای از بین بردن تنها یک بخش $(1 - \rho)$ از شکاف بین سطح جاری هدف و ترکیب خطی از مقادیر گذشته آن تعیین کند. برخی دلایل بانک مرکزی برای هموار کردن تغییرات حجم پول، اجتناب از اختلال در بازار سرمایه، حداقل کردن زیان اعتباری ناشی از حرکات معکوس ناگهانی سیاست‌ها و ایجاد اتفاق نظر برای حمایت از تغییرات سیاستی است.

با توجه به نکات فوق به تشریح قاعده تجربی تیلور از نوع آستانه‌ای می‌پردازیم: دو نظام ممکن برای رفتار بانک مرکزی بسته به اینکه آیا q_t پایین (نظام نخست) یا بالای (نظام دوم) ارزش آستانه‌ای باشد، در نظر می‌گیریم: وقفه شکاف تولید و وقفه انحراف تورم. مدل رگرسیون آستانه‌ای به صورت زیر به دست می‌آید:

$$(17)$$

$$\dot{M}_t = (\alpha_1 \pi_t + \alpha_2 X_t + \theta_1 \dot{M}_{t-1})I(q_t \leq \gamma) + (\beta_1 \pi_t + \beta_2 X_t + \theta_2 \dot{M}_{t-1})I(q_t > \gamma) + U_t$$
 که در آن علامت ضرایب α_i و β_i منفی هستند. یعنی با افزایش نرخ تورم بانک مرکزی به صورت کاهش نرخ رشد حجم پول عکس‌العمل نشان می‌دهد و با کاهش شکاف تولید بانک مرکزی به صورت افزایش نرخ رشد حجم پول واکنش نشان

جدول (۱): آمارهای توصیفی

نام متغیر	خطی	$\pi \leq \gamma_{\pi}$	$\pi > \gamma_{\pi}$	$X \leq \gamma_X$	$X > \gamma_X$
$\bar{M}$	۰/۰۵۱	۰/۰۲۷	۰/۰۷۴	۰/۰۲۱	۰/۱۳۶
σ_M	۰/۰۷۲	۰/۰۷۳	۰/۰۶۷	۰/۰۵۲	۰/۰۵۳
$\dot{M}_{\max}$	۰/۲۱۷	۰/۱۶۹	۰/۲۱۷	۰/۱۳۱	۰/۲۱۷
$\dot{M}_{\min}$	-۰/۰۱۱۳	-۰/۱۱۳	-۰/۰۷۷	-۰/۱۱۳	-۰/۰۴۸
$\bar{\pi}$	۴/۶۲	۴/۰۱۵	۵/۲۳	۴/۰۲	۶/۳۴
σ_{π}	۳/۲۶	۲/۳۲	۳/۸۲	۲/۷۸	۳/۹۱
$\pi_{\max}$	۱۹/۵	۱۰/۳	۱۹/۵	۱۴/۹	۱۹/۵
$\pi_{\min}$	-۳	-۲/۳	-۳	-۳	-/۴
$\bar{X}$	-۲/۷۳	-۰/۰۰۶	۰/۰۰۳	۰/۰۳۶	-۰/۱۰۵
σ_X	۰/۱۱۳	۰/۱۰۸	۰/۱۱۸	۰/۱۰۵	۰/۰۵۵
$X_{\max}$	۰/۲۲۰	۰/۲۲۰	۰/۲۰۷	۰/۲۲۰	۰/۰۶۱
$X_{\min}$	-۰/۲۱۷	-۰/۱۳۸	-۰/۲۱۷	-۰/۱۶۶	-۰/۲۱۷
$\bar{W}$	۷۱۳۵	۷۲۴۵/۸	۷۶۳۱/۸	۷۱۵۰/۲	۷۵۴۵/۸
σ_W	۵۵۰۲/۳	۳۶۵۵/۱	۶۷۲۹/۶	۴۹۰۳/۹	۶۹۷۶/۴
$W_{\max}$	۳۵۲۱۴	۱۷۷۸۱/۵	۳۵۲۱۴	۳۰۷۱۲	۳۵۲۱۴
$W_{\min}$	۹۰۷/۵	۱۲۱۹	۱۱۱۵/۱	۹۰۷/۵	۱۰۲۶/۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به نظر می‌رسد عدم توانایی بانک مرکزی در کنترل اجزای پایه پولی به دلایلی همچون سلطه مالی دولت و عدم استقلال در کنترل تغییرات حجم پول باعث عدم دستیابی به وظایف خود از جمله کنترل رشد نقدینگی و تورم می‌گردد. جهت روشن شدن این مسئله اجزای پایه پولی را مورد بررسی قرار می‌دهیم. جدول ۲ متوسط نرخ رشد پایه پولی و سهم اجزای پایه پولی را طی برنامه‌های مختلف توسعه اقتصادی نشان می‌دهد.

جدول (۲): متوسط نرخ رشد پایه پولی و سهم اجزای پایه پولی

سال	سهم خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	سهم خالص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی	سهم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	نرخ رشد پایه پولی
۱۳۶۸	۰/۰۱	۰/۱۱	۰/۰۰	۸/۳
۱۳۶۹	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۳/۹
۱۳۷۰	-۰/۰۱	۰/۰۹	۰/۰۹	۱۵

۱۳۷۱	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۸	۱۷/۴
۱۳۷۲	۰/۲۰	۰/۶۴	-۰/۰۷	۲۴/۵
متوسط برنامه اول توسعه	۰/۰۵	۰/۱۸	۰/۰۲	۱۳/۸
۱۳۷۳	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۲۰	۳۲/۹
۱۳۷۴	۰/۲۰	۰/۳۴	۰/۲۳	۴۳/۷
۱۳۷۵	۰/۱۳	۰/۱۱	-۰/۰۱	۳۷/۶
۱۳۷۶	-۰/۲۰	۰/۱۲	۰/۱۰	۱۰/۹
۱۳۷۷	-۰/۰۷	۰/۱۷	-۰/۰۳	۱۸
۱۳۷۸	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۱۲	۱۵/۹
متوسط برنامه دوم توسعه	۰/۰۳	۰/۱۷	۰/۱۰	۲۶/۵
۱۳۷۹	۰/۰۴	-۰/۱۸	۰/۰۴	۱۷/۵
۱۳۸۰	۰/۰۵	۰/۰۸	-۰/۱۴	۱۵/۲
۱۳۸۱	۰/۷۲	۰/۳۳	۰/۱۳	۲۳/۱
۱۳۸۲	۰/۳۱	-۰/۰۲	-۰/۰۱	۷/۶
۱۳۸۳	۰/۵۱	-۰/۰۹	-۰/۰۲	۱۷/۵
متوسط برنامه سوم توسعه	۰/۳۲	۰/۰۲	۰/۰۰	۱۶/۲
۱۳۸۴	۰/۴۹	-۰/۳۸	۰/۱۰	۴۵/۹
۱۳۸۵	۰/۵۲	-۰/۱۲	۰/۰۹	۲۶/۹
۱۳۸۶	۰/۲۴	-۰/۰۹	۰/۳۰	۳۰/۵
۱۳۸۷	۰/۳۴	۰/۱۸	۰/۲۸	۴۷/۶
۱۳۸۸	۰/۱۷	۰/۱۱	-۰/۱۳	۱۱/۹
متوسط برنامه چهارم توسعه	۱۰/۳۵	-۰/۱۳	۰/۱۳	۳۲/۶

مأخذ: محاسبات تحقیق بر اساس آمارهای بانک مرکزی جمهوری

اسلامی ایران

در سال‌هایی که با افزایش درآمدهای نفتی مواجه بوده‌ایم، دولت مخارج جاری و عمرانی خود را افزایش داده و برای



جدول (۳): آزمون پایایی متغیرهای مدل

روش آزمون / متغیر	ADF	PP	KPSS
$\dot{M}$	-۳/۶۹۴	-۱۸/۷۳۰	۰/۰۹۸
π	-۶/۵۴۲	-۶/۵۴۲	۰/۱۳۶
gap	-۴/۰۳۸	-۲/۶۰۷	۰/۰۵۳
Δw	-۹/۱۸۱	-۹/۲۰۵	۰/۱۶۳
1% critical value	-۳/۵۰۲	-۳/۴۹۸	۰/۲۱۶
5% critical value	-۲/۸۹۲	-۲/۸۹۱	۰/۱۴۶
10% critical value	-۲/۵۸۳	-۲/۵۸۲	۰/۱۱۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

آزمون خطی بودن مدل (یعنی فرضیه $H_0: \alpha = \beta$ در برابر فرضیه $H_1: \alpha \neq \beta$) با استفاده از آماره SUPW انجام می‌گیرد. از آنجا که تحت فرضیه صفر مقدار آستانه‌ای نامعلوم است، این آماره یک توزیع غیرمتعارف دارد که می‌تواند از طریق خود راه‌انداز^۴ تکرار شود. آماره SUPW از طریق یافتن مقدار آستانه‌ای γ که آماره والد را برای فرضیه H_0 حداکثر می‌کند، به دست آمده است:

(۱۸)

$$W_n(\gamma) = [\hat{\alpha}(\gamma) - \hat{\beta}(\gamma)][\hat{V}_1(\gamma) - \hat{V}_2(\gamma)]^{-1}[\hat{\alpha}(\gamma) - \hat{\beta}(\gamma)]$$

$$\hat{V}_1(\gamma) \text{ و } \hat{V}_2(\gamma) \text{ ماتریس واریانس-کواریانس } \hat{\alpha}(\gamma) \text{ و } \hat{\beta}(\gamma)$$

 هستند. آماره SUPW با نتایجی از داده‌های فرضی SUPW* برای به دست آوردن ارزش P آزمون، مقایسه می‌شود:

$$\frac{1}{B} I_{PV}(SUPW^* > SUPW)$$

که B تعداد تکرارهای خود راه‌انداز و I_{PV} تابع شاخصی است که ارزش یک می‌گیرد اگر شرط غالب باشد و در غیر این صورت ارزش صفر می‌گیرد. توزیع مجانبی این آماره آزمون به خاطر حضور پارامتر مزاحم γ (تحت فرضیه صفر تعریف نمی‌شود) غیراستاندارد است. ارزش P از طریق شبیه سازی (خود راه‌انداز) به دست می‌آید (کنر و هانسن، ۲۰۰۴: ۸۴۳-)

تأمین این مخارج، ارز حاصل از فروش نفت خام را به بانک مرکزی می‌فروشد. این باعث افزایش منابع بانک مرکزی از طریق افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی و لذا افزایش پایه پولی می‌گردد. به عنوان مثال طی برنامه سوم و چهارم توسعه اقتصادی با افزایش درآمدهای نفتی سهم خالص دارایی‌های خارجی در پایه پولی نسبت به سایر برنامه‌های توسعه بالاتر است. همچنین در سال‌هایی که درآمدهای نفتی به دلایلی همچون کاهش قیمت نفت و یا تشدید تحریم‌های اقتصادی کاهش داشته است، دولت برای جبران کسری بودجه اقدام به استقراض از بانک مرکزی نموده که این باعث افزایش خالص بدهی دولت به بانک مرکزی و لذا افزایش منابع پایه پولی و تورم شده است. این سهم در سال پایانی برنامه اول توسعه و طی برنامه دوم توسعه بالاترین میزان را دارا است. از سوی دیگر افزایش بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به دلیل تعیین تسهیلات بانکی فراتر از منابع بانکی توسط دولت عامل دیگری در جهت افزایش پایه پولی بوده است. به عنوان مثال متوسط سهم بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی در برنامه چهارم ۰/۱۳ می‌باشد که نسبت به سایر برنامه‌های توسعه بیشتر می‌باشد. به دلیل محدود بودن ظرفیت تولید، رشد حجم پول منجر به تورم شده است.

دوم، ضروری است که متغیرهای مشتمل در مدل تخمینی پایا باشند. جدول ۳ نتایج این آزمون را بر اساس سه آماره دیکی-فولر تعمیم یافته^۱ (ADF)، فیلپس-پرون^۲ (P-P) و KPSS^۳ نشان می‌دهد. تفاوت آزمون KPSS با دو آزمون دیگر این است که فرضیه صفر آن مانا بودن متغیر است در حالی که در دو آزمون ADF و P-P فرضیه صفر، نامانای بودن متغیر است. آزمون KPSS قادر به فراهم آوردن شواهدی از پایایی برای همه متغیرها است. نتایج آزمون‌های فوق حاکی از آن است که ریشه واحد برای همه متغیرها در سطح یک درصد رد می‌شود و تنها ریشه واحد برای متغیر شکاف تولید با آزمون فیلپس-پرون در سطح اطمینان ده درصد رد می‌شود. بنابراین همه متغیرها پایا هستند.

1. Augmented Dickey-Fuller
2. Phillips-Perron
3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin

(رژیم دو)، تنها یک افزایش معنادار در واکنش بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید را نشان می‌دهد اما تغییر قابل ملاحظه‌ای در واکنش بانک مرکزی نسبت به تورم دیده نمی‌شود. در مجموع نتایج نشان می‌دهد که وزن‌های اختصاص داده شده توسط سیاست‌گذاران به شکاف تولید در هر دو رژیم بیش از وزن اختصاص یافته به انحراف تورم است.

جدول (۴): نتایج تخمین برای تابع عکس‌العمل تجربی با استفاده از

تورم سه دوره قبل به عنوان متغیر آستانه‌ای

تخمین آستانه‌ای	۴/۰۱	
	رژیم ۱	رژیم ۲
ضرایب		
$\pi(-2)$	۰/۰۰۰۸ (۰/۰۰۰۱)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۰۰۵)
$X(-3)$	-۰/۴ (۰/۰۰۱۱)	-۰/۶۳ (۰/۰۰۰۲)
$\dot{M}(-2)$	۰/۷۵ (۰/۰۰۰۲)	۰/۷۰ (۰/۰۰۰۳)
$H_0: \alpha = \beta$ SUPW(statistic) SUPW(p-value)	-۲/۸۹ (۰/۰۰۰۴)	

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۵): نتایج تخمین برای تابع عکس‌العمل تجربی با استفاده از

شکاف تولید دوره قبل به عنوان متغیر آستانه‌ای

تخمین آستانه‌ای	۰/۰۷	
	رژیم ۱	رژیم ۲
ضرایب		
$\pi(-2)$	۰/۰۰۰۱ (۰/۰۰۰۰۳)	-۰/۰۰۰۶ (۰/۰۰۰۰۲)
X	۰/۱۹ (۰/۰۰۱۷)	-۰/۳۱۱ (۰/۰۰۰۷۵)
$\dot{M}(-4)$	۰/۷۵ (۰/۰۰۱۴)	۰/۸۳ (۰/۰۰۰۹۸)
$H_0: \alpha = \beta$ SUPW(statistic) SUPW(p-value)	۱۲/۴۵ (۰/۰۰۰۰۱)	

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۸۱۳). بدین منظور نخست مجموع باقیمانده‌های تخمینی را تحت مدل غیر مقید برای هر γ به دست می‌آوریم. یعنی $\hat{e}_i(\gamma)$ و تعریف می‌کنیم: $y_i^* = \hat{e}_i(\gamma)\eta_i$ که η_i گام تصادفی i.i.d با $N(0,1)$ است. دوم با استفاده از این شبه متغیر وابسته به جای y_i با تکرار محاسبه بالا، آماره $SUPW^*$ به دست آمده، توزیع مجانبی شبه $SUPW$ دارد. پس با تکرار شبه سازی طراحی شده، ارزش P مجانبی آماره آزمون $SUPW$ می‌تواند با دقت دلخواه محاسبه شود.

نتایج آزمون خطی بودن نشان می‌دهد که تابع عکس‌العمل تجربی را می‌توان توسط یک مدل غیرخطی مدل سازی کرد. آزمون‌های $SUPW$ صورت گرفته در مورد هر متغیر آستانه‌ای، مدل خطی را در سطح معناداری یک درصد رد می‌کنند و بنابراین ترجیحات سیاستی نامتقارن را نشان می‌دهند.

جدول ۴ تخمین‌های به دست آمده را وقتی که تورم سه دوره قبل متغیر آستانه‌ای مربوطه است، نشان می‌دهد. مقدار آستانه‌ای تخمین زده شده برابر با ۴/۰۱ درصد است که از طریق فرآیند خود راه‌انداز به دست آمده است. به دلیل محدودیت‌های ساختاری و اطلاعاتی، سیاست‌گذار پولی نسبت به تورم، شکاف تولید و حجم پول با تأخیر عکس‌العمل نشان می‌دهد. به عنوان مثال نرخ رشد حجم پول در دوره t متأثر از نرخ رشد حجم پول از دو دوره قبل می‌باشد. عکس‌العمل بانک مرکزی نسبت به انحراف تورم نیز با دو دوره وقفه انجام پذیرفته و همچنین نسبت به شکاف تولیدی نیز با سه دوره وقفه عکس‌العمل نشان داده است. در رژیم یک، ضریب تورم به لحاظ آماری معنادار ولی مثبت است در حالی که ضریب شکاف تولید معنادار و منفی است. در این حالت انتظار داریم که بانک مرکزی عکس‌العمل شدیدتری را نسبت به شکاف تولید داشته باشند، که ضرایب تخمینی نیز حاکی از عکس‌العمل قوی‌تر بانک مرکزی نسبت به شکاف تولید است. این بدین معناست که در دوره رکود افزایش فعالیت‌های اقتصادی برای بانک مرکزی اهمیت بیشتری دارد به گونه‌ای که برای رسیدن به این هدف، حاضر است هدف کنترل تورم را نادیده بگیرد.

وقتی انحراف تورم بالاتر از حد آستانه‌ای قرار می‌گیرد



زمانی که تورم پایین مقدار آستانه‌ای است، λ_1 و μ_1 مثبت و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول محدب است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP) سازگار می‌باشد. با این حال اگر تورم بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد، λ_2 و μ_2 همچنان منفی و معنادار است که بیانگر این است که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول مقعر است و این امر نشان‌دهنده وجود ترجیحات اجتناب از تورم (IAP) است. علاوه بر این تخمین ضریب π^* به وضوح نشان می‌دهد که مقامات پولی به انحرافات تورم عکس‌العمل نشان می‌دهند. به عنوان مثال، وقتی انحراف نرخ تورم واقعی مثبت باشد، مقدار پارامتر π^* پایین‌تر از میزان تخمین زده شده تحت رژیم اول است (۳/۹۴٪ در مقابل ۴/۰۶۲٪).

جدول ۷، برآوردهای به دست آمده زمانی که شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده را نشان می‌دهد. زمانی که شکاف تولید پایین مقدار آستانه‌ای است، λ_1 و μ_1 مثبت و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول محدب است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از تورم (IAP) سازگار می‌باشد. اگر شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای خود باشد، λ_2 و μ_2 منفی و معنی‌دار هستند و دلالت بر این موضوع دارند که تابع عکس‌العمل در شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول مقعر است. این یافته در صورت وجود با ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP) سازگار می‌باشد.

به طور خلاصه بانک مرکزی نسبت به شکاف‌های منفی تولید بیش از شکاف‌های مثبت عکس‌العمل نشان می‌دهد. این نوع عدم تقارن، ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی نامیده می‌شود.

جدول ۵ برآوردهای به دست آمده را زمانی که شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است، ارائه می‌دهد. تخمین‌ها حاکی از آن است که وقتی شکاف تولید بالاتر از مقدار آستانه‌ای است، بانک مرکزی با شدت بیشتری به آن پاسخ می‌دهد. یعنی در شرایط رکود اقتصادی نگران شکاف تولید است در حالی که در وضعیت مخالف عکس‌العملی نسبت به انحراف تورم ندارد.

در مجموع نتایج تخمین‌های آستانه‌ای فوق نشان می‌دهند که مقامات پولی عکس‌العمل شدیدتری به انحراف تولید در شرایط رکودی نسبت به شرایط تورمی از خود نشان می‌دهند. در حالی که در شرایط تورمی عکس‌العمل بانک مرکزی در کنترل تورم بسیار ضعیف است. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌های بانک مرکزی قرار ندارد.

جدول ۶ و ۷ ترجیحات غیرمتقارن سیاستی بانک مرکزی را نشان می‌دهند. جدول ۶ تخمین‌های مربوط به ترجیحات غیرمتقارن سیاست پولی را زمانی که تورم به عنوان متغیر آستانه‌ای در نظر گرفته شده است، نشان می‌دهد. چنانچه λ_1 و μ_1 مثبت و معنادار باشند، بدین معناست که تابع عکس‌العمل بانک مرکزی در مورد شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول به صورت محدب است و اگر λ_2 و μ_2 منفی و معنادار باشند، نشانگر این است که بانک مرکزی ترجیحات مقعر در مورد شکاف تولید و هموارسازی نرخ رشد حجم پول دارد. این نتایج بیانگر این است که وقتی تورم پایین مقدار آستانه‌ای قرار دارد، سیاست پولی تحت سلطه ترجیحات اجتناب از رکود اقتصادی (RAP)^۱ بوده است یعنی سیاست پولی توسط یک قاعده محدب مشخص شده است. در حالی که اگر تورم بالاتر از حد آستانه‌ای باشد، سیاست پولی توسط یک قاعده مقعر که حمایتگر ترجیحات اجتناب از تورم (IAP)^۲ است، مشخص شده است (کوکرمین و موسکاتلی^۳، ۲۰۰۸: ۱۲).

1. Recession Avoidance Preferences
2. Inflation Avoidance Preferences
3. Cukierman & Muscatelli

جدول (۶): تخمین پارامتر ترجیحات سیاست پولی با استفاده از تورم به عنوان متغیر آستانه‌ای

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C_1	$-۰/۰۲۷$ (۰/۰۰۱)	$۰/۰۶۳$ (۰/۰۰۴)
C_2	$-۰/۰۶۳$ (۰/۰۱۰)	$-۰/۰۳۶$ (۰/۰۱۶)
C_3	$-۱/۰۳۷$ (۰/۰۱۵)	$-۰/۰۸۴$ (۰/۰۱۲)
C_4	$۰/۰۰۷$ (۰/۰۰۰۳)	$۰/۰۰۶$ (۰/۰۰۰۵)
C_5	$-۰/۰۲۰$ (۰/۰۰۰۸)	$۰/۰۰۱$ (۰۰۰۳)
C_6	$۰/۰۸۱$ (۰/۰۲۱)	$۰/۰۹۸$ (۰/۰۱۴)
C_7	$-۴/۰۶۷$ (۰/۰۵۸۸)	$۲/۰۳۰$ (۰/۰۶۱۲)
C_8	$۰/۰۳۲$ (۰/۰۱۱)	$۰/۰۶۰$ (۰/۰۲۲)
C_9	$۰/۰۳۳$ (۰/۰۰۸)	$۰/۰۶۱$ (۰۱۰)
δ	$۰/۰۹۷$	$۰/۰۹۷$
π^*	$۴/۰۶۲$ (۰/۰۱۶۶)	$۳/۰۹۴$ (۰/۰۱۰۱)
λ	$۷/۰۰۴$ (۹/۰۱)	$-۱/۰۳۷$ (۶/۰۷۴)
μ	$۰/۰۲۵$ (۰/۰۰۹۳)	$-۱/۰۱۲$ (۰/۰۱۵۹)
j-statistics	۱۹/۰۳	۲۱/۷۸

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند. عامل تنزیل ۰/۹۷۵ فرض شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۷): تخمین پارامتر ترجیحات سیاست پولی با استفاده از شکاف تولید به عنوان متغیر آستانه‌ای

ضرایب	رژیم ۱	رژیم ۲
C_1	$-۰/۰۱۹$ (۰/۰۰۳)	$۰/۰۱۱$ (۰/۰۰۳۱)
C_2	$-۰/۰۲۷$ (۰/۰۱۶)	$۰/۰۲۳$ (۰/۰۱۳۲)
C_3	$-۱/۰۴۳$ (۰/۰۲۲)	$-۱/۰۳۳$ (۰/۰۱۶۷)
C_4	$۰/۰۱۱$ (۰/۰۰۰۸)	$-۰/۰۰۹$ (۰/۰۰۰۸)
C_5	$-۰/۰۰۸$	$۰/۰۰۳$



	(۰/۰۰۱)	(۰/۰۰۰۵)
C_6	۰/۳۸۵ (۰/۰۱۴)	۰/۴۱۹ (۰/۰۱۴)
C_7	-۲/۸۷ (۰/۰۵۹۸)	۶۳/۷۳ (۴/۹۱)
C_8	۰/۴۶۴ (۰/۰۱۷)	۰/۳۰۶ (۰/۰۲۲)
C_9	۰/۰۲۳ (۰/۰۰۷)	۰/۱۷۵ (۰/۰۰۶)
δ	۰/۹۷۵	۰/۹۷۵
π^*	-۴/۴۲ (۱/۹۸۵)	۳/۷۸۷ (۰/۴۱۲)
λ	۰/۰۰۰۲ (۳/۱۶)	-۵/۵۸ (۱/۴۸)
μ	۹/۴۴۷ (۱/۰۸۵)	-۰/۵۷۷ (۰/۲۳۱)
j-statistics	۱۹/۶	۱۸/۴۷

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار پارامترها هستند. عامل تنزیل ۰/۹۷۵ فرض شده است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مقاله با استفاده از روش رگرسیون آستانه‌ای به جای تابع درجه دوم استاندارد، ترجیحات نامتقارن بانک مرکزی ایران را با توجه به شکاف تورم و شکاف تولید مورد بررسی قرار می‌دهد. تابع عکس‌العمل سیاست پولی غیرخطی از بهینه سازی رفتار بانک مرکزی به دست آمده است. تابع عکس‌العمل و پارامترهای ترجیحات نامتقارن را برای شکاف تورم و تولید در دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱ برآورد نمودیم. نتایج تجربی نشان می‌دهد که پارامتر عدم تقارن مربوط به شکاف تولید از نظر آماری کاملاً معنادار است. بنابراین سیاست‌گذار پولی به انحرافات منفی تولید از هدف نسبت به انحرافات مثبت وزن بیشتری می‌دهد. همچنین نتایج به دست آمده حاکی از آن است که تنها هنگامی که نرخ تورم بالاتر از حد آستانه قرار گیرد، سیاست‌گذار پولی عکس‌العمل نشان می‌دهد. این واقعیت نشان می‌دهد که مقامات پولی بیشتر به

دنبال بهبود وضعیت تولید و اشتغال بوده و کنترل تورم در اولویت سیاست‌گذار پولی در دوره مورد مطالعه قرار ندارد. همچنین بررسی سهم اجزای پایه پولی در طول برنامه‌های مختلف توسعه کشور نشان از عدم تأثیرگذاری بانک مرکزی بر حجم پول می‌باشد.

با توجه به مباحث فوق، از آنجا که نتایج مثبت پابندی سیاست‌گذار پولی به نسل جدید قواعد پولی که درجاتی از انعطاف‌پذیری و صلاح‌دیدگی در آن وجود دارد، بر کسی پوشیده نیست، توصیه می‌شود که این نحوه تصمیم‌گیری سیاستی در کشور نهادینه شود. پیش شرط‌های این نوع سیاست‌گذاری، انضباط مالی دولت از طریق کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و توجه به توسعه نظام مالیاتی در جهت کاهش تسلط بخش مالی بر بخش پولی کشور می‌باشد. همچنین بانک مرکزی نیز از بین اهداف مختلف اقتصادی، ثبات قیمت‌ها که وظیفه اصلی آن است را دنبال کند.

منابع

- توکلیان، حسین (۱۳۹۲). قاعده یا صلاح‌دید در رفتار سیاستی بانک مرکزی: رویکرد مارکوف سوئیچینگ، فیلتر کالمن و مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. رساله دکتری، به راهنمایی دکتر اکبر کمیجانی، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران.
- خلیلی عراقی، منصور؛ شکوری، حامد و زنگنه، محمد (۱۳۸۸). تعیین قاعده بهینه سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از تئوری کنترل بهینه. *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۴، شماره ۸۸، ۶۹-۹۴.
- Ball, L. (1999). Efficient Rules for Monetary Policy. *International Finance*, 2(1), 63-83.
- Caner, M., & Hansen, B. E. (2004). Instrumental Variable Estimation of a Threshold Model. *Econometric Theory*, 20(5), 813-843.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180.
- Cukierman, A., & Muscatelli, A. (2008). Nonlinear Taylor Rules and Asymmetric Preferences in Central Banking: Evidence from The United Kingdom and the United States. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 8(1), 1-31.
- Dolado, J., Dolores, R., & Naveira, M. (2000). Asymmetries in Monetary Policy: Evidence for Four Central Banks. *CEPR Discussion Paper Series*, Discussion Paper No. 2441.
- Engel, C., & Hamilton, J. (1990). Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know it?. *American Economic Review*, 80(4), 689-713.
- Favero, C., & Rovelli, R. (2003). Macroeconomic Stability and the Preferences of the Fed: A Formal Analysis, 1961-98. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(4), 545-556.
- Friedman, M. (1960). A Program for Monetary Stability. New York, Fordham University Press.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, 57(2), 357-384.
- Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575-603.
- Komlan, F. (2013). The Asymmetric Reaction of Monetary Policy to Inflation and the Output Gap: Evidence from Canada. *Economic Modelling*, 30, 911-923.
- Kourtellis, A., Stengos, T., & Tan, C. M. (2008). Threshold Regression with Endogenous Threshold Variables. *Working Papers*, University of Guelph, 1-27.
- McCallum, B. T. (1988). Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, 29, 173-204.
- McCallum, B. T. (1993). Specification and Analysis of a Monetary Policy Rule for Japan. *NBER Working Paper*, No. 4449.
- Neumann, M. J., & Von Hagen, J. (2002). Does Inflation Targeting Matter? Zentrum für Europäische Integrationsforschung, *Working Paper*, No. B01.
- Orphanides, A. (2007). Taylor Rules', Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, 18.
- Petersen, K. (2007). Does the Federal Reserve Follow a Nonlinear Taylor Rule? University of Connecticut, Department of Economics, 1-27.
- Svensson, L. E. (1997). Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets. *Forthcoming in European Economic Review*, 41, 1111-1146.
- Svensson, L. E. (2000). Open Economy Inflation



- Targeting. *Journal of International Economics*, 50(1), 155–183.
- Svensson, L. E. (2009). Transparency Under Flexible Inflation Targeting: Experiences and Challenges. *Sveriges Riksbank Economic Review*, 1, 5–44.
- Taylor, J. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Taylor, J. (2001). The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules. *American Economic Review*, 91(2), 263–266.
- Wesche, K. (2003). Monetary Policy in Europe: Evidence from Time Varying Taylor Rules. *Bonn Econ Discussion Papers*, Discussion Paper, 21.

بررسی مقایسه‌ای برآورد ظرفیت‌های تجاری بین ایران و کشورهای گروه دی هشت براساس الگوهای متعارف تجارت بین‌الملل

Comparative Study of Trade Capacities Estimation between Iran and D-8 Countries Based on Common Patterns of International Trade

Rouhollah Bayat*, Elham Sadeghian**

روح الله بیات*، الهام صادقیان**

Received: 1/Dec/2014 Accepted: 24/Feb/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۹/۱۰ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۲/۵

Abstract:

چکیده:

On the one hand, D-8 countries due to their membership in the WTO, are considered as a competitor in the field of world trade, but on the other hand as an opportunity to transfer capital and technology for Iran. Because of this, the current study based on relevant conventional indices from various aspects dealt with assessment of trade capacities between Iran and other D-8 countries. The cosine measure showed that the degree of the similarity and complementary of Iran's bilateral trade with Turkey, Bangladesh, Indonesia and Malaysia is high. Iran has also exporting high degree of the similarity with Pakistan's imports. In contrast, Egypt and Iran have the lowest potential for business development. Also, based on calculations of commercial potential ; Iran has high bilateral trade capacity with Turkey, Indonesia and Malaysia and has high export potential with Pakistan. On the other hand, Iran is the only country with a high importing capacity with Bangladesh. Also, based on revealed comparative advantage index, Pakistan, Egypt, Turkey, Indonesia, Malaysia, Iran, Bangladesh and Nigeria are the first to the eighth rank of comparative exports advantage in terms of variety of commodity groups. Results of the Drysdale index is also indicate the possibility of trade development between Iran, Indonesia and Pakistan.

کشورهای دی هشت به دلیل عضویت آنها در سازمان تجارت جهانی، از یک سو به عنوان یک رقیب در عرصه تجارت جهانی و از سوی دیگر به عنوان یک فرصت در راستای انتقال سرمایه و تکنولوژی برای کشور ایران محسوب می‌شوند. به دلیل اهمیت این موضوع، مطالعه حاضر بر اساس شاخص‌های متعارف مربوطه از ابعاد گوناگون به ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری بین ایران و سایر کشورهای گروه دی هشت پرداخته است.

معیار کسینوس نشان داد که درجه تشابه و مکملی تجاری دوجانبه ایران با کشورهای ترکیه، بنگلادش، اندونزی و مالزی بالاست. همچنین صادرات کشور ایران درجه تشابه بالایی با واردات کشور پاکستان دارد. در مقابل مصر و ایران کمترین زمینه توسعه تجارت را دارند. همچنین بر اساس محاسبات پتانسیل تجاری؛ کشور ایران با کشورهای ترکیه، اندونزی و مالزی دارای ظرفیت‌های تجاری دوجانبه بالا و با کشور پاکستان نیز دارای ظرفیت صادراتی بالایی است. از سوی دیگر کشور ایران صرفاً دارای ظرفیت بالای وارداتی از کشور بنگلادش است. بر اساس شاخص مزیت نسبی آشکار شده نیز به ترتیب کشورهای پاکستان، مصر، ترکیه، اندونزی، مالزی، ایران، بنگلادش و نیجریه رتبه‌های اول تا هشتم را از نظر تنوع گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی صادراتی به خود اختصاص داده‌اند. نتایج حاصل از بررسی شاخص درایسدل نیز مبین امکان توسعه تجارت بین ایران و کشورهای اندونزی و پاکستان می‌باشد.

Keywords: Convergence, Commercial Arrangements, Trade Opportunities, Drysdale Index, Revealed Comparative Advantage Index, D-8.

JEL: F14, F15, F36.

کلمات کلیدی: همگرایی، ترتیبات تجاری، فرصت‌های تجاری، شاخص درایسدل، شاخص مزیت نسبی آشکار شده، دی هشت.

طبقه‌بندی JEL: F14، F15، F36.

*Associated Professor, International University of Imam-Khomeini, Qazvin, Iran.

** Graduate in Business Management, Kermanshah, Iran (Corresponding Author).

* استادیار دانشگاه بین‌المللی امام خمینی قزوین

Email: r.bayat@soc.ikiu.ac.ir

** دانش آموخته مدیریت بازرگانی، مدرس دانشکده سما کرمانشاه (نویسنده مسئول)

Email: elhamsadeghian09@gmail.com



۱- مقدمه

با حذف سیستم‌های تعرفه ترجیحی سازمان ملل و سهمیه‌بندی بازارها که در گذشته به نفع کشورهای در حال توسعه بود، محدودیت‌های بیشتری برای رقابتی تجاری کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی فراهم شده است، به طوری که بالاتر بودن تعرفه و سایر محدودیت‌ها برای کشورهای غیرعضو سازمان تجارت جهانی از جمله ایران ورود و رقابت در بازارهای جهانی را برای آنها راه‌انداز غیرممکن ساخته است. در مقابل، پیمان‌های منطقه‌ای و فرامنطقه‌ای، موانع تجاری و تعرفه‌ها در بین کشورهای عضو را به تدریج حذف و دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر را فراهم نموده و در نتیجه، چشم‌انداز گسترده‌تری برای آنها در راستای آزادسازی تجاری فراهم می‌شود. موفقیت در امر یک‌پارچگی در اهداف و سیاست‌های اقتصادی و بازرگانی کمک می‌نماید که منابع اقتصادی این کشورها نیز در جهت تحقق اهداف مورد نظر یک کاسه شود. بازار پیشروی بنگاه‌ها بزرگ می‌شود و کشورها می‌توانند از توانایی‌های همدیگر بهره‌مند شوند. بر همین اساس برای کشور ایران که آمادگی ورود ناگهانی به عرصه‌های جهانی تجارت را ندارد، منطقه‌گرایی راه مؤثری برای ادغام آن در اقتصاد و تجارت جهانی محسوب می‌شود.

در کنار پیمان اکو، مهم‌ترین پیمان بین کشوری که ایران در آن عضویت دارد، گروه هشت کشور اسلامی در حال توسعه (دی هشت) می‌باشد. گروه دی هشت که اندونزی، ایران، بنگلادش، پاکستان، ترکیه، مالزی، مصر و نیجریه در آن عضویت دارند، از جمله پیمان‌های منطقه‌ای است که به منظور ایجاد روابط مستحکم اقتصادی بین کشورهای در حال توسعه اسلامی و تقویت نفوذ این کشورها در بازارهای جهانی و برقراری گفت‌وگو با هفت کشور صنعتی تشکیل گردیده است و پایه‌گذار آن نجم‌الدین اربکان نخست وزیر اسبق و اسلام‌گرای ترکیه است که با سفر به ۸ کشور عضو در تیرماه سال ۱۳۷۵ (۱۹۹۷ میلادی) زمینه تأسیس این گروه را فراهم نمود؛ اما علی‌رغم اهمیت این موضوع، بر اساس حجم مبادلات تجاری و جریان‌ات سرمایه‌ای بین کشورهای عضو، دی هشت هنوز از دوران جنینی خود بیرون نیامده است.

تمامی کشورهای عضو این پیمان به استثناء ایران در سازمان تجارت جهانی عضویت دارند. در نتیجه این کشورها نسبت به

ایران دارای امتیازاتی ملموس و برجسته هستند، به همین دلیل به عنوان یک رقیب در عرصه تجارت جهانی برای ایران محسوب می‌شوند. از سوی دیگر، از آنجا که این کشورها با سهولت بیشتری به تکنولوژی و سرمایه‌های کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی دسترسی دارند به عنوان یک فرصت نیز برای کشور ایران در راستای انتقال سرمایه و تکنولوژی محسوب می‌شوند. همچنین این کشورها بر اساس الزامات پیمان دی هشت به عنوان شرکای اصلی تجاری برای ایران می‌توانند به شمار آیند. بنابراین آگاهی از مزیت‌های نسبی در بخش تجارت خارجی کشورهای دی هشت با هدف تحقق فرصت‌های تجاری کشور، حضور مستمر در عرصه رقابت منطقه‌ای و بین‌المللی، انتقال تکنولوژی و سرمایه‌ای امری ضروری و اجتناب ناپذیر است. بر همین اساس، مقاله حاضر به دنبال مزیت‌یابی فرصت‌های تجاری ایران با کشورهای گروه دی هشت می‌باشد. با آگاهی از فرصت‌های تجاری اتخاذ ترتیبات تجاری بهینه میسر خواهد بود. با توجه به اهمیت این موضوع، در مطالعه حاضر باید به سؤالات زیر پاسخ داده شود:

۱. درجه تشابه و مکملی تجاری بین ایران و کشورهای دی هشت چگونه است؟
۲. وضعیت پتانسیل تجاری هر یک از کشورهای دی هشت با ایران چگونه است؟
۳. ایران و کشورهای دی هشت در چه کالاهایی از مزیت نسبی صادراتی برخوردار هستند؟
۴. آیا امکان توسعه تجارت بین ایران و کشورهای عضودی هشت وجود دارد؟

برای پاسخ به سؤالات فوق لازم است جریان تجاری متقابل مورد انتظار و ظرفیت تجاری بین کشور ایران با کشورهای دی هشت مشخص و سپس کالاهای مزیت‌دار شناسایی و نهایتاً نیز امکان تجارت بین ایران و کشورهای دی هشت بررسی شود. در این زمینه، در ابتدا مطالعات پیشین و چارچوب نظری مرور می‌شود. سپس نگاهی گذرا به شاخص‌های مرتبط با امکان توسعه تجارت صورت می‌پذیرد. در ادامه در قسمت تجزیه و تحلیل داده‌ها به ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری ایران با سایر کشورهای دی هشت بر اساس شاخص‌های معیار کسینوس،

برآورد ساده پتانسیل تجاری، شاخص مزیت نسبی آشکار شده برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۱۲ و شاخص درایسدل برای دوره ۲۰۰۴-۲۰۱۰ پرداخته خواهد شد. در انتها نیز نتیجه‌گیری ارائه می‌شود. شایان ذکر است داده‌ها به تفکیک کدهای ISIC Rev4 از آنکتاد^۱ (UNCTAD) اخذ شده است.

۲- پیشینه تحقیق

مطالعات تجربی زیادی در مورد تجارت تکمیلی بین کشورها صورت گرفته است که به برخی از این مطالعات که متناسب با موضوع مقاله تشخیص داده شده است، اشاره می‌شود:

بران و همکاران^۲ اثر هزینه‌های حمل و نقل مربوط به مسافت را بر تجارت دوجانبه، بین کشورهای فقیر و ثروتمند (۴۰ کشور) بررسی کردند. نتایج به دست آمده از این تحقیق اثر معکوس مسافت بر تجارت دو جانبه کشورها را تأیید می‌کند ولی این را تنها عامل محدودیت تجاری بین کشورها نمی‌دانند. همچنین هزینه‌های حمل و نقل مربوط به نفت اثر منفی، زیرساخت‌های کیفی در حمل و نقل اثر مثبت، و سهم نسبی کالاها در کل صادرات کشورها اثر مثبتی بر تجارت دوجانبه کشورها دارد (بران و همکاران، ۲۰۰۲: ۱۱). پریدی^۳ نشان داد در صورت وجود توافقات منطقه‌ای آسه آن با کشورهای شمالی، افزایش سود تجاری وجود دارد (پریدی، ۲۰۰۵: ۱۳۹-۱۲۵). کریستیناستادرو^۴ نشان داد که صادرات محصولات دریایی ایسلند به ۱۶ کشور نسبت به مسافت و دیگر عوامل حساسیت بالایی دارد و همچنین در صورت تشکیل بلوک تجاری، میزان صادرات بهبود می‌یابد (کریستیناستادرو، ۲۰۰۵: ۵). روتگرس و همکاران^۵ بیان کردند که صادرات سوخت‌های طبیعی (کانولا) اثر مثبتی بر جریان تجاری کشورهای اتحادیه اروپا داشته است، اما عوامل دیگری وجود دارد که اثر بازدارنده‌ای بر همگرایی تجاری بین اعضای اتحادیه اروپا دارد (روتگرس و همکاران، ۲۰۱۰: ۸). کاور و ناندا^۶ نشان دادند همگرایی کشور هند با اتحادیه منطقه‌ای جنوب آسیا (SAARC)^۷

باعث افزایش پتانسیل صادرات بین آنها می‌شود (کاور و ناندا، ۲۰۱۰: ۱۸۴-۱۶۷). روی و ریحان^۸ نشان دادند تجارت بنگلادش رابطه مثبت با اندازه اقتصاد و رابطه منفی با محدودیت‌های تجاری دارد (روی و ریحان، ۲۰۱۱: ۹۵۹-۹۵۰). زین‌العابدین و همکاران^۹ نشان داد که اندازه اقتصاد، باز بودن اقتصاد، نرخ تورم، فاصله و نرخ ارز تأثیر معنی‌داری بر صادرات مالزی به گروه کشورهای اسلامی^{۱۰} (OIC) دارد (زین‌العابدین و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۹-۱۲).

در داخل کشور نیز مطالعات متعددی در مورد ترتیبات و جریان‌ات تجاری دوجانبه کشورها صورت گرفته است که در ادامه به برخی از این موارد اشاره می‌شود:

نتایج تحقیق غلامی بیانگر آن است که با بهتر شدن سیاست‌های تجاری و تعرفه‌ای و حذف موانع غیرتعرفه‌ای و ریشه‌کنی فساد در گمرکات و سازمان‌های مرتبط به بحث تجارت، تجارت کشورهای اسلامی (شامل ۱۶ شریک تجاری) در قالب بلوک منطقه‌ای افزایش می‌یابد (غلامی، ۱۳۸۵: ۱۸).

در مطالعه شکیبایی و بطا پتانسیل تجاری ایران و یکپارچگی اقتصادی کشورهای عضو بلوک منطقه آسیای جنوب غربی در تجارت دو جانبه مقدار ۶۱ درصد برآورد شده است و این مقدار در صورت عدم وجود ایران در این منطقه همگرا تر شده و به ۷۱ درصد افزایش می‌یابد (شکیبایی و بطا، ۱۳۸۸: ۴۷-۲۳).

لطفعلی‌پور و همکاران نشان دادند که وجود همکاری‌های اقتصادی بین ایران و آمریکای لاتین منجر به افزایش قابل ملاحظه‌ای در جریان‌ات تجاری دو جانبه می‌شود. به عبارت دیگر بلوک تجاری می‌تواند ۸۹ درصد تجارت میان کشورهای عضو را افزایش می‌دهد (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۸-۷۳).

عمده مطالعات فوق بر روش‌ها و رویکردهای اقتصادسنجی مبتنی بوده‌اند و در این میان مطالعاتی هم صورت گرفته‌اند که از روش شاخص‌های کمی به جای اقتصادسنجی در امر میزان همگرایی و یکپارچگی‌های اقتصادی استفاده کرده‌اند. از این مطالعات می‌توان مطالعه صادقی یارزندی و حسینی (۱۳۷۸)، رحمانی و همکاران (۱۳۸۵)، حسن‌پور (۱۳۸۴)، حسن‌پور و بهروزی‌فر (۱۳۸۶)، حسینی (۱۳۸۴)، ولی‌بیگی و سیف (۱۳۸۲)،

1. United Nations Conference on Trade and Development
2. Brun et al. (2002)
3. Peridy (2005)
4. Kristjansdottir (2005)
5. Rottgers et al. (2010)
6. Kaur & Nanda (2010)
7. The South Asian Association for Regional Cooperation

8. Roy & Rayhan (2011)

9. ZainalAbidin et al. (2013)

10. Organization of The Islamic Conference (OIC)



نعمتیان (۱۳۹۰) و نصیرزاد و حسینی (۱۳۹۱) را نام برد. به عنوان مثال مطالعه نصیرزاد و حسینی با هدف ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری کالایی دوجانبه بین ایران و جمهوری آذربایجان با استفاده از چهار شاخص نشان می‌دهد بیشترین ظرفیت صادراتی ایران به این کشور در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۳ به ارزش ۸۸۶ میلیون دلار در سال بوده است. ظرفیت معمولی صادراتی ایران به جمهوری آذربایجان ۲۶۶ میلیون دلار است که فقط ۱۹/۷ درصد از این ظرفیت استفاده شده است. محاسبه شاخص درایسدل در جریان مبادلات تجاری ایران به جمهوری آذربایجان نشان می‌دهد که دو کشور تشابه تجاری کمتری دارند. شاخص کسینوس صادرات ایران و واردات جمهوری آذربایجان به علت نزدیک بودن مقدار آن به صفر بیانگر آن است که دو کشور، کمترین ظرفیت همکاری تجاری را دارند. شاخص کسینوس واردات ایران و صادرات جمهوری آذربایجان نیز وضعت مشابهی دارد که نشان دهنده کمترین ظرفیت همکاری تجاری بین دو کشور است. کالاهای دارای برتری نسبی صادراتی این دو کشور در مجموع بالغ بر ۷۸۹ کالا است که از این تعداد ۱۳۶ کالا (۱۷ درصد) به جمهوری آذربایجان و ۶۵۳ کالا (۸۳ درصد) به ایران تعلق دارد. شایان ذکر است هیچ یک از مطالعات داخلی در امر برآورد ظرفیت‌های تجاری برای سازمان‌های منطقه‌ای و فرامنطقه‌ای به کشورهای دی هشت نپرداخته‌اند (نصیرزاد و حسینی، ۱۳۹۱: ۱۳۴-۱۱۵).

۳- مبانی نظری

به منظور بررسی پتانسیل تجاری با تکیه بر عرضه عوامل تولیدی لازم است ابتدا ظرفیت و شدت دسترسی به عوامل تولید کالای صادراتی شناسایی شود که این عمل در چارچوب مدل هکشر-اوهلین^۱ قابل بررسی است. در این ارتباط محاسبه پتانسیل تجاری با تکیه بر میزان ظرفیت عوامل تولیدی به چند دلیل مشکل می‌باشد. عمده‌ترین آن عدم دسترسی به اطلاعات به روز و قابل اعتماد، آن هم به صورت جزئی و در سطح کالایی در زمینه تولید کالا، منابع و امکانات تولیدی کشورها به ویژه کشورهای در حال توسعه است (نعمتیان، ۱۳۹۰: ۲۲۱).

بر همین اساس تکیه بر مبادلات تجاری که تحت تأثیر سیاست‌های تجاری به خصوص ترتیبات تجاری منطقه‌ای هستند، منطقی به نظر می‌رسد. ترتیبات تجاری منطقه‌ای نوعی سیاست تجاری در راستای کاهش یا حذف موانع و محدودیت‌های تجاری میان کشورهای عضو قلمداد می‌شود. این ترتیبات، اشکال و سطوح مختلفی دارند که ترتیبات تجاری ترجیحی از جمله این اشکال است. مهم‌ترین مسئله در این زمینه این است که چه اقلام کالا/گروه کالایی و چه بخش‌هایی از کشورهای عضو باید مشمول موافقت‌نامه تجاری شوند؛ که در این زمینه، هر کشور بنا به مقتضیات اقتصادی و تجاری خود تصمیم می‌گیرد. گفتنی است ترجیحات تعرفه‌ای وقتی حجم تجارت بین اعضا را افزایش می‌دهد که درجه اکمال تجاری میان آنها بالا باشد. به همین جهت از مفهوم درجه تکمیل تجاری به عنوان ابزاری برای بررسی پتانسیل جهت توسعه تجارت استفاده می‌شود (حسینی، ۱۳۸۴: ۲۷).

پتانسیل تجاری میزان تجارتی است که کشورها به‌طور بالقوه می‌توانند با توجه به عوامل تعیین‌کننده جریان تجاری با یکدیگر داشته باشند. برای تعیین پتانسیل تجاری بین کشورها، روش‌های متعددی وجود دارد. اکثر این روش‌ها در مواردی که کشورهای موردنظر در ابتدا هیچ‌گونه سیاست تجاری هماهنگی اتخاذ نکرده‌اند و روابط تجاری نازلی دارند، مناسب‌اند.

بسیاری از محققان از جمله بالاسا^۲ (۱۹۶۵) در مطالعات تجربی خود و با کمک گرفتن از تئوری‌های مختلف تجارت بین‌الملل به معرفی شاخص‌ها و معیارهایی پرداخته‌اند که پتانسیل‌های تجاری کشورها را در حوزه تجارت جهانی آشکار می‌کند. براساس دیدگاه وی میزان پتانسیل تجاری کشورها متأثر از تعدادی عوامل است که برخی از آنها با توجه به منابع اطلاعاتی و آماری قابل دسترس و اندازه‌گیری است و برخی دیگر از عوامل غیر قابل اندازه‌گیری می‌باشد. بر این اساس بالاسا توانسته است پتانسیل تجاری کشورها را با بررسی الگوهای تجاری کشورها و در سطح بخشی و کالایی در تجارت بین‌المللی آشکار کند (رحمانی، ۱۳۸۶: ۲۵).

با توجه به محدودیت‌های موجود، بسیاری از اقتصاددانان و

تشخیص داده شده، معرفی می‌شوند.

۴-۱- معیار کسینوس

درجهٔ اکمال تجاری از مقایسهٔ درجهٔ هم‌خوانی صادرات یک‌کشور با واردات شریک تجاری به‌دست می‌آید. در واقع، اکمال تجاری مشخص می‌کند که تخصص‌گرایی یک‌کشور در صادرات، تا چه‌اندازه تقاضای وارداتی کشور شریک تجاری را تکمیل می‌کند. معیار کسینوس را اولین بار آلن (۱۹۷۰)^۷ در کتاب اقتصاد ریاضی مطرح کرد. در این معیار، از شاخص کسینوس برای اندازه‌گیری شدت تشابه صادرات-واردات دو کشور استفاده شده است. این معیار به‌صورت رابطه زیر تعریف می‌شود:

(۱)

$$\cos_{ij} = \frac{e_i \cdot m_j}{[e_i][m_j]} \Rightarrow \cos_{ij} = \frac{\sum E_{ik} \cdot M_{jk}}{\sqrt{\sum E_{ik}^2 \cdot \sum M_{jk}^2}} \quad k=1,2,3,\dots,n-1,n$$

که در آن، E_{ik} ، صادرات کشور i از کالای k به جهان و M_{jk} ، واردات کشور j از کالای k از جهان است. در این رابطه، i و j و k به‌ترتیب به کشور صادرکننده، کشور واردکننده و گروه کالا مربوط است. X_{ijk} ، جریان تجاری کالای k از کشور i به کشور j است. اگر همهٔ واردکننده‌های کالای k از کشور i را با هم در نظر بگیریم، $E_{ij} = \sum_{i \neq j} X_{ijk}$ است که کل صادرات کشور i به جهان است و اگر تمامی صادرکنندگان کالای k به کشور j را در نظر بگیریم، $M_{ij} = \sum_{i \neq j} X_{ijk}$ است که بیانگر کل واردات کالای k کشور j از جهان است. بردار صادرات کشور، ترکیبی از n قلم کالا است: $E_{ik} : (k=1,\dots,n)$ که با حرف e_i نشان داده می‌شود.

به همین ترتیب، m_j بردار واردات کشور j با n قلم کالا است: $M_{ik} : (k=1,2,3,\dots,n-1,n)$

با تعیین زاویه دو بردار در فضای کالای n بعدی می‌توان این دو بردار را باهم مقایسه کرد. زاویهٔ کوچک نشان می‌دهد که ترکیب کالای صادرات کشور i (برای تمامی مقاصد یا جهان) شبیه ترکیب کالایی واردات کشور j (از تمامی مبادی یا جهان) است و زاویهٔ بزرگ نشان می‌دهد که ساختار صادرات کشور i و ساختار واردات کشور j غیرمشابه هستند (یعنی قابلیت انطباق

محققان مطرح در حوزه تجارت بین‌الملل تلاش کرده‌اند پتانسیل تجاری را با استفاده از شاخص‌های متکی به داده‌های بعد از تجارت^۱ و به روش تحلیل عملکرد تجاری برآورد کنند. در این زمینه می‌توان به مطالعات درایسدل^۲ (۱۹۸۸)، لینمان^۳ (۱۹۹۶)، فینگر و کرینین^۴ (۱۹۸۸)، آنکند^۵ (۲۰۰۲) اشاره کرد. این مطالعات منجر به ارائه شاخص‌های متنوعی در اندازه‌گیری درجه کامل بودن تجارت و پتانسیل تجاری گردید که در قسمت روش‌شناسی مهم‌ترین این شاخص‌ها معرفی می‌شوند. اما به صورت کلی روش‌های برآورد پتانسیل تجاری را در سه‌گروه می‌توان دسته‌بندی کرد: روش برآورد ساده پتانسیل تجاری؛ روش برآورد پتانسیل تجاری با استفاده از آزمون مشابهت، از جمله شاخص کسینوس^۶؛ و روش برآورد پتانسیل تجاری با استفاده از مدل جاذبه^۶. در بسیاری از پژوهش‌ها، از شاخص‌ها و روش‌هایی استفاده شده است که اساساً امکان تجارت بالقوه را نشان می‌دهند که از آن جمله می‌توان به مطالعات تجربی متعددی اشاره نمود. اساس این مطالعات، استفاده از شاخص‌های ساده ریاضی است که بر طبقه‌بندی کالایی برحسب ارزش صادرات و واردات جفت کشورها متکی است؛ حال آنکه برخی پژوهشگران از تکنیک‌های اقتصادسنجی نظیر مدل جاذبه برای برآورد میزان تجارت بالقوه استفاده کرده‌اند (حسینی، ۱۳۸۴: ۳۱). از آنجا که استفاده از شاخص‌های برآورد ساده و آزمون مشابهت اطلاعات جزئی‌تری را در مورد حجم ظرفیت تجاری، گروه‌های کالاهای دارای مزیت، بازارهای هدف و ... ارائه می‌دهد، در نتیجه نسبت به مدل جاذبه در تحلیل‌های جزئی‌تر دارای مزیت هستند.

۴- روش شناسی تحقیق

در این پژوهش شاخص‌های برآورد پتانسیل تجاری که در قسمت مبانی نظری قید شدند، می‌توانند پاسخگوی اهداف و پرسش‌های اصلی این مقاله باشند. در ادامه، منتخبی از شاخص‌ها که جهت توسعهٔ تجارت ایران با اعضای کشورهای دی هشت مناسب

1. EX-POST
2. Drysdale (1988)
3. Linnemann (1996)
4. Finger & Kreinin (1988)
5. Cosine Index
6. The Gravity Model

7. Allen (1970)



یک کشور بر اساس یکی از کدهای طبقه‌بندی بین‌المللی و در ستون دیگر اقلام وارداتی کشور دوم براساس همان کد نشان داده شود، سپس در هر ردیف میزان حداقل در بین دو ستون عنوان شده، ستون جدیدی تشکیل می‌دهد که در آن حداکثر پتانسیل تجاری بین دو کشور برای هر کالا نشان داده می‌شود. چنان که مشهود است، عدد به‌دست آمده را نمی‌توان به‌عنوان پتانسیل تجاری دو کشور در نظر گرفت. در صورتی می‌توان کل عدد مزبور را به‌عنوان پتانسیل قلمداد کرد که یا کشور اول صادرات به کشور دوم را به‌جای صادرات به تمامی بازارهای هدف پیشین خود قرار دهد یا ظرفیت تولید داخلی را دو برابر صادرات گذشته کند. از آنجا که این اقدام صحیح به‌نظر نمی‌رسد یا حداقل در کوتاه‌مدت امکان‌پذیر نیست، پتانسیل معمولی را در حد ۳۰ تا ۴۰ درصد رقم حداکثر پتانسیل تجاری در نظر می‌گیرند (آرنون و همکاران^۳، ۱۹۹۵: ۱۳۴-۱۱۳).

با این روش می‌توان پتانسیل صادرات کالایی یک کشور به کشور دیگر یا پتانسیل وارداتی کالایی یک کشور از کشور دیگر را محاسبه کرد. برای محاسبه پتانسیل صادراتی کشور A به کشور B لازم است X_{iwt}^A یا ارزش صادرات کشور A براساس کدهای کالایی (i) به جهان (w) برای یک دوره زمانی خاص (t) در دست باشد. همچنین لازم است M_{iwt}^B یا ارزش واردات کشور B براساس کدهای کالایی از جهان برای دوره زمانی مذکور در اختیار باشد. بعد از مشخص شدن کدهای کالاهایی که کشور A صادرکننده و کشور B واردکننده آن کالاها هستند، براساس حداقل رقم این دو مؤلفه، حداکثر پتانسیل (حداکثر میزان ممکن مبادله) مشخص می‌شود:

$$(2) \quad \text{حداکثر پتانسیل صادراتی کشور A به کشور B از کالای i} \quad \text{Min}(X_{iwt}^A, M_{iwt}^B)$$

$$(3) \quad \text{پتانسیل صادراتی کشور A به کشور B از کالای i} \quad \text{Min}(X_{iwt}^A, M_{iwt}^B) * \%30$$

با جمع کردن رقم‌های پتانسیل صادراتی کشور A به کشور B

ندارند). بزرگی زاویه بین دو بردار کالا معمولاً برحسب کسینوس اندازه‌گیری می‌شود (لایمن^۱، ۱۹۶۶: ۴۴۵).

با توجه به فرمول فوق، اگر ترکیب کالایی صادرات کشور i با واردات کشور j یکسان باشد، درجه تکمیل کامل را نشان می‌دهد، یعنی الگوهای کالایی کشور صادرکننده و واردکننده دقیقاً شبیه هم هستند؛ و اگر برای تمامی k ها، E_{jk} یا M_{jk} یا هر دو صفر باشد، واضح است که تجارت از i به j ممکن نیست و بردارهای e_i و m_j عمودند و به این ترتیب $\cos_{ij} = 0$ است و درجه تکمیل تجاری وجود ندارد. بنابراین، کسینوس بین دو بردار می‌تواند بین دو ارزش بحرانی صفر و یک قرار گیرد. معیار تشابه (کسینوس)، فقط شدت جریان تجارت متقابل مورد انتظار را از کشور صادرکننده i ام به کشور واردکننده j ام بر مبنای الگوهای تجاری موجود ارائه می‌دهد. این معیار درباره تشخیص پتانسیل (توان بالقوه) تجاری چیزی نمی‌گوید. به عبارت دیگر، ممکن است تجارت دو کشور کاملاً شبیه هم باشند، در حالی که معلوم نیست که آنها واقعاً با یکدیگر تجارت کرده باشند. به علاوه وقتی تشابهات مقایسه می‌شوند، دلیل رخ دادن این وضعیت توضیح داده نمی‌شود و رفتاری ممکن است نشان داده شود که متقابلاً رخ دهد (پانچا موجی^۲ و مهتا، ۱۹۹۵: ۱۲). با استفاده از معیار کسینوس، معمولاً سه نوع تشابه تجاری را برای کشورهای در حال توسعه بر مبنای مبدأ و مقصد تجارت محاسبه می‌کنند.

۴-۲- برآورد ساده پتانسیل تجاری

این روش خود روش‌های متعددی را برای برآورد پتانسیل تجاری بین کشورها شامل می‌شود. از جمله این روش‌ها، روش ساختار تجاری است. در این روش، با بررسی کالایی جریان‌های تجارت خارجی هر دو کشور و تعیین اقلام عمده صادراتی و وارداتی آنها، میزان هماهنگی اقلام صادراتی یک کشور با واردات کشور دیگر، تعیین‌کننده پتانسیل تجاری بین آن دو خواهد بود. روش دیگر این است که با توجه به میزان کنونی مبادلات و نوع کالاهای مبادلاتی، سطح مبادلات آینده پیش‌بینی شود. روش دیگری که می‌توان به‌کار برد، تهیه جدولی است که در یک ستون آن اقلام صادراتی

3. Arnon et al. (1995)

۴. دلیل اینکه ۳۰ درصد حداکثر پتانسیل به‌عنوان پتانسیل صادراتی کشورها به یکدیگر در نظر گرفته می‌شود، مشکلاتی است که در دنیای واقعی به‌منظور توسعه بازارها (حتی در صورت امکان‌پذیری این امر) وجود دارد.

1. Linneman (1966)

2. Panhamuchi & Mehta (1995)

درمورد کدهای مختلف کالایی ($i:1,...,n$)، میزان کل پتانسیل صادراتی کشور A به کشور B تعیین می‌شود. برای محاسبه پتانسیل وارداتی کشور A از کشور B نیز باید پروسه مشابهی در جهت عکس طی شود.

۴-۳- شاخص مزیت نسبی آشکار شده به عنوان معیار انتخابی تشابه صادراتی

یکی از اصولی‌ترین نظریه‌های اقتصادی در باب تجارت بین‌الملل، بر اصل مزیت نسبی استوار است. تخصص و تقسیم کار، صرفه‌جویی‌های ناشی از مقیاس، معرفی فناوری‌ها و کارآفرینی‌های جدید در عرصه فعالیت‌های اقتصادی و سرانجام افزایش قابلیت دسترسی به اهداف سیاست‌های اقتصاد کلان، مانند نرخ‌های بالاتر رشد اقتصادی و نیل به اشتغال کامل، از جمله دستاوردهای تولید براساس اصل مزیت نسبی به‌شمار می‌رود. از سوی دیگر، برای استفاده از پتانسیل‌های بالقوه بین کشورها، توجه به مزیت نسبی و شناسایی کالاهایی که در تجارت خارجی برتری دارند، بسیار حائز اهمیت است. بر این اساس، موضوع مزیت‌های نسبی و دسترسی به شاخص‌های مناسب جهت محاسبه آن، امروزه در ادبیات اقتصاد بین‌الملل، وسعت و گستردگی فراوانی دارد. بنابراین، براساس نظریه تجارت بین‌الملل، مزیت نسبی توانایی یک کشور در تولید و صدور کالاهای موردنظر با هزینه کمتر و قیمت ارزان‌تر نسبت به کشورهای رقیب را نشان می‌دهد. به‌علاوه، چنان‌که محاسبات نیز نشان می‌دهند، مزیت نسبی در طول زمان ثابت نیست و با تغییرات ساختار بازار جهانی، روش‌های تولید رقبا و تغییرات ساختار هزینه تولید، دچار نوسان می‌شود. به‌طور کلی می‌توان عوامل اصلی را که در تعیین مزیت نسبی یک کالا دخالت دارند در سه حوزه تولید، صادرات و تقاضا خلاصه کرد (حسینی، ۱۳۸۴: ۳۳). به‌رغم تمامی مشکلات و دشواری‌هایی که در اندازه‌گیری مزیت نسبی در بحث‌های نظری وجود دارد، اکثر اقتصاددانان به استفاده از آن در مطالعات کاربردی اصرار دارند. این امر مستلزم به‌کارگیری روش‌های غیرمستقیم برای اندازه‌گیری مفهوم مزیت نسبی است. در این روش‌ها با استفاده از داده‌های آماری موجود، پس از تجارت به محاسبه مزیت نسبی صادراتی اقدام می‌کنند. در این میان، یکی از

شاخص‌هایی که با رویکرد غیرمستقیم مزیت نسبی را به‌صورت کمی اندازه‌گیری می‌کند، شاخص مزیت نسبی آشکار شده (RCA)^۱ صادراتی است. تاکنون معیارهای مختلفی برای اندازه‌گیری مزیت نسبی ارائه شده است که از آن جمله می‌توان به معیار مزیت نسبی آشکار شده (RCA) اشاره کرد که اولین بار بالاسا^۲ (۱۹۶۵) آن را ارائه کرد. این معیار را بعدها والراس، یتس و همکاران بسط دادند و در پژوهش‌های مختلفی به‌کار گرفته شد، از جمله سازمان توسعه صنعتی ملل متحد^۳ (۱۹۸۶). بنابراین، معمول‌ترین شاخص مزیت نسبی، بررسی نسبت عملکرد صادراتی یک کشور بر پایه بررسی ساختار کالایی صادرات آن در مقایسه با ساختار کالایی صادرات جهانی است. این شاخص را بالاسا به‌صورت زیر تعریف کرده است:

$$RCA_{ij} = (X_{ij} / X_j) / (X_{iw} / X_w) \quad (۴)$$

در این رابطه، RCA_{ij} : شاخص مزیت نسبی آشکار شده کشور j در صادرات کالای i؛ X_{ij} : ارزش صادرات کالای i توسط کشور j؛ X_j : ارزش کل صادرات کشور j؛ X_{iw} : ارزش صادرات جهانی کالای i؛ و X_w : ارزش کل صادرات جهان.

صورت کسر رابطه سهم صادرات کالای i را در کل صادرات کشور j، و مخرج کسر سهم همان کالا را از صادرات کل جهان نشان می‌دهد. بنابراین، می‌توان گفت با این رابطه، عملکرد صادراتی یک کشور در صادرات کالای i در مقابل عملکرد صادرات جهانی آن کالا مقایسه می‌شود.

دامنه شاخص فوق به‌گونه‌ای است که مقادیر آن بین صفر و بی‌نهایت قرار می‌گیرد. چنانچه این شاخص در فاصله صفر و یک واقع شود، حاکی از آن است که کشور j در صادرات کالای i تخصص ندارد و فاقد مزیت نسبی آشکار شده است. قرار گرفتن این شاخص در فاصله یک تا بی‌نهایت نشان می‌دهد که کشور j در صادرات کالای i مزیت نسبی آشکار شده دارد. در ضمن، روند صعودی (نزولی) شاخص، حرکت کشور به‌سوی تخصص‌گرایی (از دست دادن تخصص) در صادرات کالای مورد بررسی را نشان می‌دهد. بنابراین مقدار این شاخص برای هر کالای صادراتی، وضعیت مزیت نسبی آن کالا در بازار صادراتی

1. Revealed Comparative Advantage (RCA)

2. Balassa (1965)

3. UNIDO (1986)



است. بدین ترتیب، با این شاخص، پتانسیل تجاری اندازه‌گیری می‌شود نه رقابت در تجارت. این شاخص همواره بزرگ‌تر از صفر است؛ مقادیر بزرگ‌تر از یک، نشان‌دهنده تشابه در الگوهای صادراتی کشور i با واردات کشور j، و وجود پتانسیل تجاری بین زوج کشورهاست و مقادیر کمتر از یک عدم وجود تشابه یا عدم وجود پتانسیل در الگوهای تجاری (صادراتی و وارداتی) زوج کشورها را نشان می‌دهد. در واقع این شاخص امکان توسعه تجارت بین کشورها را نشان می‌دهد (حسینی، ۱۳۸۴: ۳۴ و نعمتیان، ۱۳۹۰: ۲۳۱).

۵- تجزیه و تحلیل داده‌ها

در ادامه به ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری ایران با سایر کشورهای دی هشت بر اساس شاخص‌های معیار کسینوس، برآورد ساده پتانسیل تجاری، شاخص مزیت نسبی آشکار شده و شاخص درایسدل پرداخته خواهد شد. شایان ذکر است محاسبه هر کدام از این شاخص‌ها برای دستیابی به اهداف تحقیق ضروری است. در این راستا از داده‌های سال ۲۰۱۰-۲۰۱۲ (به استثناء شاخص درایسدل که برای سال‌های ۲۰۰۴-۲۰۱۲ محاسبه شده است) به تفکیک کدهای ISIC Rev4 استفاده می‌شود که از آنکتاد^۱ (UNCTAD) اخذ شده است.

۵-۱- بررسی درجه تشابه و مکملی تجاری بین ایران و کشورهای دی هشت بر اساس معیار کسینوس

به منظور ارتقای روابط تجاری بین ایران و کشورهای عضو دی هشت لازم است که درجه اکمال تجاری بالقوه بین ایران و آن کشورها تعیین و از آن در جهت گسترش روابط تجاری کشورها استفاده شود. منظور از درجه اکمال تجاری در واقع میزان تشابه ساختار صادرات یک کشور با واردات کشور دیگر است که نشان دهنده امکان تجارت بین کشورها است. اکثر اقتصاددانان عقیده دارند که حجم تجارت بین دو کشور زمانی افزایش می‌یابد که درجه اکمال تجاری بین آنها بالا باشد، یعنی ساختار صادرات یک کشور با ساختار واردات کشور دیگر مشابه باشد؛ اما درجه اکمال تجاری بالا دلیل کافی برای برقراری روابط تجارت بالا بین دو

بالفعل را منعکس می‌کند. علاوه بر این، نوسانات این معیار طی دوره به عنوان تغییر در عملکرد صادراتی کالا تلقی می‌شود. نوسانات حاصل در مزیت نسبی به تغییر نسبی هزینه تولید کالا، تغییرات در نوسانات نرخ ارز یا تغییرات در موانع تجاری کشورها بستگی دارد.

اکنون اگر مزیت نسبی آشکار شده برای تمامی کالاهای دو یا چند کشوری که می‌خواهیم امکان تجارت بین آنها را بررسی کنیم، محاسبه کرده باشیم، هرچه تعداد کالاهای مشابه که هر دو کشور در آن مزیت نسبی آشکار شده بیشتر از یک دارند کمتر باشد، امکان تجارت بین دو کشور بیشتر خواهد بود. البته بررسی مزیت نسبی هر کشور در صادرات کالاهای مختلف، اطلاعات مفیدی در مورد تعداد و تنوع محصولات با مزیت نسبی در هر کشور، و رقابت یا عدم رقابت کشورها برای صدور این محصولات طی دوره زمانی مشخص نشان به دست می‌دهد.

۴-۴- شاخص درایسدل

درایسدل (۱۹۶۹) شاخصی معرفی کرد که تا حدود بسیار زیادی امکان تجارت میان زوج کشورها را نشان می‌دهد. ضابطه کلی شاخص درایسدل به صورت زیر است:

$$C_{ij} = \sum_{k=1}^n \left[\frac{X_{iw}^k}{X_{iw}^t} \cdot \frac{M_{ww}^t - M_{iw}^t}{M_{ww}^k - M_{iw}^k} \cdot \frac{M_{jw}^k}{M_{jw}^t} \right] \quad (5)$$

که در آن، C_{ij} : شاخص امکان تجارت بین دو کشور i و j (برحسب ساختار صادرات کشور i با واردات کشور j)؛ X_{iw}^k : ارزش صادرات کالای k از کشور i به جهان؛ X_{iw}^t : ارزش کل صادرات کشور i به جهان؛ M_{ww}^t : ارزش کل واردات جهانی؛ M_{jw}^t : ارزش کل واردات کشور i از جهان؛ M_{jw}^k : ارزش کل واردات کشور j از جهان؛ M_{ww}^k : ارزش واردات کالای k از جهان؛ M_{jw}^k : ارزش واردات کالای k از کشور i به جهان. این شاخص، درجه همخوانی صادرات یک کشور را با واردات کشور شریک در مقایسه با واردات جهانی نشان می‌دهد. در این باره، درایسدل معتقد است که شاخص مکمل بودن به نوعی بیانگر تخصص‌ها و مزیت‌های نسبی کشورها است، به شرط آنکه فرض شود که الگوی واردات و صادرات، نشان‌دهنده فراوانی عوامل تولید

کشور نیست، بلکه عوامل دیگری نظیر تشابه الگوی تقاضا (مطلوبیت)، نزدیکی جغرافیایی و مسائل سیاسی در شکل‌گیری این روابط مؤثرند (حسینی، ۱۳۸۴: ۳۷). در مطالعات تجربی برای برآورد شدت تجارت بین کشورها، از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود که محاسبه کسینوس زاویه بین دو بردار صادرات کشور A و واردات کشور B یکی از آنها است. برای محاسبه این شاخص در جریان مبادله تجاری بین ایران و اعضای دی هشت، از رابطه یک بر اساس کدهای کالایی ISIC Rev4 استفاده شده است. در جدول (۱)، معیار کسینوس برای جریان کالاهای مبادله‌ای (صادراتی) ایران و کالاهای وارداتی کشورهای عضو دی هشت در دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۲ محاسبه شده است.

از جدول (۱) چنین برمی‌آید که کشورهای پاکستان، ترکیه و اندونزی بالاترین پتانسیل همکاری تجاری با ایران را دارند و پتانسیل همکاری سایر کشورها با ایران پایین است. روند شاخص در مورد دو کشور ترکیه و پاکستان طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۲ افزایشی بوده است. در مورد اندونزی هم به طور متوسط می‌توان چنین ادعایی کرد. این به تنهایی نشان می‌دهد که سه کشور مذکور به عنوان بازار هدف صادراتی برای کشور مطرح شوند. کشور مصر کمترین درجه اکمل بودن را از نظر تجاری با ما دارد. در مورد سه کشور دیگر هر چند مقدار شاخص پایین است اما این مقادیر، امکان وجود فعالیت‌های تجاری را در آینده کاملاً متفی نمی‌کند. زیرا طی دوره فوق، اندازه شاخص کسینوس برای کشور مالزی پیوسته افزایش داشته و امکان صادرات ایران به آن کشور بهبود یافته است. در مورد کشور بنگلادش نیز به طور متوسط می‌توان چنین ادعایی را مطرح کرد. به طور خلاصه شاخص کسینوس محاسبه شده نشان می‌دهد که مشابهت ساختار کالاهای صادراتی ایران با ساختار کالاهای وارداتی کشور پاکستان، ترکیه و اندونزی بالا است و این کشورها بالاترین پتانسیل همکاری

تجاری با ایران را در مقایسه با سایر اعضا دارند. در واقع، زمینه توسعه تجارت ایران با این کشورها از دیگر اعضا بالاتر است. در جدول ۲، معیار کسینوس برای جریان کالاهای مبادله‌ای (وارداتی) ایران و کالاهای صادراتی کشورهای عضو دی هشت در دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۲ محاسبه شده است. بر اساس این جدول ساختار وارداتی کشور ایران بیشترین همخوانی را با کشور ترکیه، بنگلادش و مالزی دارد. البته در مورد کشور اندونزی نیز شاخص قابل توجه است. اما ساختار وارداتی کشور ما کم‌ترین شباهت را با ساختار صادراتی مصر و پاکستان دارد.

مقایسه نتایج جدول ۱ و ۲ نشان می‌دهد که ترکیه، بنگلادش، اندونزی و مالزی دارای زمینه‌های توسعه تجارت دو جانبه با کشور ایران هستند و البته پاکستان به عنوان بازار هدف صادراتی کشور ایران می‌تواند مطرح باشد. کشور مصر نیز دارای کمترین زمینه توسعه تجارت با ایران است.

۵-۲- برآورد پتانسیل تجاری دوجانبه بین ایران و کشورهای

عضو دی هشت بر اساس روش برآورد ساده پتانسیل

برای محاسبه پتانسیل صادراتی (وارداتی) ایران به (از) هریک از کشورهای دی هشت، لازم است کد کالاهایی که ایران در مورد آن کدها برای دوره زمانی تعیین شده، صادرکننده به (واردکننده از) جهان بوده است، شناسایی شود؛ سپس از بین این کدها، مواردی گزینش شوند که کشور موردنظر، واردکننده (صادرکننده) آن کد از (به) جهان باشد. آنگاه براساس این کدهای کالایی، پتانسیل صادراتی (وارداتی) ایران (از) به هریک از کشورها در جدول‌های جداگانه بر اساس رابطه ۳ (معکوس آن) قابل دسترس خواهد بود. نتایج حاصله در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول (۱): شاخص کسینوس بین بردار صادرات ایران و بردار واردات اعضای دی هشت طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۲

شرح	بنگلادش	مصر	اندونزی	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
۲۰۱۰	0.33	0.03	0.71	0.293	0.07	0.908	0.746
۲۰۱۱	0.351	0.02	0.766	0.368	0.415	0.930	0.775
۲۰۱۲	0.3	0.017	0.743	0.441	0.095	0.938	0.817

مأخذ: محاسبات تحقیق



جدول (۲): شاخص کسینوس بین بردار واردات ایران و بردار صادرات اعضای دی هشت طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۲

شرح	بنگلادش	مصر	اندونزی	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
۲۰۱۰	0.675	0.071	0.269	0.558	0.101	0.023	0.698
۲۰۱۱	0.865	0.058	0.649	0.674	0.563	0.023	0.718
۲۰۱۲	0.608	0.075	0.238	0.496	0.037	0.037	0.79

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۳): پتانسیل صادراتی (وارداتی) ایران به (از) کشورهای دی هشت طی دوره ۲۰۱۰-۲۰۱۲

شرح	پتانسیل صادراتی ایران (میلیون دلار آمریکا) به			پتانسیل وارداتی ایران (میلیون دلار آمریکا) از		
سال	2010	2011	2012	2010	2011	2012
بنگلادش	3088.81	3567.66	2247.44	16409.17	20495.70	15944.10
	0.06	0.05	0.04	0.30	0.28	0.27
مصر	2671.53	2969.82	1747.44	2321.64	2569.05	2318.37
	0.05	0.04	0.03	0.04	0.03	0.04
اندونزی	13186.94	12845.87	16539.44	9204.28	13375.72	10828.80
	0.24	0.17	0.26	0.17	0.18	0.19
مالزی	10082.14	12845.87	12138.16	11553.20	15318.53	11966.18
	0.18	0.17	0.19	0.21	0.21	0.21
نیجریه	3293.50	5359.31	1714.96	1753.46	4456.79	1527.16
	0.06	0.07	0.03	0.03	0.06	0.03
پاکستان	6535.18	8212.86	6987.93	1526.37	1937.59	2133.49
	0.12	0.11	0.11	0.03	0.03	0.04
ترکیه	16444.29	22196.18	21908.54	12336.75	15532.35	13480.90
	0.30	0.30	0.35	0.22	0.21	0.23
جمع	55302.39	73499.87	63283.92	55104.88	73685.72	58199.00

مأخذ: محاسبات تحقیق

۲۱ درصد مالزی و ۱۷ درصد اندونزی بوده است. اما در سال ۲۰۱۱ کشورهای بنگلادش، ترکیه، مالزی و اندونزی به ترتیب ۲۸، ۲۱، ۲۱ و ۱۸ درصد را در بر گرفته‌اند و در سال ۲۰۱۲ این ارقام به ترتیب به مقادیر ۲۷، ۲۳، ۲۱ و ۱۹ درصد تغییر یافته‌اند. اما شاخص نشان می‌دهد که کشورهای پاکستان، مصر و نیجریه پتانسیل صادراتی چندانی به کشور ایران ندارند. به عبارتی پتانسیل وارداتی ایران از این کشور ناچیز است.

مقایسه پتانسیل صادراتی و وارداتی ایران در جدول ۳ نشان می‌دهد که کشورهای ترکیه، اندونزی و مالزی دارای ظرفیت‌های تجاری خوبی با کشور ایران می‌باشند. این در حالی است که پاکستان صرفاً به عنوان بازار صادراتی برای ایران و خود کشور ایران نیز یک بازار هدف برای کشور بنگلادش است. اما سهم پتانسیل صادراتی و وارداتی ایران از کشورهای نیجریه و مصر در مقایسه با سایر کشورهای عضو دی هشت چندان قابل ملاحظه نیست.

بر اساس جدول ۳، کل ظرفیت صادراتی ایران به کشورهای دی هشت در سال ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ به ترتیب برابر با ۵۵۳۰۲/۳۹، ۷۳۴۹۹/۸۷ و ۶۳۲۸۳/۹۲ میلیون دلار بوده است که از سال ۲۰۱۰، ۳۰ درصد مربوط به کشور ترکیه، ۲۴ درصد مربوط به اندونزی، ۱۸ درصد مربوط به مالزی و ۱۲ درصد مربوط به پاکستان بوده است. در سال ۲۰۱۱ نیز ظرفیت صادراتی ایران به کشورهای ترکیه، اندونزی، مالزی و پاکستان به ترتیب ۱۷، ۱۷، ۳۰ و ۱۱ درصد از کل پتانسیل صادراتی ایران به کشورهای عضو دی هشت را در بر گرفته است. اما در سال ۲۰۱۲ این سهم‌ها به ترتیب قبلی برابر با ۳۵، ۲۶، ۱۹ و ۱۱ درصد بوده است. کشور ایران ظرفیت صادراتی چندانی برای کشورهای مصر، نیجریه و بنگلادش ندارد. پتانسیل وارداتی ایران نیز در سال‌های ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ از کل کشورهای دی هشت برابر با ۵۵۱۰۴/۸۸، ۷۳۶۸۵/۷۲ و ۵۸۱۹۹ میلیون دلار بوده است. در سال ۲۰۱۰ از این رقم ۳۰ درصد مربوط به بنگلادش، ۲۲ درصد مربوط به ترکیه،

۳-۵- بررسی مزیت‌های صادراتی کشورهای عضو دی هشت

بر اساس شاخص مزیت نسبی آشکار شده

در این قسمت از پژوهش، مزیت نسبی صادراتی ایران و کشورهای دی هشت تجزیه و تحلیل می‌شود تا از این طریق کالاهایی که امکان توسعه تجارت ایران به کشورهای عضو دی هشت را فراهم می‌آورند، معرفی شوند.

نتایج اندازه‌گیری شاخص مزیت نسبی آشکار شده RCA برای مجموعه اقلام صادراتی ایران طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۲ به همراه درصد سهم این اقلام از کل کالاها در سطح کدهای دو رقمی ISIC، حاکی از وجود مزیت نسبی برای ۱۷ گروه صادراتی کشور در سال ۲۰۱۰، ۱۲ گروه در سال ۲۰۱۱ و ۱۱ گروه در سال ۲۰۱۲ است. البته، مقدار شاخص مزیت نسبی آشکار شده در مورد ۵ گروه در سال ۲۰۱۱، رشد منفی داشته‌اند. در سال ۲۰۱۲ نیز سه گروه کالایی نسبت به سال ۲۰۱۱ رشد داشته‌اند در مقابل دو گروه کالایی نیز رشد مثبت داشته‌اند. باید در نظر داشت که گروه سوخت‌های معدنی (کد ۲۷)، به ترتیب حدود ۷۵، ۸۲ و ۸۲ درصد از کل صادرات کشور ایران را در سال‌های ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ را به خود اختصاص داده و سایر گروه‌ها به ترتیب در سال‌های ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ تنها ۲۵، ۱۸ و ۱۸ درصد صادرات کل کشور را از آن خود کرده‌اند. با خارج کردن گروه سوخت‌های معدنی، ۱۰ گروه باقی‌مانده در سال ۲۰۱۲، حدود ۷۶ درصد صادرات غیرنفتی کشور را تشکیل می‌دهند. این نشان می‌دهد که صادرات غیرنفتی در کشور ایران از تنوع چندانی برخوردار نیست.

نتایج محاسبات و بررسی تعداد گروه‌های کالایی به‌همراه

جدول (۴): تعداد، فراوانی نسبی و کدهای دو رقمی گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی آشکار شده صادراتی کشورهای عضو دی هشت طی دوره زمانی

۲۰۱۰-۲۰۱۲

فراوانی نسبی مجموع گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی			تعداد گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی			شرح
2012	2011	2010	2012	2011	2010	سال
0.11	0.12	0.18	11	12	17	ایران
0.11	0.10	0.10	11	10	10	بنگلادش
0.49	0.47	0.51	48	46	49	مصر
0.29	0.28	0.29	28	27	28	اندونزی
0.20	0.16	0.18	19	16	17	مالزی
0.08	0.05	0.07	8	5	7	نیجریه
0.62	0.61	0.62	60	59	60	پاکستان
0.43	0.43	0.41	42	42	40	ترکیه

مزیت نسبی آشکار شده ایران و کشورهای عضو دی هشت طی سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۱۲، گویای آن است که پاکستان در بین کشورهای عضو دی هشت با ۶۰ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در سال ۲۰۱۰، ۵۹ گروه در سال ۲۰۱۱ و ۶۰ گروه در سال ۲۰۱۲ در رتبه اول و مصر در سال ۲۰۱۰ با ۴۹ گروه، در سال ۲۰۱۱ با ۴۶ گروه و در سال ۲۰۱۲ با ۴۸ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در صادرات در رتبه دوم، ترکیه در سال ۲۰۱۰ با ۴۰ گروه، در سال ۲۰۱۱ با ۴۲ گروه و در سال ۲۰۱۲ با ۴۲ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در صادرات در رتبه سوم، اندونزی در سال ۲۰۱۰ با ۲۸ گروه، در سال ۲۰۱۱ با ۲۷ گروه و در سال ۲۰۱۲ با ۲۸ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در صادرات در رتبه چهارم، مالزی در سال ۲۰۱۰ با ۱۷ گروه، در سال ۲۰۱۱ با ۱۶ گروه و در سال ۲۰۱۲ با ۱۹ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در صادرات در رتبه پنجم، ایران در سال ۲۰۱۰ با ۱۷ گروه، در سال ۲۰۱۱ با ۱۲ گروه و در سال ۲۰۱۲ با ۱۱ گروه کالایی دارای مزیت نسبی در صادرات در رتبه ششم قرار دارد. رتبه‌های بعدی متعلق به بنگلادش و نیجریه است. این، در واقع عدم تنوع کالاهای صادراتی کشورهای مالزی، ایران، بنگلادش و نیجریه را نمایان می‌سازد. کاهش تعداد گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی برای کشور ایران در مقایسه با وضعیت با ثبات کشورهای پاکستان، مصر، ترکیه، اندونزی و مالزی نشان می‌دهد که کشور ایران نه تنها در تنوع بخشیدن صادرات، بلکه در تخصص‌گرایی نیز در مقایسه با کشورهای دیگر جایگاه مناسبی ندارد.



کد گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی آشکار شده صادراتی																	
'79	'20	'14	'25	'05	'39	'29	'26	'27	'78	'13	'07	'08	'09	'19	'69	'57	۲۰۱۰
'79		'14	'25	'05		'29		'27	'78	'31	'07	'08			'69	'57	۲۰۱۱
'79			'25	'05	'39	'29	'26	'27	'78	'31		'08				'57	۲۰۱۲
'79	'20	'14	'25	'05	'39	'29	'26	'27	'78	'13	'07	'08	'09	'19	'69	'57	۲۰۱۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۵): شاخص درایسدل برای کشورهای عضو دی هشت برای دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۴

کشور	بنگلادش	مصر	اندونزی	مالزی	نیجریه	پاکستان	ترکیه
2004	0.790		2.131	0.577	0.880	1.841	0.576
2005	0.802		2.082	0.601	0.516	1.494	0.642
2006	0.922		1.952	0.636	0.342	1.636	0.677
2007	0.851		1.923	0.655	0.330	1.672	0.719
2008	0.479	0.556	1.290	0.661	0.265	1.714	0.688
2009	0.718	0.606	1.339	0.623	0.230	1.826	0.612
2010	0.734	0.681	1.262	0.704	0.366	1.775	0.834
2011	0.652	0.633	1.273	0.720	0.707	1.797	0.638
2012	0.565	0.723	1.218	0.794	0.269	1.854	0.491

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵-۴- بررسی اکمال تجاری (امکان توسعه تجارت) ایران با کشورهای عضو دی هشت

یکی از شاخص‌های مناسب برای بررسی امکان تجارت بین دو کشور، شاخص درایسدل است؛ که با استفاده از آن، پتانسیل تجاری میان زوج کشورها تا حدود بسیار زیادی نشان داده می‌شود. این شاخص در این قسمت با استفاده از رابطه (۵) و بر اساس کدهای گروه‌های کالایی دو رقمی ISIC طی دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲ برای صادرات کشور ایران در مقابل واردات کشورهای دی هشت محاسبه شده است. در جدول ۵ نتایج نهایی حاصل از محاسبه شاخص درایسدل بین ایران و اعضای دی هشت نشان داده شده است.

بر اساس جدول ۵، از سال ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۲، تنها دو کشور اندونزی و پاکستان به صورت پیوسته دارای شاخص درایسدل بالای عدد یک می‌باشند. که این نشان می‌دهد این دو کشور بیشترین تشابه تجاری را با کشور ایران دارند. یا به عبارتی دارای اکمال تجاری بالایی با ایران می‌باشند. در مقابل سایر کشورها دارای پتانسیل تجاری کمتری با ایران می‌باشند. این روند نیز از سال ۲۰۰۴ تا به امروز حفظ شده است. به عنوان یک نتیجه کلی

برای کشور ایران امکان توسعه تجارت (صادرات) در بین کشورهای عضو دی هشت صرفاً با اندونزی و پاکستان امکان‌پذیر خواهد بود.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

آمادگی برای آزاد سازی تجارت، لزوم تنوع محصولات غیرنفتی و محدودیت‌های کشور ایران در مقوله‌هایی همچون سرمایه، مدیریت و فناوری ضرورت همکاری و همگرایی منطقه‌ای را برای ایران بیش از پیش آشکار می‌نماید. در کنار پیمان اکو، مهم‌ترین پیمان بین کشوری که ایران در آن عضویت دارد، پیمان گروه هشت کشور اسلامی در حال توسعه (دی هشت) می‌باشد. بر همین اساس استفاده از تمامی ظرفیت‌های این پیمان برای کشور ایران حائز اهمیت است. مقاله حاضر به ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری بین ایران و کشورهای گروه دی هشت پرداخت. در این راستا سؤالات زیر مطرح شد:

۱. درجه تشابه و مکملی تجاری بین ایران و کشورهای دی هشت چگونه است؟

۲. وضعیت پتانسیل تجاری هر یک از کشورهای دی هشت با ایران چگونه است؟

۳. ایران و کشورهای دی هشت در چه کالاهایی از مزیت نسبی صادراتی برخوردار هستند؟

۴. آیا امکان توسعه تجارت بین ایران و کشورهای عضودی هشت وجود دارد؟

اندازه‌گیری معیار کسینوس برای سال‌های ۲۰۱۰، ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ نشان داد که زمینه توسعه تجارت دو جانبه (درجه‌تشابه و مکملی تجاری) ایران با کشورهای ترکیه، بنگلادش، اندونزی و مالزی بالاست. همچنین صادرات کشور ایران به صورت بالقوه درجه تشابه بالایی با واردات کشور پاکستان دارد. در مقابل کشور مصر نیز کمترین زمینه توسعه تجارت را با ایران دارد. محاسبه وضعیت ظرفیت و پتانسیل صادراتی کشور ایران به سایر کشورهای دی هشت و واردات کشور ایران از این کشورها نشان داد کشور ایران با کشورهای ترکیه، اندونزی و مالزی دارای ظرفیت‌های تجاری دو جانبه خوبی می‌باشد. همچنین ظرفیت صادراتی ایران برای کشور پاکستان نیز قابل توجه است. از سوی دیگر کشور ایران صرفاً دارای ظرفیت بالای وارداتی از کشور بنگلادش است. اما سهم پتانسیل صادراتی و وارداتی ایران از کشورهای نیجریه و مصر در مقایسه با سایر کشورهای عضو دی هشت چندان قابل ملاحظه نیست.

بررسی مزیت نسبی آشکار شده بالاسا نیز نشان داد؛ از نظر

منابع

حسن پور، یوسف (۱۳۸۴). بررسی تجارت غیرنفتی ایران با کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی، مجله بررسی‌های بازرگانی، شماره ۱۶، ۴-۱۵.

حسن پور، یوسف و بهروزی‌فر، مرتضی (۱۳۸۶). بررسی تجارت مکملی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۲، ۱۴۶-۱۱۹.

حسینی، میرعبدالله (۱۳۸۴). آثار ترتیبات تجاری ترجیحی در بین کشورهای عضو اکو بر توسعه تجارت خارجی ایران. تهران: موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

رحمانی، تیمور (۱۳۸۶). بررسی تأثیر اعتماد بر رشد اقتصادی در

تعداد گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی به طور متوسط به ترتیب کشورهای پاکستان، مصر، ترکیه، اندونزی، مالزی، ایران، بنگلادش و نیجریه رتبه‌های اول تا هشتم را به خود اختصاص داده‌اند. از سوی دیگر شاخص بالاسا نشان داد که تعداد گروه‌های کالایی ایران از تعداد ۱۷ گروه کالایی در سال ۲۰۱۰ به تعداد ۱۱ گروه کالایی در سال ۲۰۱۲ کاهش یافته است. این وضعیت با توجه به تعداد گروه‌های کالایی دارای مزیت نسبی برای کشورهای پاکستان، مصر و ترکیه و همچنین وضعیت باثبات آنها از عدم برخورداری ایران از جایگاه مناسب در امر تنوع بخشیدن به صادرات کشور و تخصص‌گرایی حکایت داشت. نهایتاً محاسبات شاخص درایسدل نیز حاکی از این بود که تنها دو کشور اندونزی و پاکستان به صورت پیوسته طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۴ دارای بیشترین تشابه تجاری با کشور ایران هستند. در مقابل سایر کشورها دارای پتانسیل تجاری کمتری با ایران می‌باشند. در نتیجه امکان توسعه تجارت (صادرات) در بین کشورهای عضو دی هشت صرفاً با اندونزی و پاکستان منطقی خواهد بود. بر همین اساس برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران بخش تجارت خارجی کشور ایران باید در راستای استفاده از ظرفیت‌های تجاری کشورهای عضو دی هشت، دو کشور پاکستان و اندونزی را به عنوان بازار هدف در اولویت قرار دهند و در این راستا گروه‌های کالایی را صادر کنند که بر حسب جدول (۴) در آن مزیت نسبی دارند.

استان‌های ایران با روش اقتصادسنجی فضایی. مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۷۸، ۵۷-۲۳.

رحمانی، میترا؛ عسگری، منصور و عابدین، محمدرضا (۱۳۸۵). دستاوردهای تجاری تشکیل بلوک منطقه‌ای در مرکز قاره آسیا. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۳۸، ۲۳۶-۲۱۳.

شکیبایی، علیرضا و بطا، فاطمه (۱۳۸۸). همگرایی اقتصادی در منطقه آسیای جنوب غربی. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵۳، ۴۷-۲۳.

صادقی‌یارندی، سیف‌الله و حسینی، میرعبدالله (۱۳۷۸). بررسی امکان مبادلات محصولات کشاورزی بین ایران و کشورهای



- نصیرزاد، مهران و حسینی، میرعبدالله (۱۳۹۱). ارزیابی و برآورد ظرفیت‌های تجاری دو جانبه ایران با جمهوری آذربایجان. *مطالعات اوراسیای مرکزی*. سال پنجم، شماره ۱۱، ۱۱۵-۱۳۴.
- نعمتیان، محمود (۱۳۹۰). فرصت‌های تجاری میان ایران و هند. *پژوهشنامه‌ی علوم اقتصادی*، سال ششم، شماره ۱۲، ۲۳۸-۲۱۷.
- ولی‌بیگی، حسن، سیف، اله مراد (۱۳۸۲). پیامدهای احتمالی عضویت در سازمان تجارت جهانی بر صنایع ایران، مطالعه موردی صنعت قطعات خودرو. *پژوهش نامه بازرگانی*، شماره ۲۶، ۷۴-۵۱.
- Allen, Roy, G. D. (1970). *Mathematical Economics*, London. Macmillan.
- Arnon, A., Spivak, A., & Weinblatt, J. (1995). Monetary Integration between the Israel, Jordanian and Palestinian Economics. *Institute for International Economics*.
- Arnon, A. Spivak, A & Weinblatt, J. (1995). The Potential for Trade between Israel, the Palestinians and Jordan. *The World Economy*, 19, 113-134.
- Balassa, B. (1965). Trade Liberalization and Revealed Comparative Advantage. *The Manchester School*, 33(2), 99-123.
- Brun, J. F., Carrere, C., Uillaumont, P., & Melo, J. (2002). Has Distance Died? Evidence from a Panel Gravity Model. *Seminar Acepter Discussion Papers 3500*.
- Drysdale, P. (1988). International Economic Pluralism, Economic Policy in East Asia and the Pacific. *Columbia University Press*, New York.
- Finger, J. M., & Kreinin, M. E. (1988) A measure of "export similarity" and its possible uses. *The economic Journal*, 89(356), 905-912.
- Kaur, S., & Na, P. (2010). India's Export Potential to Other Saarc Countries: A Gravity Model Analysis. *Journal of Global Economy*, 6(3), 167-184.
- Kristjansdottir, H. (2005). A Gravity Model for Exports from Iceland. *Centre for Applied Microeconometrics (CAM) 14*, Department of Economics, University of Copenhagen, <http://www.econ.ku.dk/CAM/>.
- Linneman, H. (1966). *An Econometric Study of International Trade Flows*. North Holland, Amsterdam.
- Panchamuchi, V. R., & Mehta, R. (1995). *Complementarity in Trade and Production*. Amesterdam: Sage Publication.
- Peridy, N. (2005). The Trade Effects of the Euro-Mediterranean Partnership: What Are the Lessons for Asean Countries. *Journal of Asian Economics*, 16, 125-139.
- Rottgers, D., Fabe, A., & Grote, U. (2010). The Canola Oil Industry and EU Trade Integration: A Gravity Model Approach. *Series Proceedings of the German Development Economics Conference 32*.
- Roy, M., & Rayhan, M. I. (2011). Trade Flows of Bangladesh: A Gravity Model Approach. *Economics Bulletin*, 31(1), 950- 959.
- UNCTAD (2002). *Hand Book of International Trade and Development Statistics*. <http://www.UNCTAD.Org>.
- ZainalAbidin, I. S., Abu Bakar, N. A., & Sahlan, R. (2013). The Determinants of Exports between Malaysia and the OIC Member Countries: A Gravity Model Approach. *Procedia Economics and Finance*, 5, 12-19.

ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا

The Relationship between Institutional Variables and Economic Growth: Introducing a New Institutional Measure for Middle East and North Africa (MENA)

Mahboobeh Shakeri*, Ahmad Jafari Samimi**,
Zahra Karimi Moughari***

محبوبه شاکری*، احمد جعفری صمیمی**،
زهرا کریمی موغاری***

Received: 26/July/2014 Accepted: 15/Feb/2015

دریافت: ۱۳۹۳/۵/۴ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۱/۲۶

چکیده:

Abstract:

The subject of this paper is measuring institutional quality and evaluating its relationship with per capita economic growth in 20 MENA countries. For estimating growth models, panel data method was used during (2002-2010). For measuring institutional quality at first six indices of good governance have been used in six growth models. The results have shown that only regulatory quality have positive and significant relation with economic growth. Whereas the coefficients of other institutional variables including control of corruption and political stability are negative and the others including rule of law, governance effectiveness and voice and accountability are positive but insignificant. Then another model was estimated by using good governance index which was derived from combining six upper indices by using principle component analysis (PCA). The results showed positive relationship but significant at the 0.10 percent level. In the final analysis a new institutional index is derived by combining three institutional variables which had positive coefficient into the one composite index by using PCA. New index has bigger positive coefficient and significant at the 0.01 percent level rather than its sub measures (regulatory quality, voice and accountability, rule of law) and also than good governance index.

موضوع این مقاله اندازه‌گیری کیفیت نهادی و بررسی رابطه آن با رشد اقتصادی سرانه در خاورمیانه و شمال آفریقا است. برای تخمین الگوهای رشد از تخمین داده‌های تابلویی در دوره زمانی (۲۰۰۲-۲۰۱۰) استفاده شده است. برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی ابتدا از شش شاخص حکمرانی خوب استفاده شد. نتایج حاصل از تخمین الگوهای رشد نشان داد کیفیت بروکراسی رابطه مثبت و معنی‌داری با رشد دارد. ثبات سیاسی و کنترل فساد رابطه منفی و اثر بخشی دولتی، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و حاکمیت قانون رابطه مثبت اما بی‌معنی را نشان دادند. سپس الگوی رشد دیگری با شاخص حکمرانی خوب که از ترکیب شش شاخص موجود به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست آمده بود، تخمین زده شد. نتایج، رابطه مثبت و معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد را نشان دادند. برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در کشورهای منطقه از شاخص جدیدی نیز استفاده شد. این شاخص از ترکیب سه شاخص موجود که دارای علامت مثبت بودند به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست آورده شد. شاخص جدید نسبت به شاخص‌های تشکیل دهنده آن (کیفیت بروکراسی، حاکمیت قانون، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی) و همچنین نسبت به شاخص حکمرانی خوب دارای ضریب مثبت بزرگتر و معنی‌داری در سطح ۱ درصد است.

Keywords: Institutional Variables; Economic Growth; Middle East & North Africa; Panel Data; Principal Component Model.
JEL: O43, C23, O53.

کلمات کلیدی: متغیرهای نهادی؛ رشد اقتصادی؛ داده‌های تابلویی؛ خاورمیانه و شمال آفریقا؛ تحلیل مؤلفه‌های اصلی.
طبقه‌بندی JEL: O43, C23, O53.

* M.A. in Economics, Bojnood University, Bojnood, Iran, (Corresponding Author).

** Professor of Economics, Mazandaran University, Mazandaran, Iran.

*** Assistant Professor, Mazandaran University, Mazandaran, Iran.

* کارشناس ارشد اقتصاد، مدرس اقتصاد در دانشگاه بجنورد (نویسنده مسئول)

Email: shakeri.mhb@gmail.com

** استاد اقتصاد و رئیس دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران

Email: jafarisa@umz.ac.ir

*** استادیار دانشگاه مازندران

Email: zakarimi@umz.ac.ir



۱- مقدمه

منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا از جمله مناطقی است که همواره در مقایسه با سایر مناطق دارای رشد ضعیفی بوده و از فاصله‌های درآمدی زیاد با آنها رنج می‌برد. رشد میانگین درآمد سرانه منطقه در بین سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۰ برابر با ۰/۵ درصد در مقایسه با ۳ درصد درآمد سرانه اقتصادهای نوظهور و در حال توسعه دیگر بوده است (صندوق بین‌المللی پول، ۲۰۱۱: ۲). بنابراین وضعیت درآمدی منطقه حتی در مقایسه با مناطق در حال توسعه در سطح بسیار پایین‌تری قرار دارد. در نتیجه مطالعه در مورد عقب ماندگی کشورهای منطقه و یافتن راهکارهایی در جهت اصلاح موانع و کمبودهای موجود ضروری به نظر می‌رسد.

در مورد علل عقب ماندگی و توسعه نیافتگی این کشورها مطالعات زیادی انجام شده است. طبق گزارش‌های موجود برخلاف جمعیت زیاد، نیروی کار رو به افزایش، درآمدهای نفتی قابل توجه، افزایش مخارج و درآمدهای دولت‌ها و همچنین بخشش بدهی‌های خارجی این کشورها توسط سازمان‌های بین‌المللی، نرخ رشد سرانه در این کشورها ضعیف و بی‌ثبات می‌باشد. چشم‌انداز رشد در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا به عقب ماندگی خود به خاطر محدودیت‌های نهادی و سیاستی ادامه می‌دهد (سازمان پژوهش‌های اقتصادی خاورمیانه، ۲۰۱۱: ۱۹). این مسئله نیاز به مطالعه عوامل تأثیرگذار دیگر مانند عوامل نهادی را بر اختلاف درآمدی کشورهای منطقه با سایر مناطق نشان می‌دهد.

در زمینه اختلاف بین توسعه‌یافتگی کشورهای مختلف، مطالعات بسیاری در نهایت به نهادها به عنوان مهمترین عامل رسیده‌اند. از آن جمله نورث^۳ بر نقش نهادها در ساختار انگیزشی جامعه تأکید می‌کند که می‌تواند فعالیت‌های تولیدی را به پیش ببرد یا متوقف سازد و از این طریق بر رشد و توسعه کشورها تأثیرگذار باشد (نورث، ۱۹۹۰: ۸۹).

پس از وی، اولسن^۴ (۱۹۹۶)، هال و جونز^۵ (۱۹۹۹)، ایسترلی و لوین^۶ (۲۰۰۳) و عجم‌اوغلو و همکاران^۷ (۲۰۰۵) و دیگر محققان به شناسایی عوامل نهادی موثر بر رشد و توسعه اقتصادی و اندازه‌گیری این عوامل پرداختند.

بنابراین از لحاظ نظری رابطه نهادها با رشد اثبات شده است اما اینکه چه طور باید متغیرهای نهادی کیفی را به کمی تبدیل کرد؛ مبهم باقی مانده است. افراد و سازمان‌های مختلفی به اندازه‌گیری کیفیت نهادی و شاخص‌سازی پرداختند. از آن جمله می‌توان به شاخص‌های حکمرانی خوب^۸ محاسبه شده توسط بانک جهانی، شاخص آزادی اقتصادی محاسبه شده توسط مؤسسه فریزر^۹ و بنیاد هریتیج^{۱۰}، آزادی‌های مدنی، حقوق سیاسی و دموکراسی محاسبه شده توسط خانه آزادی^{۱۱}، سرمایه اجتماعی و ... اشاره کرد. اما هر کدام از این شاخص‌ها در مطالعات مختلف با دوره زمانی و مکانی متفاوت تأثیر متفاوتی را نشان داده‌اند. بنابراین بحث بر سر این است که آیا این شاخص‌ها قادرند به درستی کیفیت نهادی را در نمونه‌های مختلف اندازه‌گیری کنند؟

با توجه به مطالب گفته شده، در این تحقیق هدف، اندازه‌گیری کیفیت نهادی و بررسی رابطه بین کیفیت نهادی و رشد اقتصادی در ۲۰ کشور در حال توسعه خاورمیانه و شمال آفریقا در سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۲ می‌باشد. برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی، شاخص‌های حکمرانی خوب محاسبه و مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. سپس شاخص ترکیبی جدیدی معرفی می‌شود و نتایج آن با شاخص حکمرانی خوب مورد مقایسه قرار می‌گیرد.

۲- مبانی نظری و تجربی

۲-۱- تاریخ نظریه‌های رشد

نظریه‌های رشد نئوکلاسیکی که هنوز هم در اقتصاد برقرار

4. Olson (1996)
5. Hall & Jones (1999)
6. Easterly & Levine (2003)
7. Acemoglu et al. (2005)
8. Good Governance
9. Fraser Institute
10. Heritage Foundation
11. Freedom House

1. International Monetary Fund (2011)
2. Economic Research Forum (2011)
3. North (1990)

با آنها نمی‌رسند (اولسن، ۱۹۹۶: ۶).

در مورد نهادهایی که قادر به اندازه‌گیری کیفیت نهادی کشورها هستند مطالعات و تلاش‌های زیادی انجام شده است. هال و جونز (۱۹۹۹) این سیاست‌ها و نهادها را اطمینان به ضمانت اجرای قراردادهای، حفاظت از دارایی‌های شخصی، حاکمیت قانون و دستگاه قضایی مستقل تعریف می‌کنند (هال و جونز، ۱۹۹۹: ۸۴). عجم اوغلو و همکاران (۲۰۰۵) تضمین اجرای حقوق مالکیت برای سرتاسر جامعه را که انگیزه سرمایه‌گذاری، نوآوری و شرکت در فعالیت‌های اقتصادی را تقویت می‌کند، به عنوان ساختار نهادی جامعه معرفی می‌کنند (عجم اوغلو و همکاران، ۲۰۰۵: ۹). سازمان‌های مختلفی نیز به معرفی شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی پرداختند. از آن جمله می‌توان به شاخص حکمرانی خوب محاسبه شده توسط بانک جهانی اشاره کرد.

۲-۲- شاخص حکمرانی خوب و اندازه‌گیری آن

تدارک نهادهای موفق که از عوامل بنیادین رشد و توسعه اقتصادی به حساب می‌آیند، تحت عنوان "حکمرانی خوب" مطرح می‌شوند. دولت قادر است با ایجاد نهادهای کارآمد و توانمند محیطی مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه به گونه‌ای کم هزینه، ساده و به دور از اتلاف وقت مهیا سازد و به این ترتیب موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند. در تعریف بانک جهانی از میانگین شش شاخص تحت عنوان شاخص حکمرانی خوب برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در کشورها استفاده شده است (کافمن و همکاران^۴، ۲۰۱۰: ۲). این شش شاخص عبارتند از:

۱- آزادی‌های قانونی، وجود نهادهای مدنی و انتشار آزاد اطلاعات که مصادیقی از وجود حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی هستند و موجب تقویت آگاهی‌های عمومی و شفافیت اقتصادی و اجتماعی می‌شوند. در این شرایط صاحبان کسب و کار، قدرت لازم برای نقد سیاست‌های اقتصادی نادرست و مقابله با تغییرات نابجا در قوانین را دارند و به این ترتیب کسب و کار و سرمایه‌گذاری توسعه می‌یابد.

هستند عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی را که ابتدا توسط مارشال^۱ و سپس سولو و سوان^۲ بیان شد، نرخ پس‌انداز، نرخ افزایش کمیت و کارایی نیروی کار، همگرایی مشروط و بازده نزولی سرمایه می‌دانستند. از اواسط دهه ۱۹۸۰ تحقیق بر روی رشد اقتصادی پیشرفت جدیدی را تجربه کرد. الگوهای رشد درون‌زا با کارهایی از رومر و لوکاس^۳ شروع شدند. انگیزه اصلی این تحقیقات یافتن عوامل تعیین‌کننده رشد بلندمدت اقتصادی بود. طبق این الگوها رشد، به دلیل اثرات سرریزهای دانش ناشی از تولیدکنندگان و اثرات خارجی سود ناشی از سرمایه انسانی، به طور نامحدود پیشرفت می‌کند.

نظریه‌های بیان شده تا اواخر قرن بیستم در جهت کمک به فهمیدن عوامل تأثیرگذار بر رشد و مکانیزم‌های رشد مؤثر بوده‌اند اما در مورد اینکه چرا بعضی کشورها رشد سریع‌تری نسبت به بقیه دارند، توضیحی نمی‌دهند. مطالعات صورت گرفته در این زمینه از کارهای نورث در سال ۱۹۹۰ آغاز می‌شود که نهادها را دلیل اصلی تفاوت در توسعه یافتگی کشورها می‌دانست. وی در اثر بزرگ خود «نهادها، تغییرات نهادی و عملکرد اقتصادی» به تشریح نظریه‌های خود در این مورد که تحول چارچوب نهادی جامعه را از رکود و زوال به موفقیت‌های اقتصادی می‌رساند، می‌پردازد (نورث، ۱۹۹۰: ۵۶). وی همچنین علل و عوامل بنیادی رشد اقتصادی را نهادهایی می‌داند که منجر به کاهش هزینه‌های مبادله و افزایش بهره‌وری از طریق تخصیصی کردن فعالیت‌ها و فرآیند مبادله می‌شوند (همان: ۱۱۰).

بعد از نورث، محققان دیگری نیز بر ساختارهای نهادی ضعیف به عنوان عوامل عقب‌ماندگی و ضعف اقتصادی تأکید کردند. اولسن (۱۹۹۶) در رد نظریه‌های همگرایی مشروط نئوکلاسیکی و با مشاهده کشورهایی با درآمد سرانه کمتر و رشد اقتصادی پایین به این نتیجه رسید که کشورهای فقیر برخلاف فرصت‌هایشان برای رسیدن به رشد سریع‌تر نسبت به کشورهای ثروتمند، به دلیل وجود سیاست‌ها و نهادهای ضعیف‌تری که نسبت به این کشورها دارند هرگز به همگرایی

1. Marshal

2. Solow & Swan

3. Romer & Lucas

4. Kaufmann et al. (2010)



است. طبق مطالعه ویلیامز^۱ اگر شاخص ثبات سیاسی را برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی محاسبه کنیم آنگاه تمام کشورهایی که دارای حکومت‌های دیکتاتوری هستند مانند جمهوری کنگو رتبه‌های بالایی می‌گیرند در صورتی که این کشورها از نظر دستگاه قضایی، اجرای قانون، حقوق مالکیت و ... دارای وضعیت مناسبی نیستند (ویلیامز، ۲۰۰۶: ۵). این تحقیق به دنبال بررسی آزمون درستی شاخص‌های حکمرانی خوب در کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا است.

۲-۳- مطالعات تجربی

ویلیامز در تحقیق خود به بررسی رابطه نهادها با رشد اقتصادی در کشورهای مختلف جهان در سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۶۰ به روش داده‌های تابلویی پویا می‌پردازد. وی از ترکیب شاخص‌های حقوق مالکیت، محدودیت‌های سیاسی و کیفیت بروکراسی به روش تحلیل رگرسیون برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی استفاده می‌کند. نتایج تحقیق او نشان دهنده تأثیرگذاری بیشتر شاخص ترکیبی نسبت به شاخص‌های تشکیل دهنده آن و معنادار نبودن شاخص مورد نظر در کشورهای توسعه یافته می‌باشد. بنابراین، تحقیق حاضر با این تحقیق از این نظر که به دنبال ساختن شاخص ترکیبی جدیدی است مطابقت دارد. اما از نظر روش مورد استفاده برای ترکیب شاخص‌ها متفاوت است (ویلیامز، ۲۰۰۶: ۱۲۱).

صدیقی و احمد به بررسی ارتباط بین نهادها و رشد طی سال‌های ۲۰۰۶-۱۹۸۴ در کشور پاکستان پرداختند و برخلاف تحقیق حاضر به بررسی رابطه بلندمدت بین نهادها و رشد با روش جوهانسون-جوسیلیوس و بررسی رابطه علی با استفاده از آزمون علیت گرنجری پرداختند. نتایج تحقیق آنها رابطه بلندمدت را تأیید می‌کند اما رابطه کوتاه‌مدت بین نهادها و رشد را رد می‌کند. تحقیق حاضر به دنبال بررسی رابطه علیت نیست (صدیقی و احمد، ۲۰۰۹: ۲).

فتاس و میهوف^۲ تنها از شاخص بی‌ثباتی سیاسی برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در کشورهای منتخب جهان در سال‌های ۲۰۰۷-۱۹۹۷ استفاده کردند و الگوی خود را به روش

۲- درگیری‌های جناحی، نزاع‌های داخلی، ترور و ... با از بین بردن ثبات سیاسی موجب افزایش ریسک و نااطمینانی و کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

۳- اثربخشی دولت یعنی توانایی دولت در تدوین و اجرای سیاست‌های صحیح و لازمه آن برخورداری از یک دستگاه اداری کارآمد است. یک دستگاه اداری کارآمد باید از قدرت و مهارت لازم برای اداره امور کشور برخوردار باشد تا از پس مشکلات هماهنگی در راه‌اندازی فعالیت‌های جدید برآیند.

۴- نهادهای حاکم بر جامعه تأثیر بسزایی بر منافع و هزینه‌های یک فعالیت اقتصادی دارد. کیفیت بروکراسی و قوانین و مقررات مطلوب و کارآمد یکی از مهمترین نهادهایی است که می‌تواند بر عملکرد اقتصادی جوامع تأثیر بگذارد و سرمایه‌گذاران را تشویق کند. بر عکس قوانین و مقررات اختلال‌زا در مسیر راه‌اندازی یک کسب‌وکار، مجوزها و موافقت‌نامه‌های دولتی، محدودیت‌های تجاری و ... هزینه پروژه‌های سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد و انگیزه کارآفرینان را از بین می‌برد.

۵- حاکمیت قانون یعنی حمایت از افراد در مقابل اقدام‌های غارتگری و خودسرانه و همچنین وجود نظام قضایی قابل پیش‌بینی و منصف که این موارد تضمین حقوق مالکیت و حسن اجرای قراردادها و هدایت صحیح منابع را به دنبال دارد که به سرمایه‌گذاری‌های مولد منجر می‌شود.

۶- فساد باعث تخصیص غیربهرینه استعدادهای جامعه می‌شود و جذابیت‌های اقتصاد را برای سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی کاهش می‌دهد. فساد، همچنین درآمدهای مالیاتی دولت‌ها را کاهش داده و از این طریق دولت‌ها را در انجام وظایف خود که ارائه خدمات زیربنایی و کالاهای عمومی در فرایند تولید است، ناتوان می‌سازد.

بنابراین از دید نظری، شاخص‌های حکمرانی خوب با رشد اقتصادی رابطه مستقیمی دارند. اما بحث بر سر این است که آیا شاخص‌های حکمرانی خوب قادرند به درستی ساختار نهادی کشورهایی با درجه توسعه‌یافتگی متفاوت را نشان دهند؟ مشاهدات تجربی در برخی نمونه‌ها خلاف این را نشان داده

1. Williams (2006)

2. Fatas & Mihov (2011)

داده‌های تابلویی تخمین زدند و به تأثیر منفی بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی این کشورها رسیدند. تحقیق حاضر از شاخص‌های حکمرانی خوب استفاده کرده است (فتاس و میهوف، ۲۰۱۱: ۲۳).

والریانی و پلوسو^۱ (۲۰۱۱) از شاخص‌های متفاوت آزادی‌های مدنی، تعداد اعضای حق وتو و کیفیت دولت برای کشورهای با درجه توسعه یافتگی متفاوت استفاده کردند. تخمین الگوهای آنها به روش داده‌های تابلویی نشان می‌دهد که کشورهای مختلف از نظر تأثیرپذیری از کیفیت نهادی در اندازه این اثر و نه در جهت آن با هم اختلاف دارند. در حالی که تحقیق حاضر کشورهای در حال توسعه MENA را از نظر جهت این تأثیرپذیری نیز متفاوت با دیگر کشورها می‌داند (والریانی و پلوسو، ۲۰۱۱: ۲۵).

از بین مطالعات داخل کشور نیز جعفری صمیمی و آذرمنند (۱۳۸۴) تأثیر آزادی اقتصادی، ثبات سیاسی و حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی را در کشورهای منتخب جهان به روش حداقل مربعات معمولی تخمین زدند. نتایج تحقیق آنها به تأثیر مثبت و معنی‌دار سه شاخص منجر شده است. به این ترتیب تفاوت تحقیق حاضر در استفاده از شاخص‌های نهادی متفاوت است (جعفری صمیمی و آذرمنند، ۱۳۸۴: ۳۱-۱۱).

عیسی‌زاده و احمدزاده از میانگین شش شاخص حکمرانی خوب برای کشورهایی با سطوح مختلف توسعه استفاده کردند و پس از تخمین به روش حداقل مربعات معمولی به تأثیر معنی‌دار تمام زیرشاخص‌های حکمرانی خوب به جز حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی برای تمام کشورها دست یافتند. این تحقیق از نظر شاخص نهادی استفاده شده با تحقیق حاضر مشابه است. اما تحقیق حاضر از نظر بررسی هر دو بعد مکانی و زمانی به وسیله تخمین به روش داده‌های تابلویی، متفاوت است (عیسی‌زاده و احمدزاده، ۱۳۸۸: ۲۸-۱).

رنانی و همکاران از شاخص‌های حقوق مالکیت، سرمایه اجتماعی، پول تقویت‌کننده قراردادها و نسبت هزینه‌های امور عمومی دولت به تولید ناخالص داخلی برای ایران استفاده کردند. آنها الگوهای خود را به روش‌های حداقل مربعات دو

مرحله‌ای و گریگوری-جوهانسون برآورد کردند و بر خلاف این تحقیق به بررسی تأثیر درازمدت شاخص‌های نهادی بر تولید واقعی ایران رسیدند. تحقیق حاضر از نظر شاخص‌های نهادی مورد استفاده، روش تحقیق و هدف تحقیق با تحقیق آنها متفاوت است (رنانی و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۱۵-۱۹۳).

کميجانی و سلاطین تحقیق خود را برای دو گروه کشورهای OECD^۲ و OPEC^۳ به روش داده‌های تابلویی با استفاده از شاخص‌های حکمرانی خوب انجام دادند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده تأثیرگذاری بیشتر این شاخص‌ها بر رشد اقتصادی در OPEC می‌باشد و همچنین شاخص‌های کنترل فساد، ثبات سیاسی، حاکمیت قانون و کیفیت مقررات در OPEC دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر نرخ رشد اقتصادی است. در هر دو تحقیق شاخص‌های حکمرانی خوب بررسی می‌شوند اما متغیر وابسته استفاده شده در دو تحقیق متفاوت هستند. در تحقیق حاضر، از نرخ رشد اقتصادی سرانه استفاده شده است (کميجانی و سلاطین، ۱۳۸۷: ۲۴-۱).

ندیری و محمدی از شاخص حکمرانی خوب برای بررسی تأثیر نهادها بر رشد کشورهای مختلف جهان به روش داده‌های تابلویی پویا استفاده کردند. نتایج تحقیق آنها نشان دهنده تأثیرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی کشورها در سطح جهان به جز کشورهای نفتی است و بنابراین تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهای نفتی تأیید نشده است. در نتیجه هدف دو تحقیق مشابه است که تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در تمام کشورها دارای نتیجه یکسانی نیست. اما روش دو تحقیق متفاوت است. همچنین تحقیق حاضر سعی در معرفی شاخصی برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در کشورهای در حال توسعه دارد (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰: ۲۴-۱).

بنابراین مطالعه حاضر از نظر کشورهای مورد بررسی در دوره زمانی، استفاده از متغیر وابسته نرخ رشد سرانه، بررسی درستی شاخص‌های حکمرانی خوب برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی منطقه و معرفی شاخص نهادی جدید و استفاده از روش

2. Organization for Economic Co-operation and Development
3. Organization of the Petroleum Exporting Countries

1. Valeriani & Peluso (2011)



تحلیل مؤلفه‌های اصلی، جدید است.

دنبال اندازه‌گیری تأثیر آنها در الگوی رشد است. در اینجا متغیرهای نهادی، متغیرهای مورد نظر محقق هستند که شامل شش شاخص تشکیل دهنده حکمرانی خوب هستند. این شاخص‌ها به ترتیب و به طور مستقل وارد الگوهای رشد می‌شوند تا از بروز مشکل همخطی جلوگیری شود. سپس شاخص حکمرانی خوب که ترکیبی از شش شاخص نهادی است وارد الگو می‌شود و در نهایت شاخص نهادی حاصل از ترکیب برخی شاخص‌های موجود نیز معرفی می‌شود. به این ترتیب هشت الگوی رشد تخمین زده می‌شود که تنها تفاوت آنها در شاخص نهادی استفاده شده است و متغیرهای مستقل در تمام الگوها ثابت هستند.

Z_{it} : زیرمجموعه‌ای از متغیرهایی که به عنوان متغیرهای توضیحی مهم بالقوه، تأثیرشان بر رشد توسط محققان قبلی اثبات شده است مانند درجه باز بودن اقتصاد (نسبت کل تجارت به تولید ناخالص داخلی). در این تحقیق همچنین به دلیل خصوصیات کشورهای در حال توسعه، نسبت بدهی خارجی دولت‌ها به تولید ناخالص داخلی و اندازه دولت (نسبت مخارج کل دولت به تولید ناخالص داخلی) نیز محاسبه می‌شوند.

ε_{it} : جمله پسماند الگو

۳-۲- روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۴

روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، روشی جهت کاهش متغیرها در شرایطی است که بین متغیرها همبستگی وجود داشته باشد. این روش بدون حذف اطلاعات اساسی، متغیرهای اصلی را به متغیرهای غیرهمبسته تبدیل و تعداد آنها را کاهش می‌دهد. این متغیرهای جدید، مؤلفه‌های اصلی نامیده می‌شوند. هر مؤلفه اصلی ترکیب خطی از متغیرهای اولیه است (ورمونت و مگیدسون^۵، ۲۰۰۵: ۹). در پژوهش حاضر از این طریق می‌توان شاخص کیفیت نهادی را بسط داد.

ابتدا داده‌ها نرمال می‌شوند تا تمام داده‌ها از نظر واحد اندازه‌گیری یکسان شوند. در این تحقیق از بین روش‌های

۳- روش تحقیق

الگوهای رشد گفته شده برای ۲۰ کشور در حال توسعه خاورمیانه و شمال آفریقا شامل الجزایر، بحرین، جیبوتی، اتیوپی، مصر، ایران، اردن، کویت، لبنان، لیبی، موریتانی، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه، تونس، ترکیه، امارات و یمن تخمین زده شده است. کشورهای دیگر منطقه مانند عراق و سودان و فلسطین به دلیل نداشتن داده‌های کافی از تحقیق حذف شده‌اند. داده‌های تحقیق از گزارش‌های پایگاه‌های اطلاعاتی بانک جهانی^۱ و صندوق بین‌المللی پول^۲ گرفته شده‌اند. به این دلیل که شاخص‌های حکمرانی خوب از سال ۲۰۰۲ به بعد همه ساله گزارش شده‌اند، دوره زمانی تحقیق از ۲۰۰۲ به بعد انتخاب شده است. این در حالی است که قبل از این سال، بانک جهانی هر دو سال این رتبه‌ها را گزارش می‌کرده است. در این تحقیق برای تحلیل‌ها از نرم افزار Eviews7 استفاده شده است.

۳-۱- الگوی رشد

برای برآورد الگوهای رشد در این تحقیق از روش لوین و رنلت^۳ (۱۹۹۲) استفاده شده است. الگوی اقتصادسنجی رشد به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Y_{it} = \beta_1 I_{it} + \beta_m M_{it} + \beta_z Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این الگو، i و t به ترتیب نشان دهنده کشور و سال هستند. متغیرهای به کار رفته به شرح زیر هستند:

Y_{it} : نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه (سالانه)، به عنوان متغیر وابسته وارد الگو شده است.

I_{it} : شامل متغیرهایی است که همواره در الگوهای رگرسیون رشد آورده می‌شود. در این تحقیق تشکیل سرمایه ناخالص نسبت به تولید ناخالص داخلی جهت برآورد سرمایه فیزیکی تأثیرگذار بر رشد مورد بررسی قرار می‌گیرد.

M_{it} : شامل متغیرهای مورد نظر محقق که در تحقیق خود به

4. Principle Components Model
5. Vermunt & Magidson (2005)

1. World Bank
2. International Monetary Fund
3. Levine & Renelt (1992)

وجود دارد. هر چند اگر مؤلفه اصلی اول، سهم بیشتری از واریانس را تشکیل دهد، مؤلفه‌های دیگر می‌توانند نادیده گرفته شوند. مزیت PCA این است که وزن‌ها به وسیله داده‌ها تعیین می‌شوند و بنابراین به سلیقه محقق نیستند. مشکل این روش این است که PCA اثر شاخص‌هایی که سهم کم واریانس را نشان می‌دهند یا برخلاف مسیر به سمت متغیرهای دیگر حرکت می‌کنند را کاهش می‌دهد (ویلیامز، ۲۰۰۶: ۱۲۷).

به این ترتیب می‌توان گفت روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی شامل مراحل شش‌گانه زیر می‌گردد: ۱- جمع‌آوری داده‌ها ۲- تنظیم داده‌ها (کم کردن داده هر دسته از میانگین آن) ۳- محاسبه ماتریس کواریانس ۴- محاسبه مقادیر ویژه و بردارهای ویژه ماتریس کواریانس ۵- انتخاب مؤلفه‌ها و ساختن بردار ویژگی ۶- به دست آوردن داده‌های جدید و کاهش یافته (ورمونت و مگیدسون^۳، ۲۰۰۵: ۴۱).

۳-۳- روش داده‌های تابلویی

اصطلاح داده‌های تابلویی به انباشته شدن مشاهدات مقطعی در طول دوره‌های زمانی مختلف اشاره می‌کند. بنابراین داده‌ها هم دارای بعد زمانی و هم دارای بعد مکانی هستند. در استفاده از این روش لازم است ابتدا آزمون چاو یا F لیمبر برای آزمون اینکه الگوها به روش داده‌های هم انباشته^۴ یا تابلویی تخمین زده شود، مورد بررسی قرار گیرد. در آزمون F، فرضیه^۵ H_0 یکسان بودن عرض از مبدأها (روش هم انباشته) در مقابل فرضیه مخالف H_1 ، ناهمسانی عرض از مبدأها (روش داده‌های تابلویی) قرار می‌گیرد (وربیک^۶، ۲۰۰۴: ۳۴۱؛ بالتاجی^۶، ۲۰۰۵: ۱۲).

(۳)

$$F = \frac{(RRSS - URSS) / N - 1}{RRSS / (NT - N - K)} \sim F_{N-1, N(T-1)-K}$$

سپس آزمون ناهمسانی واریانس برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس بین اجزاء اخلاص بررسی می‌شود. آزمون خودهمبستگی نیز برای بررسی وجود همبستگی سریالی بین

موجود برای نرمال سازی (ابرت و ولچ^۱، ۲۰۰۴: ۲۷۰؛ کلانتیری، ۱۳۸۰: ۷۸)، از روش فاصله از بهترین و بدترین عملکرد استفاده می‌شود. به این ترتیب تمام شاخص‌ها مقادیر بین ۰ تا ۱ را اختیار می‌کنند. سپس برای ترکیب زیر شاخص‌ها به آنها وزن داده می‌شود. وزن نهایی به کار گرفته شده که هم به صورت نظری و هم به صورت تجربی مناسب باشد، اهمیت دارد. بعضی از رویکردهای رایج که در ساخت شاخص‌های اقتصادی به کار گرفته می‌شوند، عبارتند از: ۱- وزن‌های مساوی. ۲- وزن‌های تصادفی. ۳- وزن دهی بر اساس تحلیل رگرسیون. ۴- وزن دهی بر اساس تحلیل همبستگی. ۵- تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA).

در این تحقیق برای وزن دهی به داده‌ها از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده می‌شود. این روش، روش مرسوم برای استخراج شاخص‌های ترکیب شده است. منطق این تحلیل این است که اگر تعداد زیادی زیرمؤلفه وجود داشته باشد، خلاصه سازی این مؤلفه‌ها طوری که (با حداقل از دست دادن اطلاعات ممکن) بتوان ابعاد مسئله را کاهش داد مفید است. برای مثال مؤلفه‌هایی با واریانس‌های به شدت کم، می‌توانند به عنوان مؤلفه‌هایی اساساً ثابت فرض شوند و بنابراین به راحتی در یک شاخص واحد، گنجانده شوند. استخراج تکنیکی PCA در کتاب‌های اقتصادسنجی فراوانی مانند (پرس^۲، ۱۹۷۲) وجود دارد. هدف اصلی، یافتن مؤلفه اصلی اول است که بیشترین سهم واریانس بین زیرشاخص‌ها را تشکیل می‌دهد. مؤلفه اصلی دوم بیشترین واریانس باقی مانده را تشکیل می‌دهد و همین‌طور تا آخر ادامه می‌یابد. مؤلفه‌های اصلی می‌توانند به وسیله یافتن مقادیر ویژه ماتریس کواریانس نمونه استخراج شوند. برای مثال با داشتن ۳ شاخص اولیه

$$\begin{bmatrix} C_{11} & C_{12} & C_{13} \\ C_{21} & C_{22} & C_{23} \\ C_{31} & C_{32} & C_{33} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

که C_{ij} واریانس X_i و C_{ij} کوواریانس بین X_i و X_j است. این مقادیر ویژه، واریانس‌های مؤلفه‌های اصلی هستند. بنابراین به اندازه‌ای مؤلفه‌های اصلی وجود خواهد داشت که زیرشاخص

3. Vermunt & Magidson (2005)

4. Pooled Data

5. Verbeek (2004)

6. Baltaji (2005)

1. Ebert & Welsch (2004)

2. Press (1972)



روش تصادفی و فرضیه مخالف H_1 اثرات ثابت است. بنابراین در صورت رد فرضیه H_0 ، روش اثرات ثابت پذیرفته می‌شود (هاسمن، ۱۹۷۸: ۱۲۵۱).

$$W = [(b_s - \beta_s)'(M_1 - M_0)^{-1}(b_s - \beta_s)] \quad (5)$$

داده‌های تابلویی نامتوازن^۵: اگر در الگوی داده‌های تابلویی، داده‌های هر مقطع برای تمام دوره زمانی مشاهده نشود؛ ناگزیر باید از تخمین داده‌های تابلویی نامتوازن استفاده کرد. در این تحقیق به دلیل فقدان داده‌ها در برخی سال‌ها برای کشورهای یمن، موریتانی، الجزایر و ایران ناگزیر از الگوی داده‌های تابلویی نامتوازن استفاده شده است (وریسک، ۲۰۰۴: ۳۸۰؛ بالتاجی، ۲۰۰۵: ۱۶۵).

۴- تجزیه و تحلیل یافته‌ها

۴-۱- توصیف داده‌ها

در جدول (۱) شاخص‌های مرکزی (میانگین) و پراکندگی (واریانس) برای متغیرهای نهادی و همچنین متغیر وابسته تحقیق به منظور توصیف وضعیت متغیرهای تحقیق برای کشورهای منطقه محاسبه شده‌اند. در ستونی جدا میانگین متغیرهای مورد نظر برای شش کشور شورای همکاری خلیج فارس (GCC)^۶ شامل کشورهای عربستان، امارات، بحرین، قطر، کویت و عمان که خصوصیت مشترک آنها وجود ذخایر نفت فراوان است و صادرکننده نفت خام هستند، محاسبه شده است.

با مقایسه مقادیر میانگین متغیرها برای منطقه MENA و GCC مشاهده می‌شود که میانگین GDP سرانه در GCC بسیار کمتر از منطقه منا است. از طرف دیگر میانگین شاخص‌های نهادی مانند ثبات سیاسی و کنترل فساد در GCC نسبت به مقادیر این متغیرها در منطقه منا تفاوت بیشتری دارد و مقادیر بالاتری را دارا هستند. این اختلاف میانگین با مقادیر کمتر در دیگر متغیرهای نهادی نیز وجود دارد. این رتبه‌های بالا برای شاخص‌های نهادی شاید به این دلیل است که ساختار سیاسی بیشتر این کشورها پادشاه‌نشین و دیکتاتور است.

اجزاء اخلاص انجام می‌شود. در داده‌های تابلویی انتظار می‌رود اگر تعداد دوره‌های زمانی از تعداد مقاطع بیشتر باشد، خودهمبستگی و چنانچه تعداد مقاطع از دوره‌های زمانی بیشتر باشد ناهمسانی واریانس در اجزاء اخلاص وجود داشته باشد.

برای بررسی واریانس ناهمسانی در الگوی داده‌های تابلویی از آزمون ضریب لاگرانژ استفاده می‌شود. این آزمون برای بررسی واریانس ناهمسانی و همچنین تعیین روش تخمین بر اساس اثرات ثابت یا تصادفی استفاده می‌شود (بروش و پاگان^۱، ۱۹۷۹: ۱۲۸۷).

فرضیه صفر در آزمون ضریب لاگرانژ بیان می‌دارد که الگو دارای واریانس همسانی می‌باشد. محاسبه مقدار آماره این آزمون در نرم افزار استاتا^۲ انجام می‌شود و نحوه محاسبه آن نیز در بسیاری از کتاب‌های اقتصادسنجی (مانند وولدریج^۳، ۲۰۰۶) آورده شده است.

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{t=1}^T e_{it} \right]^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right] \quad (4)$$

آزمون ایستایی نیز برای جلوگیری از تخمین رگرسیون کاذب انجام می‌شود. در تخمین به روش داده‌های تابلویی اگر سری زمانی کوتاه و کمتر از ۱۰ سال باشد، احتمال نایستایی در داده‌ها وجود ندارد و بنابراین نیازی به انجام آزمون ایستایی در داده‌ها نیست. بنابراین در تحقیق حاضر چون سری زمانی ۹ سال است، لزومی ندارد این آزمون انجام شود.

در نهایت آزمون هاسمن^۴ برای تصمیم‌گیری در مورد تخمین الگوهای رشد به روش اثرات ثابت و یا اثرات تصادفی در داده‌های تابلویی انجام می‌شود. آماره آزمون که با W نشان داده شده است، دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی M_1, R ، ماتریس کوواریانس برای ضرایب مدل اثرات ثابت (b_s) و M_0 ماتریس کوواریانس ضرایب مدل اثرات تصادفی B_s است. اگر M_0 و M_1 همبسته باشند، b_s و B_s می‌توانند به طور معناداری متفاوت باشند و این انتظار وجود دارد تا این امر در آزمون منعکس شود. در آزمون هاسمن فرضیه H_0 بیانگر انتخاب

1. Breusch & Pagan (1979)

2. Stata

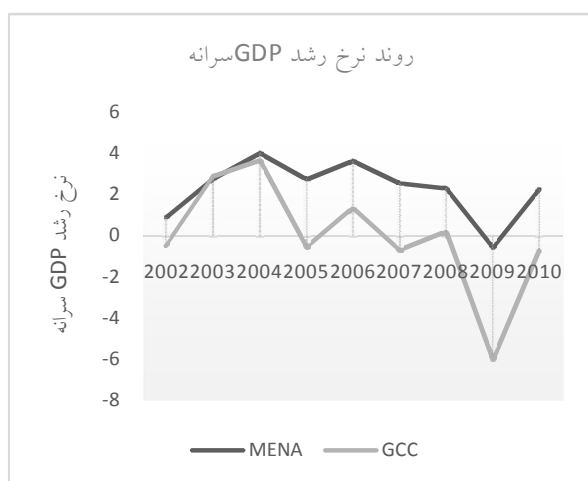
3. Wooldridge (2006)

4. Hausman

5. Unbalanced Panel Data

6. Gulf Cooperation Council (GCC)

وابسته در جدول (۱) نیز قابل دستیابی است. با مقایسه روند GDP سرانه مشخص است که در بین کشورهای GCC بی‌ثباتی بیشتر و نرخ‌های رشد کمتر هستند. سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۷ سال‌های افزایش قیمت نفت و درآمدهای نفتی بوده است. وابستگی شدید رشد اقتصادی کشورهای منطقه به درآمدهای نفتی و بی‌ثباتی درآمدهای نفتی، بی‌ثباتی رشد اقتصادی را در کشورهای منطقه و به خصوص کشورهای شورای همکاری خلیج فارس به وجود آورده است. همچنین با بروز بحران مالی از سال ۲۰۰۸ رشد اقتصادی کشورهایی مانند امارات افت شدیدی پیدا کرد.



شکل (۱): بی‌ثباتی در روند نرخ رشد GDP سرانه در منطقه و کشورهای GCC

از طرفی نرخ رشد GDP سرانه متناسب با نرخ رشد GDP در کشورهای منطقه افزایش نیافته است و نرخ‌های درآمد سرانه بسیار پایین هستند که به دلیل بیشتر بودن افزایش رشد جمعیت نسبت به رشد اقتصادی است. به همین دلیل در این تحقیق از GDP سرانه به عنوان متغیر وابسته استفاده شده است. این متغیر فاصله بین کشورهای در حال توسعه منطقه را با دیگر کشورها بهتر نشان می‌دهد و شاخص مناسب‌تری برای اندازه‌گیری وضعیت اقتصادی و درآمدی کشورهای مورد نظر است.

۴-۲- تخمین الگوها با چهار شاخص نهادی اول

در جدول (۲) نتایج حاصل از تخمین الگوهای رشد با شاخص‌های ثبات سیاسی، کنترل فساد، اثربخشی دولتی و کیفیت بروکراسی آورده شده است.

جدول (۱): محاسبه شاخص‌های مرکزی و پراکندگی

انحراف معیار	حداقل	حداکثر	میانگین GCC	میانگین MENA	
۴/۴۶	-۱۶/۱۴	۱۵/۵۱	۰/۰۸	۲/۲۹	رشد GDP سرانه
۲۳/۵۷	۱/۸۸	۹۰/۹۹	۶۱	۳۷/۸۹	ثبات سیاسی
۱۸/۷۷	۳/۸۳	۸۲/۴۶	۶۵/۶۷	۴۵/۶۸	حاکمیت قانون
۲۰/۱۶	۱۱/۱۶	۸۱/۳۳	۶۵	۴۶/۴۵	اثربخشی دولت
۲۱/۸۳	۲/۸۷	۸۳/۳۳	۶۶	۴۳/۲۸	کیفیت بروکراسی
۱۱/۰۰	۲/۴۰	۴۸/۰۷	۲۳/۲۳	۲۰/۹۵	اظهار نظر و پاسخ‌گویی
۲۱/۵۷	۵/۲۴	۹۲/۳۴	۷۲	۴۷/۷۴	کنترل فساد
۱/۷۷	۰/۱۳	۵/۹۴	۴/۹۳	۳/۱۷	شاخص حکمرانی خوب
۰/۸۹	۰/۰۴	۲/۹۵	۲/۵۹	۱/۶۴	شاخص ترکیبی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

دیگر شاخص‌های نهادی مانند شاخص پاسخ‌گویی و حق اظهار نظر دارای رتبه‌های پایینی در کشورهای منطقه، مخصوصاً در بین کشورهای GCC می‌باشد. این شاخص درصد مشارکت مردم در انتخاب دولت، آزادی بیان و آزادی رسانه‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. شاخص حاکمیت قانون نیز وضعیتی مشابه با حق اظهار نظر دارد. میانگین هر دو شاخص گفته شده در منطقه در مقایسه با میانگین آنها در کشورهای GCC تفاوت زیادی را نشان نمی‌دهد؛ بنابراین مقادیر این شاخص‌ها به طور یکنواخت بین کشورهای منطقه توزیع شده است. در نهایت شاخص کیفیت بروکراسی نیز که درصد توانایی دولت در پیاده‌سازی سیاست‌های مناسب برای بخش خصوصی را اندازه‌گیری می‌کند دارای میانگین کمتر و انحراف معیار بیشتری است.

در شکل (۱) بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای منطقه و همچنین در بین کشورهای GCC مشاهده می‌شود. این موضوع با نگاهی به مقادیر حداقل و حداکثر متغیر



تخمین‌های به دست آمده نشان می‌دهند که ضرایب متغیرهای ثبات سیاسی و کنترل فساد منفی و معنی‌دار به دست آمده‌اند. ضریب متغیر اثر بخشی دولت مثبت است اما معنی‌دار به دست نیامده است. نتایج تخمین زده شده برای شاخص کیفیت بروکراسی مثبت و معنی‌دار است.

۴-۳- تخمین الگوها با چهار شاخص نهادی دوم

جدول (۳) ابتدا نتایج حاصل از تخمین دو الگوی رشد با شاخص‌های حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و حاکمیت قانون را نشان می‌دهد.

جدول (۳): تخمین الگوهای رشد با چهار شاخص نهادی دوم

الگوی (۵)	الگوی (۶)	الگوی (۷)	الگوی (۸)	
ثابت	۳/۳۰ (۰/۲۷)	۳/۱۳ (۰/۳۳)	-۰/۸۰ (۰/۷۸)	
بدهی دولت	-۰/۰۰۶ (۰/۵۲)	-۰/۰۰۴ (۰/۶۹)	-۰/۰۰۶ (۰/۶۳)	-۰/۰۱۲ (۰/۲۸)
تشکیل سرمایه ناخالص	۰/۰۰۹ (۰/۷۸)	۰/۰۱ (۰/۷۷)	۰/۰۰۷ (۰/۸۶)	۰/۰۰۹ (۰/۸۳)
اندازه دولت	-۰/۱۹ (۰/۰۱)	-۰/۲۰ (۰/۰۱)	-۰/۱۶ (۰/۰۲)	-۰/۱۶ (۰/۰۳)
بازبودن تجاری	۰/۰۶ (۰/۰۰)	۰/۰۵۵ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)
حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی	۰/۰۰۵ (۰/۸۸)	-	-	-
حاکمیت قانون	-	۰/۰۱ (۰/۸۱)	-	-
شاخص حکمرانی خوب	-	-	۰/۹۵ (۰/۰۸)	-
شاخص ترکیبی	-	-	-	۲/۰۰ (۰/۰۲)
F-Test	۴/۹۲	۵/۰۹	۵/۴۸	۵/۵۳
H-Test	۲۹/۸۶	۲۹/۸۶	۲۶/۸۲	۲۸/۹۹

توضیحات: اعداد داخل پرانتز p value می‌باشند. طبق نتایج به دست آمده تمامی ضرایب که با * مشخص شده‌اند در سطح ۰/۰۵ معنا دارند و اعدادی که با ** مشخص شده‌اند در سطح ۰/۰۱ معنا دارند. بقیه اعداد بی‌معنی به دست آمده‌اند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول (۲): تخمین الگوهای رشد با چهار شاخص نهادی اول

الگوی (۱)	الگوی (۲)	الگوی (۳)	الگوی (۴)	
ثابت	۴/۸۵ (۰/۰۵)	۶/۱۳ (۰/۰۰)	۳/۵۹ (۰/۳۲)	-۲/۸۶ (۰/۴۰)
بدهی دولت	-۰/۰۰۲ (۰/۸۱)	-۰/۰۰۲ (۰/۷۸)	-۰/۰۰۵ (۰/۵۳)	-۰/۰۰۲ (۰/۸۰)
تشکیل سرمایه ناخالص	۰/۰۲ (۰/۵۵)	۰/۰۳ (۰/۳۸)	۰/۰۱۱ (۰/۷۵)	-۰/۰۰۸ (۰/۸۴)
اندازه دولت	-۰/۲۴ (۰/۰۶)	-۰/۲۱ (۰/۰۱)	-۰/۲۰ (۰/۰۱)	-۰/۱۵ (۰/۰۵)
بازبودن تجاری	۰/۰۶ (۰/۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰)	۰/۰۵ (۰/۰۰)	۰/۰۶ (۰/۰۰)
ثبات سیاسی	-۰/۰۱۶ (۰/۱۰)	-	-	-
کنترل فساد	-	-۰/۰۴ (۰/۱۱)	-	-
اثر بخشی دولت	-	-	۰/۰۰۲ (۰/۹۶)	-
کیفیت بروکراسی	-	-	-	۰/۱۱ (۰/۰۰)
F-Test	۴/۷۷	۵/۲۲	۵/۰۸	۵/۹۲
H-Test	۲۱/۳۵	۲۰/۲۶	۲۳/۹۸	۳۳/۴۷

توضیحات: اعداد داخل پرانتز p value می‌باشند. طبق نتایج به دست آمده تمامی ضرایب که با * مشخص شده‌اند در سطح ۰/۰۵ معنا دارند و اعدادی که با ** مشخص شده‌اند در سطح ۰/۰۱ معنا دارند. بقیه اعداد بی‌معنی به دست آمده‌اند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از آزمون‌های چاو یا F لیمر که در جدول با عنوان F-test آورده شده است، نشان می‌دهد که برای هر چهار الگو از روش داده‌های تابلویی استفاده می‌شود. آزمون بریوش پاگان وجود ناهمسانی واریانس را در هر چهار الگو تأیید کرد و بنابراین الگوها به روش داده‌های تابلویی تعمیم یافته تخمین زده می‌شوند. طبق نتایج به دست آمده از آماره دوربین-واتسون بین اجزاء اخلاص خود همبستگی وجود ندارد. برای تصمیم‌گیری در مورد تخمین به روش اثرات ثابت و تصادفی نیز از آزمون هاسمن که در جدول به صورت H-Test نشان داده شده، استفاده می‌شود. طبق نتایج آزمون هاسمن هر چهار الگوی رشد به روش اثرات ثابت تخمین زده شده‌اند.

هم ترکیب شوند. به دلیل اینکه این روش برای استخراج شاخص ترکیبی در بالا ذکر شده است، جهت پرهیز از اطاله کلام از توضیح آن صرف نظر می‌شود.

جدول (۴): محاسبه ماتریس همبستگی

حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی	حاکمیت قانون	کیفیت بروکراسی	حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی
-	-	۱	کیفیت بروکراسی
-	۱	۰/۸۷	حاکمیت قانون
۱	۰/۴۳	۰/۵۸	حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۴- استخراج شاخص ترکیبی

با مقایسه نتایج هر دو جدول، مشاهده شد که شاخص‌های حکمرانی خوب به جز کیفیت بروکراسی یا دارای علامت منفی هستند یا علامت مثبت دارند اما از نظر آماری بی‌معنی هستند. شاخص حکمرانی خوب نیز که از ترکیب شش شاخص موجود به دست آمده بود، در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. بنابراین از ترکیبی از شاخص‌ها که دارای ضریب مثبت هستند استفاده می‌شود. این شاخص‌ها کیفیت بروکراسی، حاکمیت قانون، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی هستند.

ترکیب این شاخص‌ها، کیفیت دستگاه قضایی حاکم، دستگاه اجرایی و تضمین اجرای قراردادهای آزادی‌های مدنی را در یک کشور اندازه‌گیری می‌کند. برای ترکیب آنها از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده می‌شود. لازمه استفاده از این روش، وجود همبستگی بین زیر مؤلفه‌ها است. براساس مطالعه چند بعدی لگاتوم^۱ (۲۰۱۱)، میزان همبستگی ۰/۴ تا یک برای انجام تحلیل مؤلفه‌های اصلی مناسب می‌باشد. در این مطالعه طبق جدول (۴) همبستگی حداقلی ۰/۴۳ برای شاخص‌های کیفیت بروکراسی، حق اظهارنظر و حاکمیت قانون به دست آورده شد. بنابراین می‌توان این شاخص‌ها را به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی ترکیب کرد.

برای استخراج شاخص حکمرانی خوب نیز از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شده است تا شش شاخص با

۴-۵- تخمین الگو با شاخص‌های ترکیبی

الگوی رشد (۷) به وسیله شاخص حکمرانی خوب که از ترکیب شش شاخص نهادی موجود به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی به دست آورده شده است، تخمین زده شد. ضریب این شاخص مثبت اما در سطح ۱۰ درصد معنی‌دار است. الگوی رشد (۸) از ترکیب سه متغیر نهادی که دارای ضریب مثبت بودند به دست آورده شده است. این شاخص دارای ضریب بزرگتری نسبت به متغیرهای قبلی است و در سطح ۱ درصد معنی‌دار به دست آمده است.

متغیرهای مستقل دیگری که در الگوهای رشد وارد شده‌اند مانند متغیرهای باز بودن تجاری و اندازه دولت دارای تأثیر معنی‌داری بر رشد اقتصادی هستند. باز بودن تجاری همواره با علامت مثبت در الگوها ظاهر شده و متغیر اندازه دولت نیز همواره دارای علامت منفی است. متغیرهای کنترلی دیگر مانند بدهی دولت که در تمام الگوها همواره دارای علامت منفی بوده است؛ معنی‌دار به دست نیامده است.

بسیاری از تحقیقات (مانند مولایی و گلخندان، ۱۳۹۲: ۹۵-۱۱۵) به رابطه معنی‌دار بین بدهی خارجی و رشد اقتصادی در بلندمدت رسیده‌اند و در کوتاه‌مدت رابطه مشاهده شده، مانند این تحقیق، معنادار به دست نیامده است. برای متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص نیز برخلاف نظریه‌های موجود در الگوهای رشد، در دوره زمانی و در مقاطع این تحقیق، علامت مشخص و معناداری در الگوهای

1. Legatum (2011)



است. بنابراین از شاخص دیگری استفاده می‌شود. نتایج حاصل از تخمین الگوی رشد با شاخص جدید در جدول (۳) نشان دهنده ارتباط مثبت این شاخص با رشد اقتصادی است. اندازه ضریب این شاخص (۲/۰) در مقایسه با شاخص حکمرانی خوب (۰/۹۵) و همچنین هر سه زیر شاخص تشکیل دهنده آن بسیار بیشتر است. از نظر معناداری آماری نیز شاخص جدید در سطح ۱ درصد معنی دار است.

در مقایسه با سایر تحقیقات انجام شده، بیشتر تحقیقات صرف نظر از کشورهای مورد بررسی با درجه توسعه‌یافتگی متفاوت از شاخص نهادی حکمرانی خوب استفاده کرده‌اند مانند تحقیق کمیجانی و سلاطین (۱۳۸۷) که در مورد هر دو گروه کشورهای OPEC و OECD که دارای توسعه‌یافتگی متفاوت هستند از شاخص حکمرانی خوب استفاده کرده است. به دلیل اینکه نرخ رشد GDP را به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته‌اند نتایج تحقیق آنها با این تحقیق که متغیر وابسته، نرخ رشد GDP سرانه است؛ کاملاً متفاوت است.

تحقیق انجام شده توسط ندیری و محمدی (۱۳۹۰) نیز به تأثیرگذاری نهادها بر رشد اقتصادی در کشورهای جهان به جز کشورهای نفتی رسیده است که این مسئله به دلیل انتخاب شاخص‌های نهادی نامناسب بوده است. زیرا در این تحقیق که مقاطع آن شامل ۱۱ کشور نفتی نیز می‌شد، نشان داده شد که اگر از شاخص نهادی مناسبی استفاده شود به درستی قادر به نشان دادن کیفیت نهادی کشورهای مزبور است و بنابراین ارتباط مثبت بین نهادها و رشد اقتصادی تحقق می‌یابد.

در تحقیق حاضر فرضیه رابطه مثبت بین کیفیت نهادی و رشد اقتصادی به شرط انتخاب شاخصی که بتواند کیفیت نهادی را به درستی اندازه‌گیری کند، تأیید می‌شود. در این زمینه می‌توان پیشنهاد کرد که مطالعات بیشتری در مورد اندازه‌گیری کیفیت نهادی در نمونه‌های مختلف صورت پذیرد. زیرا انتظار می‌رود در مناطق مختلف برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی باید شاخص‌های نهادی مختلف معرفی شود.

رشد مشاهده نشده است. به دلیل اینکه در تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، مخارج سرمایه‌ای دولت نیز لحاظ می‌شوند؛ علت آن می‌تواند به نرخ سرمایه‌گذاری‌های پایین بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری‌های غیرمولد دولت مربوط شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به نتایج جدول (۱) میانگین شاخص ثبات سیاسی برای کشورهای GCC بالا است. در مورد شاخص کنترل فساد نیز کشورهای منطقه مخصوصاً GCC دارای رتبه‌های بالایی هستند. شاخص اثربخشی دولت نیز که میزان کیفیت خدمات عمومی دولت‌ها را نشان می‌دهد دارای رتبه‌های بالایی در کشورهای منطقه می‌باشد. اگر از این شاخص‌ها به عنوان متغیر نهادی استفاده شود، وضعیت نهادی مطلوب را نشان می‌دهد. در صورتی که طبق نتایج جدول (۱) این کشورها از نظر دیگر متغیرهای نهادی مانند کیفیت بروکراسی، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و حاکمیت قانون دارای رتبه‌های پایینی هستند که نشان‌دهنده نظام قضایی، دستگاه اجرایی و آزادی‌های مدنی پایین و بنابراین کیفیت نهادی پایینی است.

طبق نتایج جدول (۲) مقادیر بالای سه شاخص اول نمی‌تواند ساختار نهادی ضعیف این کشورها را به درستی اندازه‌گیری کنند. این شاخص‌ها همچنین قدرت توضیح دهی رشد ضعیف و بی‌ثبات کشورها در منطقه را ندارند زیرا دارای رتبه‌های بالایی مخصوصاً برای کشورهای GCC که دارای رشد اقتصادی ضعیف‌تر و بی‌ثبات‌تر هستند، می‌باشند. دو شاخص اول ارتباط منفی و شاخص آخر رابطه مثبت اما بی‌معنی را با رشد نشان می‌دهد. از بین شاخص‌های موجود تنها کیفیت بروکراسی رابطه‌ای مثبت و معنادار با رشد دارد.

در جدول (۳) از متغیرهای ترکیبی که به درستی قادر به نشان دادن کیفیت نهادی کشورهای منطقه باشد، استفاده شده است. ابتدا از شاخص حکمرانی خوب که ترکیب شش شاخص موجود است استفاده می‌شود. بعد از تخمین الگو ضریب این شاخص مثبت اما در سطح ۱۰ درصد معنی دار

منابع

- جعفری صمیمی، احمد و آذرمند، حمید (۱۳۸۴). بررسی تأثیر متغیرهای نهادی بر رشد اقتصادی در کشورهای جهان. *مجله دانش و توسعه*، دوره ششم، شماره ۱۶، ۳۱-۱۱.
- رنانی، محسن؛ دلالی اصفهانی، رحیم و صمدی، حسین (۱۳۸۹). ارائه الگویی برای رشد اقتصادی ایران: برخی ملاحظات نهادی. *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره دهم، شماره ۲، ۲۱۵-۱۹۳.
- عیسی‌زاده، سعید و احمدزاده، اکبر (۱۳۸۸). بررسی اثر عوامل نهادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نهادهای حاکمیتی (مطالعه موردی بین کشوری برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶).
- پژوهشهای اقتصادی ایران، دوره سیزدهم، شماره ۴۰، ۲۸-۱.
- کلانتری، خلیل (۱۳۸۰). برنامه‌ریزی و توسعه منطقه‌ای (تئوری‌ها و تکنیک‌ها). تهران: انتشارات خوشبین و انوار دانش.
- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2005). Institutions as a Fundamental Cause of Long Run Growth, in Aghion, P. & Durlauf, S. N. (Eds), *Handbook of Economic Growth* (386-414), Amsterdam: North-Holland.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed). England: John Wiley & Sons.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica (The Econometric Society)*, 47(5), 1287-1294.
- Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, Germs, and Crops: How Endowments Influence Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 3-39.
- Ebert, U., & Welsch, H. (2004). Meaningful Environmental Indices: A Social Choice Approach, *Environmental Economics and Management*, 47, 270-283.
- fatas, A., & Mihov, I. (2013). Policy volatility, Institutions & Economic Growth. *Review of Economics and Statistics*, 95(2). 362-376
- Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why do Some Countries Produce so Much More Output per Worker than Others?. *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83-116.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- International Monetary Fund (2011). *Economic transformation in MENA: Delivering on The Promise of Shared Prosperity*, Deauville, France.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *Governance Matters: The Worldwide Governance Indicators, Aggregate Indicators of Governance 1996-2010*. URL: <http://www.govindicators.org>
- Legatum Institute (2011). *Legatum Prosperity Index Report 2011*. URL: <http://www.prosperity.com>
- Levine, R. & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Economic Analysis of Cross Country Growth Regressions. *The American Economic Review*, 4, 942-962.
- Lucas, R. E. (1988). On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- North, D. C. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. New York: Cambridge University Press.
- Olson, M. Jr. (1996). Distinguished Lecture on Economics in Government Big Bills Left on the Sidewalk: Why Some Nations are Rich & others Poor. *Journal of Economic Perspectives*,



- 10(2), 3-24.
- Press, J. (1972). *Applied Multivariate Analysis*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Siddiqui, D. A. & Ahmed, Q. M. (2009). The Causal Relationship between Institutions and Economic Growth: An Empirical Investigation for Pakistan Economy, *MPRA Paper*, 19745.
- Solow, R. M. (1994). Perspective on Growth Theory. *Journal of Economic Perspectives*, *American Economic Association*, 8(1), 45-54.
- Swan, T. w. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, 32, 334-361.
- Valeriani, E. & Peluso, S. (2011). The Impact of Institutional Quality on Economic Growth and Development: An Empirical Study. *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, 1(6), 443-468.
- Verbeek, M. (2004). *A Guide to Modern Econometrics* (2nd ed.), The Atrium, Southern Gate, Chichester, England: John Wiley & Sons Ltd.
- Vermunt, J. K. & Magidson, J. (2005). Factor Analysis with Categorical Indicators: A Comparison between Traditional and Latent Class Approaches. In A. Van der Ark, M.A. Croon and K. Sijtsma (eds), *New Developments in Categorical Data Analysis for the Social and Behavioral Sciences*, 41-62. Mahwah: Erlbaum.
- Williams, A. (2006). *The Link between Institutional Quality and Economic Growth: Evidence from a Panel of Countries*, Thesis for The Degree of Doctor of Philosophy, The University of Western Australia, *School of Economics & Commerce*.
- Wooldridge, J. M. (2006). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. (2nd ed.), Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

پیش‌بینی مالیات بر ارزش افزوده بر مصرف بنزین

Forecasting Value Added Tax on Gasoline Consumption

Yeganeh Mousavi Jahromi*

یگانه موسوی جهرمی*

Received: 13/Sep/2014 Accepted: 3/Dec/2014

دریافت: ۱۳۹۳/۶/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۲

Abstract:

چکیده:

In the VAT Acts in order to control gasoline consumption as one of the environment- polluting and also to earn revenue resources for environment protection, higher tax rate than the standard rate is levied on its consumption. In this paper, forecasting income receivable from the tax base using the two-stage approach has been considered. In the first stage, tax base (gasoline consumption expenditure) has been forecasted in the period 2013 to 2016 and then gasoline consumption tax, using multiplying the tax rates in gasoline consumption expenditure predicted, has been calculated for the mentioned period. In this regard, for precise prediction of the tax revenue, supervised neural networks method and for networks training, error back-propagation algorithm are used. The results indicate that during the mentioned period gasoline price changes (as the most effective variable) arising from VAT will have no serious impact on gasoline consumption. Also, VAT revenue of gasoline consumption will increase by an average annual rate of 35 %.

در قانون مالیات بر ارزش افزوده برای کنترل مصرف بنزین، به عنوان یکی از کالاهای آلاینده محیط زیست، و همچنین دستیابی به منابع درآمدی جهت حفاظت از محیط زیست، نرخ مالیاتی بالاتر از نرخ استاندارد بر مصرف آن وضع می‌شود. از این‌رو، در این مقاله پیش‌بینی میزان درآمد قابل وصول از این پایه مالیاتی با استفاده از رویکردی دو مرحله‌ای مدنظر قرار گرفته است. در مرحله اول، پایه مالیات (مخارج مصرفی بنزین) برای دوره ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ پیش‌بینی و سپس مالیات بر مصرف بنزین برای سال‌های مذکور، با اعمال نرخ‌های مالیاتی، محاسبه شده است. در این راستا برای پیش‌بینی‌های دقیق از درآمد مالیاتی مورد نظر، از روش شبکه‌های عصبی مصنوعی با ناظر برای پیش‌بینی و برای آموزش شبکه‌ها از الگوریتم پس انتشار خطا استفاده شده است. نتایج بیانگر این است که در سال‌های مورد پیش‌بینی، تغییر قیمت بنزین ناشی از برقراری مالیات مذکور، تأثیر چندانی بر روی مصرف بنزین نخواهد داشت. همچنین، درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین به طور متوسط از رشد سالانه ۳۵ درصد برخوردار خواهد شد.

Keywords: Gasoline, Neural Network Method, Polluting Goods, Value Added Tax, Chaos Theory.
JEL: R22, H24, C45.

کلمات کلیدی: بنزین، روش شبکه عصبی، کالاهای آلاینده، مالیات بر ارزش افزوده، نظریه آشوب.
طبقه‌بندی JEL: R22, H24, C45.

* عضو هیئت علمی گروه اقتصاد دانشگاه پیام نور

* Faculty Member in Economics, Payame Noor University.

Email: yeganehmj@gmail.com

۱- مقدمه

دولت‌ها برای انجام وظایف محوله و دستیابی به اهداف اقتصادی نیازمند منابع مالی هستند. در این راستا بسیاری از منابع می‌توانند به عنوان درآمد مطرح باشند، اما دولت به واسطه نوع عملکرد، سیاست‌گذاری و انجام وظایف اصلی و صیانتی خود به دنبال منابع درآمدی پایدار و باثبات است. زیرا این گونه درآمدها می‌توانند بسترهای رشد و توسعه پایدار را فراهم نمایند. مالیات از جمله این درآمدهای پایدار هستند. به ویژه مالیات بر مصرف که در ادوار تجاری از ثبات و کارایی بالاتری در مقایسه با مالیات بردرآمد برخوردار است (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۸-۵۳).

مالیات، علاوه بر وظیفه تأمین مالی دولت از جنبه‌های دیگری نیز دارای اهمیت می‌باشد. مالیات، ابزار سیاستی است که دولت‌ها با هر ساختار سیاسی، از آن برای دستیابی به سه هدف اصلی، شامل ثبات اقتصادی، توزیع عادلانه درآمد و تخصیص بهینه منابع، استفاده می‌کنند. همچنین، مالیات ابزار اقتصادی است که دولت در مواقع لزوم می‌تواند به کمک آن در بازار دخالت کند.

مالیات، از یک سو، با توجه به اصابت مالیاتی بر شرایط توزیعی جامعه تأثیرگذار است و از سوی دیگر، با جابجایی منابع از بازاری به بازار دیگر آثار تخصیصی به همراه دارد. به طوری که، در بسیاری از موارد دولت‌ها برای تشویق یا کنترل مصرف و تولید برخی از کالاها و خدمات از ابزار مالیاتی استفاده می‌کنند. یکی از کاربردهای امروزی مالیات اثرگذاری و حل مشکلات زیست محیطی است. در این ارتباط، مالیات‌هایی تحت عناوین مختلف نظیر مالیات‌های خاص، مالیات کربن، مالیات سبز و... بر سوخت‌های فسیلی وضع می‌شوند که موجبات کنترل و کاهش تولید و مصرف کالاهای آلاینده و مخرب محیط زیست را فراهم می‌آورند. در این صورت، انواع مالیات‌های نامبرده به عنوان ابزار سیاست‌گذاری ظرفیت ایفای نقش در حفاظت محیط زیست و در فرآیند رشد و توسعه پایدار را دارد. نقش دیگر این نوع مالیات‌ها، درآمدزایی (معروف به درآمد پاک) برای تأمین

مالی مخارج دولت است.

در ایران نیز کنترل مصرف بنزین به عنوان یکی از سوخت‌های فسیلی و آلاینده محیط زیست همواره مورد تأکید سیاست‌گذاران بوده است. به طوری که، در ماده ۳ قانون موسوم به تجمیع عوارض مصوب سال ۱۳۸۱، بنزین به عنوان یکی از کالاهای مشمول مالیات شناخته شد و مالیاتی به میزان ۲۰ درصد قیمت مصوب فروش (۱۰ درصد مالیات و ۱۰ درصد عوارض) بر آن وضع گردید. بعد از تصویب قانون مالیات بر ارزش افزوده^۱ در سال ۱۳۸۷ که منجر به ملغی شدن قانون موسوم به تجمیع عوارض شد، برخی از مواد این قانون، از جمله در نظر گرفتن بنزین به عنوان کالای خاص و وضع مالیات بر مصرف آن با نرخ بالا^۲ از استاندارد، در قانون مالیات بر ارزش افزوده لحاظ گردید.

بنابراین، با توجه به حجم مصرف بنزین در کشور و اجرای قانون هدفمند کردن برای منطقی کردن قیمت آن و همچنین به کارگیری نرخ مالیاتی بالاتر از نرخ عمومی برای مصرف آن، مالیات بر ارزش افزوده وصولی ناشی از مصرف بنزین در کشور در سال‌های آتی قابل توجه خواهد بود. بنابراین، در اختیار داشتن پیش‌بینی‌های دقیق از نرخ رشد قیمت و مصرف بنزین، و درآمد مالیات بر ارزش افزوده بنزین به دولت کمک می‌کند تا برنامه‌ریزی‌های مطمئن‌تر در زمینه‌هایی همچون زمینه زیست محیطی انجام دهد و همچنین بتواند میزان مشارکت این بخش در تأمین هزینه‌های عمومی دولت از جمله هزینه‌های حفاظت از محیط زیست را به طور دقیق‌تری مشخص نماید. لذا، این مهم در مقاله حاضر با بکارگیری روش‌های شبکه عصبی مصنوعی^۲ انجام شده است که می‌تواند علاوه بر ایجاد زمینه توسعه روش‌های جدید پیش‌بینی، سیاست‌گذاران را در تصمیم‌گیری آتی یاری رساند.

ساماندهی مقاله بدین نحو است که بعد از مقدمه، مبانی نظری مالیات بر ارزش افزوده و شبکه‌های عصبی مصنوعی،

1. Value Added Tax

2. Neural Network Methods

مشمول مالیات می‌شود. در این دیدگاه پایه مالیات بر ارزش افزوده نسبت به دیدگاه تولیدی کوچکتر است اما همچنان به بخش تولید و سرمایه‌گذاری در اقتصاد، تحمیل می‌شود.

مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف: در این دیدگاه مالیات بر ارزش افزوده بر مبنای کالاها و خدمات مصرفی می‌باشد. به بیان دیگر، در دیدگاه مصرفی مخارج سرمایه‌گذاری ناخالص (سرمایه‌گذاری خالص و استهلاک) از پایه مالیاتی (تولید ناخالص داخلی) حذف می‌شود. همانطوری که دریافت می‌شود، در این دیدگاه به دلیل خارج شدن سرمایه‌گذاری ناخالص از شمول پایه مالیاتی، بار مالیاتی از تولید به مصرف انتقال می‌یابد. این امر باعث بالا رفتن انگیزه سرمایه‌گذاری و تولید در اقتصاد می‌شود (همان: ۲۰-۱۶).

چنانکه ملاحظه می‌شود، دیدگاه مصرفی دارای کمترین پایه مالیاتی است و به عنوان مالیات عمومی بر مصرف تلقی می‌گردد و از نظر اقتصادی نیز خنثی‌ترین نوع مالیات است. زیرا هیچ‌گونه اختلالی بین کالاهای سرمایه‌ای و دیگر نهاده‌ها در فرآیند تولید ایجاد نمی‌کند. از این‌رو، این نوع از مالیات بر ارزش افزوده به طور گسترده‌ای در بسیاری از کشورها از جمله ایران مورد استفاده قرار گرفته است (غلامی، ۱۳۸۹: ۲۲۲).

۲-۲- رویکرد اجرایی بر مالیات بر ارزش افزوده

مالیات بر ارزش افزوده می‌تواند بر اساس دو اصل مبدأ یا مقصد اجرا شود. در مالیات بر ارزش افزوده مبتنی بر اصل مبدأ مالیات از ارزش افزوده کلیه کالاها و خدماتی که در داخل یک کشور تولید می‌شود، اخذ می‌گردد. در حالی که پایه مالیات هنگام اجرای مالیات بر ارزش افزوده مبتنی بر اصل مقصد، ارزش افزوده کلیه کالاها و خدماتی مشمول خواهد شد که در داخل یک کشور مصرف می‌شود.

نکته مهم در رویکرد اجرایی مالیات بر ارزش افزوده نحوه برخورد آن با مقوله‌های صادرات و واردات است. به این معنا که در اصل مقصد صادرات از شمول نظام مالیات بر

و پیشینه تحقیق بیان می‌شود. در بخش چهارم، با عنوان روش تحقیق، با استفاده از نتیجه حاصل از پیش‌بینی مصرف بنزین و الگوسازی آن، درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین پیش‌بینی می‌شود. بحث و نتیجه‌گیری، و پیشنهادات در دو بخش پایانی (پنجم و ششم) ارائه می‌گردد.

۲- مبانی نظری

۲-۱- رویکرد نظری بر مالیات بر ارزش افزوده

مالیات بر ارزش افزوده، نوعی مالیات بر فروش و در زمره مالیات غیر مستقیم است. این مالیات، یک مالیات چند مرحله‌ای است که در هر یک از مراحل زنجیره واردات، تولید، توزیع تا مصرف نهایی، بر حسب ارزش افزوده ایجاد شده، به صورت درصدی از آن، در همان مرحله اخذ می‌شود. از آنجا که در فرآیند اخذ مالیات بر ارزش افزوده خرید کالاها و خدمات واسطه‌ای از پرداخت مالیات معاف است، بار قانونی مالیاتی آن بر دوش مصرف‌کننده نهایی است (موسوی‌جهرمی، ۱۳۸۶: ۱۵).

در سطح اقتصاد کلان، سه دیدگاه نظری برای محاسبه پایه مالیات بر ارزش افزوده، شامل دیدگاه تولیدی، درآمدی و مصرفی مطرح است که در تمامی آنها تولید ناخالص داخلی به عنوان مرجع اصلی پایه مالیاتی مدنظر است.

مالیات بر ارزش افزوده از نوع تولیدی: در این دیدگاه پایه مالیاتی تولید ناخالص داخلی است. در این صورت مالیات هم بر کالاهای مصرفی و هم بر کالاهای سرمایه‌ای اعمال می‌گردد و به خرید کالاهای سرمایه‌ای توسط بنگاه اقتصادی اعتبار مالیاتی تعلق نمی‌گیرد. با وجود اینکه این دیدگاه دارای پایه مالیاتی گسترده است اما به واسطه ایجاد انگیزه منفی برای سرمایه‌گذاری و افزایش هزینه‌های آن، مورد توجه قرار نمی‌گیرد.

مالیات بر ارزش افزوده از نوع درآمدی: در این دیدگاه پایه مالیاتی تولیدخالص داخلی است، یعنی استهلاک از تولید ناخالص داخلی کسر شده و سرمایه‌گذاری خالص



در جدول (۱) کالاهای خاص موجود در قانون مالیات بر ارزش افزوده که عبارتند از انواع سیگار و محصولات دخانی، انواع بنزین و سوخت هواپیما، نفت سفید، نفت گاز و نفت کوره ارائه شده است. دلیل خاص بودن آنها را می‌توان به متفاوت بودن نرخ‌های مالیات بر ارزش افزوده این کالاها نسبت به سایر کالاها و خدمات مشمول مالیات بر ارزش افزوده نسبت داد. اما دلیل اصلی متمایز شدن این کالاها به ماهیت آنها و زیان‌هایی که برای محیط زیست و سلامت انسانی دارند، بر می‌گردد. نرخ مالیات بر ارزش افزوده بنزین ۲۰ درصد است که از سال ۱۳۸۷ تاکنون ثابت مانده است.^۱

۲-۳- رویکرد محاسباتی مالیات بر ارزش افزوده

براساس تعریف مالیات بر ارزش افزوده، برای مشخص نمودن میزان این مالیات نرخ مالیاتی در ارزش افزوده ایجاد شده ضرب و به قیمت فروش محصول اضافه می‌گردد.

بنابراین، با توجه به اینکه ارزش افزوده با دو روش تجمعی و تفریقی محاسبه می‌شود، محاسبه مالیات بر ارزش افزوده نیز براساس این دو روش مذکور انجام می‌گیرد. اما نحوه اعمال نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر ارزش افزوده محاسباتی منتهی به بکارگیری دو روش مستقیم و غیرمستقیم می‌گردد. لذا، محاسبه مالیات بر ارزش افزوده از دو روش تفریقی و تجمعی به دو شکل مستقیم و غیر مستقیم، یعنی به چهار روش، شامل روش تجمعی مستقیم، تجمعی غیرمستقیم، تفریقی مستقیم و تفریقی غیرمستقیم، انجام می‌شود.

در روش تجمعی مستقیم، مالیات بر ارزش افزوده از حاصل ضرب نرخ آن در ارزش افزوده که به طور مستقیم، از مجموع استهلاک، سود، اجاره، دستمزد و بهره، به دست می‌آید، محاسبه می‌شود:

$$\{(استهلاک + سود + اجاره + بهره + دستمزد) * t\}$$

ارزش افزوده خارج است، زیرا کالاها و خدمات صادراتی در کشورهای دیگر (مقصد) مصرف می‌شود. بنابراین، بر طبق اصل مقصد، صادرات مشمول مالیات بر ارزش افزوده نخواهد بود، ولی واردات به دلیل اینکه در داخل کشور مصرف می‌شود، مشمول این مالیات می‌گردد. اما در خصوص اصل مبدأ، دقیقاً برعکس اصل مقصد، واردات معاف و صادرات مشمول است. از اینرو، بهترین گزینه جهت اجرای نظام مالیات بر ارزش افزوده، استفاده از نوع مصرف براساس اصل مقصد است (موسوی جهرمی، ۱۳۸۶: ۱۹-۲۰).

در ماده (۱) قانون مالیات بر ارزش افزوده، عرضه کالاها و ارائه خدمات در ایران و همچنین واردات و صادرات آنها مشمول مقررات این قانون در نظر گرفته شدند. اما نکته قابل ذکر این است که کالاها و خدمات مشمول نیز بر اساس نرخ‌های مالیاتی به دو گروه کالاها و خدمات عمومی و خاص تقسیم می‌شوند، به‌طوریکه کالاها و خدمات عمومی مشمول نرخ عمومی مالیات بر ارزش افزوده و کالاها و خدمات خاص مشمول نرخ‌های بالاتر از نرخ عمومی هستند (هژبرکیانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۶۹-۶۸).

در جدول (۱) فهرست کالاها و خدمات عمومی و خاص به همراه نرخ‌های مالیات بر ارزش افزوده هر یک از آنها (مصوب اردیبهشت سال ۱۳۸۷) بیان شده است.

جدول (۱): نرخ عوارض و مالیات بر ارزش افزوده کالاهای عمومی و

خاص (ارقام به درصد)

شرح	نرخ مالیات	نرخ عوارض	مجموع نرخ مالیات و عوارض
انواع سیگار و محصولات دخانی	۱۲	۳	۱۵
انواع بنزین و سوخت هواپیما	۲۰	۱۰	۳۰
نفت سفید و نفت گاز	۱/۵	۱۰	۱۱/۵
نفت کوره	۱/۵	۵	۶/۵
سایر کالاها و خدمات غیرمعاف	۱/۵	۱/۵	۳

مأخذ: ماده (۱۶) و (۳۸) قانون مالیات بر ارزش افزوده مصوب

اردیبهشت ۱۳۸۷ و قانون برنامه پنجم توسعه

۱. براساس مفاد قانون برنامه پنجم، نرخ مالیات بر ارزش افزوده و عوارض کالاهای عمومی از سال ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ سالانه یک درصد افزایش می‌یابد که نرخ مالیات نفت کوره، نفت سفید و نفت گاز نیز به همراه نرخ مالیات کالاهای عمومی هر ساله افزایش می‌یابد.

از آنجا که بررسی و برآورد مدل‌های غیرخطی به دلیل وجود پیچیدگی در تشخیص نوع رابطه غیرخطی میان متغیرهای مدل، به کارگیری رهیافت شبکه عصبی مصنوعی توصیه می‌شود. ساختار شبکه عصبی بدین نحو است که از چندین پردازشگر ساده غیرخطی (معمولاً) متصل به هم به نام گره و یا نرون، تشکیل می‌شوند که نرون کوچک‌ترین واحد پردازش اطلاعات است که اساس عملکرد شبکه‌های عصبی را تشکیل می‌دهد (تاکز^۲، ۲۰۰۱: ۵۹). یک نرون بدین صورت عمل می‌کند که مدل شبکه عصبی ابتدا مجموع وزنی ورودی‌های خود را محاسبه کرده، سپس با استفاده از یک تابع انتقال خاص، خروجی آن محاسبه می‌شود (منهاج، ۱۳۸۴: ۴۶).

در بسیاری از مواقع، در نظر گرفتن یک سیگنال ورودی دیگر با مقدار ثابت مثلاً یک مفید خواهد بود که میزان تأثیر این ورودی ثابت بر روی خروجی شبکه یا سیگنال خروجی با وزن b تعیین می‌شود. ورودی خالص^۳ به نرون که با n نمایش داده می‌شود، با معادله زیر تعریف می‌گردد^۴:

$$n = \sum_{i=1}^R p_i w_{1,i} + b \quad (1)$$

بعد از ورود سیگنال ورودی خالص n به نرون، تابع تحریک^۵ یا تابع تبدیل (f) عمل می‌کند. در واقع ارزش ورودی خالص در لایه خروجی با استفاده از یک تابع تبدیل یا محرک پردازش می‌شود. در ساده‌ترین شکل شبکه عصبی، تابع محرک به صورت خطی است، برای مثال $f(x) = x$. بر این اساس، ارزش ورودی خالص از کانال یک تابع محرک خطی، خروجی نهایی شبکه (سیگنال خروجی) را به صورت $y = f(n)$ می‌سازد. شایان ذکر است، پارامترهای b و w با توجه به تابع محرک و نوع الگوریتم یادگیری^۶ قابل تنظیم است. به طوری‌که، برای تخمین وزن‌های شبکه از

مالیات بر ارزش افزوده در روش تجمعی غیرمستقیم، از مجموع حاصل ضرب درآمد هر یک از عوامل تولید در نرخ مالیات بر ارزش افزوده $\{t(\text{سود} * t) + t(\text{اجاره} * t) + t(\text{بهره} * t) + t(\text{دستمزد} * t)\}$ ، به علاوه حاصل ضرب استهلاک در نرخ مالیات بر ارزش افزوده (استهلاک * t)، به دست می‌آید.

در روش سوم، یعنی در روش تفریقی مستقیم، ابتدا ارزش افزوده از تفاضل میزان فروش و خرید (فروش منهای خرید) یک بنگاه محاسبه و سپس در نرخ مالیات بر ارزش افزوده مدنظر ضرب می‌شود.

در روش تفریقی غیرمستقیم (یا روش صورت حساب)، ابتدا نرخ مالیات بر ارزش افزوده در فروش و در خرید یک بنگاه، به طور مجزا، ضرب می‌شود و سپس مالیات بر ارزش افزوده از تفاضل مالیات بر فروش و مالیات بر خرید محاسبه شده به دست می‌آید (مالیات بر فروش منهای مالیات بر خرید). شایان ذکر است که میزان مالیات بر ارزش افزوده بر اساس چهار روش ارائه شده یکسان است. به عبارت دیگر، از لحاظ درآمد مالیاتی تفاوتی در به کارگیری روش‌های مذکور وجود ندارد. اما در عمل نظام های مالیات بر ارزش افزوده دنیا به جهت مشکل بودن دستیابی به اطلاعات اقلام درآمدی عوامل تولید و استهلاک، از دو روش تجمعی مستقیم و غیرمستقیم استفاده نمی‌کنند. در مقابل، در اکثر کشورها مانند ایران، به دلیل سهولت فرآیندهای حسابداری، روش تفریقی غیرمستقیم به کار گرفته می‌شود. در واقع در این روش مشخص است که مالیات آن قدر در زنجیره تولید منتقل می‌شود تا سرانجام توسط مصرف کننده نهایی پرداخت گردد (موسوی جهرمی، ۱۳۸۶: ۲۷-۲۰).

۲-۴- مبانی نظری شبکه عصبی مصنوعی

در جهان واقع اکثر سیستم‌های اقتصادی تحت تأثیر بسیاری از متغیرهای غیراقتصادی مانند عوامل روانی، اجتماعی، سیاسی و فیزیکی هستند که رفتاری غیرخطی از خود به نمایش می‌گذارند (هیل و همکاران^۱، ۱۹۹۶: ۱۰۸۹-۱۰۸۵).

2. Tkacz (2001)

3. Net Input

 ۴. در معادله جمله b جمله بایاس (اریب) نامیده می‌شود.

5. Activation Function

 ۶. یادگیری به این معنی است که w و b به طوری تغییر می‌کنند که رابطه ورودی و

خروجی نرون با هدف خاصی مطابقت نماید.

شناخت الگو، مدلسازی، تخمین، تشخیص و پیش‌بینی پیدا کرده است. کاربرد شبکه عصبی در حوزه مسائل اقتصادی بسیار متنوع می‌باشد اما اصلی‌ترین کاربرد آن در مطالعات اقتصادی پیش‌بینی متغیرها است. براین اساس، در مقاله حاضر برای پیش‌بینی مصرف بنزین از روش مذکور استفاده شده است.

در ادامه به مطالعاتی که با بکارگیری روش شبکه عصبی به بررسی روند مصرف و تقاضای انرژی پرداخته اند، اشاره شده است. از جمله این مطالعات می‌توان به کالاکوریو^۴ اشاره نمود که در سال ۲۰۰۰ برای برآورد میزان انرژی گرمایی مصرفی در ساختمان‌ها و جهت پیش‌بینی مصرف انرژی در یک ساختمان خورشیدی از تکنیک شبکه عصبی مصنوعی استفاده نمود. کالاکوریو و باجیک^۵ براساس شبکه عصبی مدلی را جهت پیش‌بینی مصرف انرژی در یک ساختمان خورشیدی معرفی نمودند و برای آموزش شبکه از الگوریتم پس انتشار استفاده کردند (جباراج و اینیاب^۶، ۲۰۰۶: ۲۸۹).

وانگ و منگ^۷ (۲۰۱۲) با اشاره به قدرت مدل‌های ARIMA در پیش‌بینی‌های خطی و مدل‌های شبکه عصبی در پیش‌بینی‌های غیرخطی از یک مدل ترکیبی برای پیش‌بینی مصرف انرژی در چین استفاده نمودند و نشان دادند که این مدل می‌تواند روش کارآمدتر برای بهبود دقت پیش‌بینی مصرف انرژی در مقایسه با به کارگیری هر یک از دو روش مذکور باشد. دمیرل و همکاران (۲۰۱۲)^۸ برای پیش‌بینی مصرف گاز مایع در استانبول از روش شبکه عصبی مصنوعی استفاده کردند. نصر و همکاران^۹ در سال ۲۰۰۳، و لیو و همکاران^{۱۰} (۲۰۱۲) نیز با استفاده از شبکه‌های عصبی و الگوریتم پس انتشار به پیش‌بینی مصرف بنزین پرداختند.

در ایران نیز بغزبان و نصرآبادی با اشاره به اهمیت پیش‌بینی‌های دقیق مصرف انرژی به خصوص بنزین و

الگوریتم‌های مختلف تکرار شونده^۱ که مشهورترین آنها الگوریتم پس انتشار^۲ خطی است، استفاده می‌شود. نکته قابل ذکر این است که معمولاً شبکه‌های دو لایه دارای یک نرون حتی با ورودی‌های زیاد نیز به تنهایی برای حل مسائل کفایت نمی‌کند. بنابراین در اکثر موارد از اجتماعی از چند نرون به عنوان یک لایه و یا از شبکه‌های چندلایه با مجموعه‌ای از نرون‌ها در هر لایه استفاده می‌شود (بالکین و همکاران^۳، ۲۰۰۰: ۵۱۲).

در خصوص شبکه‌های عصبی مصنوعی خصوصیات مختلفی وجود دارد که یکی از این قابلیت‌های بسیار مهم، توانایی آموزش آن است. آموزش به این معنی است که شبکه عصبی به هنگام اعمال سیگنال ورودی و مشاهده پاسخ خود، رفتار خود را طوری تنظیم نماید که اگر در لحظه بعدی همان ورودی اعمال گردد، شبکه عصبی پاسخ مطلوبتری را ارائه نماید. این تنظیم رفتار توسط الگوریتم‌های بازگشتی انجام می‌گیرد که به آنها الگوریتم‌های آموزش نیز می‌گویند (منهاج و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۰۸). براین اساس، انتخاب نوع آموزش و نوع الگوریتم بازگشتی در آموزش شبکه حائز اهمیت است.

۳- پیشینه تحقیق

تحقیقات و علاقمندی در زمینه شبکه‌های عصبی از سال ۱۹۴۰ آغاز شده و اهداف این تحقیقات دستیابی به راز پردازش‌های سریع مغز انسان، چگونگی پردازش اطلاعات در آن، چگونگی کار حافظه، مسئله یادگیری، یادآوری و ... بوده است. مدل‌های شبکه عصبی با استفاده از توابع و پردازشگرهای ریاضی به شبیه‌سازی عملکرد مغز انسان می‌پردازند و قادرند روابط ناشناخته به شدت غیرخطی را مدلسازی کنند. گرچه هنوز بیش از ۵۰ سال از تولید روش‌های محاسباتی مبتنی بر شبکه‌های عصبی نمی‌گذرد، اما به دلیل ویژگی‌های منحصر به فرد این شبکه‌ها نظیر پردازش موازی، هوشمندی و انعطاف‌پذیری جایگاه قابل توجهی در

4. Kalogirou (2000)
5. Kalogirou & Bojic
6. Jebaraj & Iniyanb (2006)
7. Wang & Ming (2012)
8. Demirel et al. (2012)
9. Nasr et al. (2003)
10. Liu et al. (2012)

1. Iterative Algorithms
2. Back-Propagation Algorithm
3. Balkin et al. (2000)

۴- روش تحقیق

در این بخش از مقاله پس از معرفی الگوی تحقیق و متغیرهای آن، به پیش‌بینی مصرف بنزین با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی و الگوسازی آن طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ پرداخته شده است. در نهایت براساس نتایج حاصله مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین برای دوره مذکور پیش‌بینی گردیده است.

۴-۱- الگوی تحقیق و معرفی متغیرها

در این مقاله پیش‌بینی درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین در ایران مد نظر قرار گرفته است. با توجه به اینکه مالیات بر ارزش افزوده، مبتنی بر مصرف، با نرخ معین بر ارزش کالاها و خدمات وضع می‌گردد، می‌توان میزان درآمد مالیاتی ناشی از مصرف بنزین را به صورت زیر فرموله نمود:

$$VATB_t = \tau \times CB_t \quad (2)$$

در رابطه (۲)، $VATB$ میزان درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین در زمان t ، τ نرخ مالیات بر ارزش افزوده بر بنزین و CB_t مخارج مصرفی بنزین در کشور در زمان t است. بنابراین، براساس این رابطه، پایه مالیات بر ارزش افزوده، مخارج مصرفی بنزین تعریف شده است^۱ که با اعمال نرخ مالیات بر ارزش افزوده (که بر حسب قانون تعیین می‌شود و ثابت است)، مالیات مربوطه قابل برآورد است. از این رو، این روش برآورد مالیات بر ارزش افزوده را روشی دو مرحله‌ای می‌توان قلمداد نمود که در مرحله اول پایه مالیات و در مرحله دوم درآمد مالیاتی برآورد می‌شود. شایان ذکر است، برای الگوسازی مصرف بنزین نیز عوامل مؤثر بر آن قیمت بنزین، تولید ناخالص داخلی و جمعیت در نظر گرفته شده‌اند.

برنامه‌ریزی صحیح در هدایت مصرف آنها، به پیش‌بینی فرآورده‌های نفتی در ایران برای سال‌های ۱۳۸۶ الی ۱۴۰۰ پرداخته‌اند. آنها برای این منظور دو روش شامل سیستم معادلات همزمان و شبکه‌های عصبی را بکار گرفتند. نتایج این مطالعه نشان داد که متوسط رشد سالانه مصرف بنزین، نفت گاز، نفت سفید و نفت کوره در دوره مدنظر براساس سیستم معادلات همزمان به ترتیب معادل ۸/۹، ۰/۹، ۰/۱ و ۰/۸ درصد و براساس مدل شبکه عصبی فازی با الگوریتم پس انتشار به ترتیب معادل ۱۰/۱، ۱/۱، ۰/۷ و ۱/۱ درصد پیش‌بینی شده است (بغزبان و نصرآبادی، ۱۳۸۵: ۶۷-۷۳). کوچک زاده و امین ناصری در تحقیقی با در نظر گرفتن آثار متقابل بین عوامل مختلف و طراحی معماری شبکه عصبی، برای پیش‌بینی مصرف ماهانه نفت گاز در ایران از روش شبکه عصبی استفاده نموده‌اند (کوچک زاده و امین ناصری، ۱۳۸۴: ۷۳).

هژبرکیانی و همکاران در چاقوب رویکرد دو مرحله‌ای به پیش‌بینی درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین در ایران طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ پرداخته‌اند. در مرحله اول، تابع تقاضای (مصرف) بنزین با معرفی مفهوم روند ضمنی در مدل سازی برای داده‌های سال‌های ۱۳۶۰ الی ۱۳۸۹ برآورد و با لحاظ تغییرات قیمتی بنزین برای سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۴ پیش‌بینی شده و سپس، مخارج مصرفی بنزین به عنوان پایه مالیات مزبور با اعمال قیمت بنزین در روند مصرفی پیش‌بینی شده، برای سال‌های مذکور به دست آمده است. در مرحله بعد با ضرب نرخ مالیات بر ارزش افزوده بنزین در روند مخارج مصرفی، درآمد مالیات بر ارزش افزوده بنزین برای سال‌های مورد نظر را محاسبه کرده‌اند. نتایج بیانگر این است که ماهیت روند در تابع تقاضای بنزین تصادفی است و مصرف آن حساسیت کمی به تغییرات قیمتی نشان می‌دهد و با وجود افزایش قیمت بنزین روند مصرفی، مخارج مصرفی و همچنین درآمد مالیات بر ارزش افزوده افزایشی است (هژبرکیانی و همکاران: ۱۳۹۱: ۷۹-۶۱).

۱. مزیت استفاده از پایه مالیاتی مصرف نسبت به GDP در برآورد مالیات بر ارزش افزوده بالقوه و محاسبه شکاف مالیاتی در مطالعه ابریل و دیگران (۲۰۰۱) توضیح داده شده است.

واگرایی مسیرهای نزدیک به هم در فضای ایجاد شده توسط بردارهای حافظه است. به طوری که، هر سیستم با داشتن حداقل یک نمای لیپانوف مثبت، سیستمی آشوبگونه است که در این صورت از طریق الگوسازی شبکه عصبی قابلیت پیش‌بینی کوتاه‌مدت را دارد. نتایج حاصل از نمای لیپانوف برای سری زمانی مصرف بنزین طی دوره ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱ برای ابعاد جانشینی ۲ تا ۴ در جدول (۳) ارائه شده است که همگی بزرگ‌تر از صفر هستند.

جدول (۳): نتایج آزمون نمای لیپانوف برای سری زمانی مصرف

بنزین طی سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱

بعد	۲	۳	۴
سری زمانی اصلی	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۱۷
سری زمانی بهم ریخته	۰/۰۸	۰/۰۴۵	۰/۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجا که در ابعاد جانشینی بالاتر نمای لیپانوف مثبت کمتری حاصل شده است، سیستم از آشوب ضعیف‌تر و حساسیت کمتری نسبت به شرایط اولیه برخوردار است. در نتیجه می‌توان از اطلاعات سال‌های دورتر برای پیش‌بینی استفاده نمود. به علاوه، مقادیر لیپانوف برای سری زمانی بهم ریخته بیشتر از سری زمانی اصلی است که این موضوع بیانگر غیرتصادفی و معین بودن سری زمانی مربوط می‌باشد.^۵

۴-۳- الگوسازی مصرف بنزین

با توجه به نتایج آزمون نمای لیپانوف و تأیید وجود آشوب ضعیف در سیستم، الگوسازی غیرخطی می‌تواند ابزاری مناسب برای پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت مصرف بنزین در کشور باشد. برای این منظور، یک شبکه عصبی پیش‌خور^۶ دو لایه‌ای کاملاً متصل به هم با یک لایه پنهان و یک لایه

۴-۲- پیش‌بینی مصرف بنزین با استفاده از شبکه عصبی

پیش‌بینی مصرف بنزین در این مقاله با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ انجام شده است. لذا قبل از معماری شبکه عصبی مصنوعی لازم است، پایایی سری زمانی مربوطه و همچنین آشوب آن مورد بررسی قرار گیرد.

بررسی پایایی و آشوب سری زمانی مصرف بنزین

از آنجا که مصرف بنزین مبتنی بر فرآیند رگرسیون چند متغیره است، لذا قبل از الگوسازی مصرف بنزین، سری زمانی مربوط به این متغیر و عوامل مؤثر بر آن بایستی از حیث پایایی بررسی شوند. برای این منظور از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته^۱ و اطلاعات سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱ استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۲) حاکی از آن است که لگاریتم تمامی این متغیرها در سطح ناپایا هستند و با یک بار تفاضل‌گیری پایا می‌گردند. لازم به ذکر است، مقدار وقفه بهینه در آزمون مذکور با استفاده از معیار شوارتز-بیزین انتخاب شده است.

جدول (۲): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای سری‌های زمانی

مدنظر طی سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۹۱

متغیر	در تفاضل مرتبه اول			
	آماره بحرانی	آماره آزمون	آماره بحرانی	آماره در سطح آزمون
مصرف بنزین	-۲/۹۴	-۳/۹۸	-۲/۹۴	-۰/۶۸
قیمت بنزین	-۱/۹۵	-۳/۶	-۱/۹۵	-۱/۶
جمعیت	-۲/۹۷	-۶/۷۳	-۱/۹۵	-۰/۸۹
تولید ناخالص داخلی	-۱/۹۵	-۳/۷۲	-۲/۹۴	-۱/۹۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به علاوه، برای بررسی آشوب در سری زمانی مصرف بنزین نیز از آزمون نمای لیپانوف^۲ به روش بعد جانشینی^۳ استفاده شده است.^۴ نمای لیپانوف میانگین نرخ رشد هم‌گرایی یا

۵. در این مقاله برای اطمینان از محاسبه نمای لیپانوف از آزمون بهم ریختگی استفاده شد. بدین ترتیب که سری زمانی مصرف بنزین به صورت تصادفی بهم ریخته و نمای لیپانوف برای سری زمانی جدید محاسبه شده است. براین اساس، اگر نمای لیپانوف سری جدید بزرگتر از سری زمانی اصلی باشد، سری زمانی اصلی غیرتصادفی، معین و دارای نظم خواهد بود.

6. Feed Forward

1. Dickey-Fuller Test
2. Lyapunov Exponents
3. Embedding Dimension

۴. برای اطلاع بیشتر در این زمینه به مقاله Ellner & Turchin (1995) مراجعه شود.

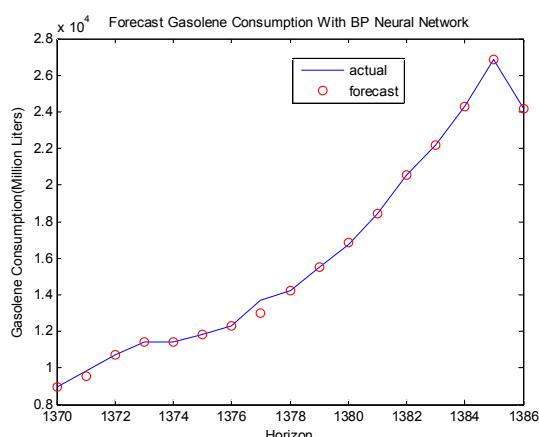
به دست آمده برای معیارهای مذکور در مطالعه حاضر حکایت از مناسب بودن آنها دارد، برای مثال متوسط درصد خطای مطلق برابر ۰/۰۰۴ به دست آمد.

جدول (۴): مقایسه خطای شبکه با تعداد متفاوت نرون‌ها در لایه‌های

میانی شبکه

تعداد نرون میانی	تعداد لایه خروجی	RMSE $\bar{TR}$	MAPE $\bar{TR}$	RMSE $\bar{TE}$	MAPE $\bar{TE}$
۲	۲	۷۰۹/۷۶	۰/۰۲۷	۱۳۹۹	۰/۰۴۶
۵	۵	۱۹۸۴/۷	۰/۰۴	۱/۸۸	۰/۰۰۰۰۶
۵	۱۵	۲۱۴/۵۶	۰/۰۰۵۸	۳۳۹/۹۵	۰/۰۰۸۵
۱۵	۲	۱۸۸/۱۸	۰/۰۰۴	۰/۰	۰/۰
۲۰	۲۰	۲۹۷۵/۴	۰/۰۴۶	۰/۰	۰/۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل (۱): پیش‌بینی مصرف بنزین براساس داده‌های آموزش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است، پس از آموزش و تست شبکه، هر یک از ورودی‌ها (تولید ناخالص داخلی، جمعیت و قیمت در سال‌های پیش از ۱۳۹۲) نیز با استفاده از شبکه‌های عصبی مصنوعی پیش‌بینی شده‌اند. زیرا برای پیش‌بینی مصرف بنزین طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ (خروجی‌ها) به داده‌های پیش‌بینی شده تولید ناخالص داخلی، جمعیت و قیمت در این سال‌ها نیاز است. در این قسمت با ۴، ۶ و ۷ ورودی مدل‌سازی و با الگوریتم پس انتشار خطا آموزش و با انتخاب

خروجی در نظر گرفته شده است. به طوری که ورودی‌های شبکه عصبی عوامل مؤثر بر مصرف بنزین شامل تولید ناخالص داخلی، قیمت و جمعیت و خروجی شبکه در واقع میزان بنزین مصرف شده در کشور می‌باشد. در این شبکه تابع زیگموند ($f(x) = 1/(1+e^x)$) و تابع همانی ($f(x) = x$) به ترتیب به عنوان تابع تحریک نرون‌های لایه پنهان و نرون لایه خروجی استفاده شده است. برای آموزش شبکه عصبی نیز از الگوریتم پس انتشار خطا^۱ استفاده شده است. بدین ترتیب که خطای پیش‌بینی برای هر مشاهده، به وسیله اختلاف خروجی شبکه با ارزش متغیرهای هدف اندازه‌گیری و سپس بین لایه‌های موجود براساس روابط پس انتشار توزیع می‌گردد. بدین ترتیب، تابع هزینه، میانگین مربعات خطای بین مقادیر واقعی و مقادیر به دست آمده از شبکه عصبی و داده‌های آموزشی است. شبکه مدنظر از دو مجموعه تشکیل شده است که عبارتند از داده‌های آموزش و داده‌های تست. داده‌های مربوط به سال‌های ۱۳۶۸ الی ۱۳۸۵ به عنوان داده‌های آموزشی شبکه و داده‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۱ جهت تست شبکه استفاده شده است. در این ارتباط، بعد از آموزش شبکه با اطلاعات مذکور، مجموعه تست به آن اضافه می‌شود و آنگاه میانگین خطای شبکه محاسبه و پارامترهای شبکه‌ای که دارای کمترین میانگین خطا است، ذخیره می‌گردد.

با توجه به میزان خطا در داده‌های آموزش و داده‌های تست، یک شبکه با ۱۵ نرون در لایه میانی و ۲ نرون در لایه خروجی به عنوان شبکه بهینه انتخاب شد که پیش‌بینی مصرف بنزین براساس داده‌های آموزش نیز حاکی از قدرت پیش‌بینی این معماری از شبکه عصبی است (جدول ۴).

از آنجا که اتکا به پیش‌بینی برون نمونه‌ای به قوت پیش‌بینی درون نمونه‌ای (داده‌های سال‌های قبل از ۱۳۹۲) بستگی دارد، معیارهای ارزیابی عملکرد پیش‌بینی درون نمونه‌ای شامل ریشه میانگین مربعات خطا (RMSE^۲) و متوسط درصد خطای مطلق (MAPE^۳) محاسبه شدند. نتایج

1. Error Back-Propagation
2. Root of Mean Square Error
3. Mean of Absolute Percentage Error



مخارج مصرفی بنزین به تبعیت از نوسانی بودن تغییرات روند مصرف بنزین به طور نوسانی افزایش یافته و از متوسط رشد سالانه ۳۵ درصدی برخوردار است.

۴-۴- پیش‌بینی مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین

بعد از استخراج پایه مالیاتی برای وضع مالیات بر ارزش افزوده براساس رابطه (۲)، می‌توان مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین در هر سال را با اعمال نرخ مالیات بر پایه پیش‌بینی شده به دست آورد. برای این منظور فرض می‌شود، نرخ مالیات بر بنزین طی این سال‌ها ثابت و معادل ۲۰ درصد باشد. نتایج حاصل از پیش‌بینی مالیات در جدول (۶) ارائه شده است.

بر اساس نتایج جدول (۶)، ملاحظه می‌شود که با توجه به ثابت در نظر گرفتن نرخ مالیات بر ارزش افزوده بنزین در سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵، تغییرات و نرخ رشد درآمد مالیات بر ارزش افزوده بنزین کاملاً مشابه پایه مالیاتی آن می‌باشد. به طوری که، مالیات بر ارزش افزوده بنزین با وجود افزایش ۲۱ واحد درصدی در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۹۲، در سال ۱۳۹۴ با کاهش ۱۰ واحد درصدی روبرو شده و پس از آن مجدداً افزایش یافته است. متوسط رشد درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین نیز طی این سال‌ها ۳۵ درصد می‌باشد.

جدول (۶): پیش‌بینی مخارج مصرفی بنزین و درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از آن برای سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵

سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
مخارج مصرفی بنزین (میلیارد ریال)	۱۷۶۸۳۷	۲۸۱۵۰۵	۳۷۶۰۰۱	۴۳۵۵۶۹
نرخ مالیات (درصد)	۲۰	۲۰	۲۰	۲۰
مالیات بر بنزین (میلیارد ریال)	۳۵۳۶۷	۵۰۷۴۹	۷۵۳۶۰	۸۷۱۱۳
نرخ رشد	۲۲	۴۳	۳۳	۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بهترین ساختار شبکه عصبی با توجه به مقدار خطا، مقادیر آتی سه متغیر تأثیرگذار پیش‌بینی شده‌اند.

در جدول (۵)، پیش‌بینی تولید ناخالص داخلی، جمعیت و قیمت بنزین و همچنین مصرف بنزین در سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ ارائه شده است. با توجه به نتایج جدول قیمت بنزین طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ با متوسط رشد سالانه ۲۱ درصدی از روندی صعودی برخوردار بوده است. این در حالی است که مصرف بنزین با وجود رشد مثبت طی این سال‌ها، از روند یکنواختی برخوردار نبوده است. متوسط رشد سالانه مصرف بنزین طی دوره مورد بررسی ۱۲ درصد بوده است.

جدول (۵): پیش‌بینی مصرف بنزین و متغیرهای تأثیرگذار برای

سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵

سال	۱۳۹۲	۱۳۹۳	۱۳۹۴	۱۳۹۵
تولید ناخالص داخلی (میلیارد ریال)	۷۴۱۳۲۱	۷۶۵۱۸۷	۷۷۷۰۱۲	۷۸۹۱۲۳
جمعیت (میلیون نفر)	۷۸/۲۱	۷۹/۰۱	۸۰	۸۱/۲۵
قیمت بنزین (ریال)	۶۱۲۰	۷۳۱۳	۸۹۱۰	۱۱۲۱۰
نرخ رشد قیمت بنزین (درصد)	۱۵	۱۹	۲۲	۲۶
مصرف بنزین (میلیون لیتر)	۲۸۸۹۵	۳۴۶۹۸	۳۷۷۸۹	۴۲۶۶۱
نرخ رشد مصرف بنزین (درصد)	۶	۲۰	۹	۱۳
مخارج مصرفی بنزین (میلیارد ریال)	۱۷۶۸۳۷	۲۵۳۷۴۶	۳۳۶۷۰۰	۴۷۸۲۳۰
نرخ رشد مخارج مصرفی بنزین	۲۲	۴۳	۳۳	۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

شایان ذکر است، از آنجا که پایه مالیات بر ارزش افزوده مخارج مصرفی بنزین معرفی شد، بعد از پیش‌بینی مصرف بنزین طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ می‌توان با لحاظ نمودن قیمت هر سال در مصرف پیش‌بینی شده به مخارج مصرفی بنزین در همان سال دست یافت که در جدول (۵) گزارش شده است. نتایج حاکی از این است که طی سال‌های مذکور

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق با توجه به مبانی نظری بیان شده، مصرف و قیمت بنزین و نرخ رشد آنها پیش‌بینی گردید و در پی آن، برآورد درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین در دو مرحله انجام شد. به طوری که در مرحله اول مصرف بنزین با استفاده از روش شبکه عصبی پیش‌بینی شده است. در این مرحله، ورودی‌های شبکه عصبی شامل تولید ناخالص داخلی، جمعیت و قیمت بنزین و خروجی شبکه، میزان مصرف بنزین در نظر گرفته شده است. از آنجا که برای پیش‌بینی مصرف بنزین طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ به پیش‌بینی هر یک از ورودی‌ها نیاز بود، بعد از آموزش و تست شبکه، هر یک از ورودی‌ها نیز به طور مجزا آموزش داده شدند و با انتخاب شبکه عصبی مناسب برای سال‌های مذکور پیش‌بینی گردیدند. یافته‌ها حاکی از این است که متوسط مصرف بنزین در این سال‌ها معادل ۳۶۰۱۱ میلیون لیتر است.

نرخ رشد مصرف بنزین بر اثر افزایش قیمت آن به دلیل برقراری مالیات بر ارزش افزوده، از سال ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۴، از ۲۰ به ۹ درصد کاهش می‌یابد اما در سال بعد، به رغم افزایش مجدد قیمت بنزین، نرخ رشد مصرف بنزین به ۱۳ درصد افزایش می‌یابد. از چنین نتیجه‌ای می‌توان برداشت کرد که هر افزایشی در قیمت بنزین ابتدا به مانند یک شوک قیمتی عمل می‌کند و مصرف آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد و کاهش می‌یابد. اما جامعه به دلیل کاستی‌های موجود در سیستم حمل و نقل عمومی و در نتیجه به جهت کم کشش بودن تقاضای بنزین^۱، رفتار مصرفی خود را با تغییرات قیمتی بنزین سازگار می‌کند.

همچنین، به منظور توضیح نتایج مطالعه حاضر، یادآوری می‌شود که مصرف بنزین، علاوه بر قیمت، به درآمد نیز بستگی دارد. بنابراین، نمی‌توان اثر کاهش چشمگیر نرخ رشد

تولید ناخالص داخلی در ایران (تقلیل به بیش از نصف)، طی سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۴، را بر نرخ رشد مصرف بنزین نادیده گرفت. چنانکه در جدول (۵) ملاحظه می‌شود، در همان دوره، نرخ رشد مصرف بنزین به بیش از نصف کاهش یافته است. از این نتیجه، می‌توان برداشت کرد در ایران درآمد بیشتر از قیمت بر مصرف بنزین اثر گذار است.^۲

در مرحله دوم، بر مبنای مصرف و قیمت پیش‌بینی شده برای بنزین در هر سال مورد مطالعه (۱۳۹۵-۱۳۹۲)، مخارج مصرفی بنزین، به عنوان پایه مالیات بر ارزش افزوده، به تفکیک همان سال‌ها، محاسبه شد. سپس با اعمال نرخ ثابت مالیاتی معادل ۲۰ درصد در مخارج مصرفی بنزین، درآمد مالیات بر ارزش افزوده پیش‌بینی شده ناشی از مصرف بنزین در هر سال، از سال ۱۳۹۲ تا سال ۱۳۹۵، به دست آمد. نتایج حاکی از این است که تغییرات درآمد مالیات بر ارزش افزوده ناشی از مصرف بنزین، همانند مخارج مصرفی بنزین، از روندی یکنواخت برخوردار نبوده و متوسط رشد سالانه آن نیز ۳۵ درصد می‌باشد.

به طور کلی، براساس نتایج مطالعه حاضر، می‌توان نتیجه گرفت که در سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۵ ابزار قیمتی تأثیر چندانی بر مصرف بنزین ندارد (مرحله پیش‌بینی مصرف بنزین و نرخ رشد آن و جدول ۵). همچنین، می‌توان اظهار داشت سیاست کاهش مصرف بنزین در ایران، برای مثال با هدف کاهش آلودگی زیست محیطی، تنها با توسل به سیاست مالیاتی از مجرای برقراری مالیات بر ارزش افزوده بر بنزین، به سرانجامی نمی‌رسد. در این راه ضرورت دارد همراه با سیاست مذکور، سیاست‌ها و راهکارهای مکمل، مانند تجهیز ناوگان حمل و نقل بین شهری کلان شهرهای کشور، اتخاذ و اجرا شود.

۶- پیشنهادات

از آنجا که در این مقاله فقط از تکنیک شبکه عصبی استفاده

۲. چنین نتیجه‌ای توسط مطالعات دیگران نیز تایید می‌شود، از جمله: نیلی و همکاران (۱۳۸۹).

۱. به مطالعات متعدد از جمله به منابع زیر مراجعه شود: عبدلی و محمدی خیاره، (۱۳۹۰)، ختایی و اقدامی (۱۳۸۴)، نیلی و همکاران (۱۳۸۹).

استفاده و نتایج حاصله با یکدیگر مقایسه شود. همچنین، با توجه به اینکه در مقاله حاضر در طراحی شبکه عصبی، سه متغیر به عنوان لایه ورودی در نظر گرفته شده است، می‌توان در مطالعات آتی تعداد ورودی‌ها را افزایش داد.

مهرگان، محمدرضا و تقی زاده، محمدرضا (۱۳۸۹). پیش‌بینی تقاضای انرژی بخش حمل و نقل با استفاده از شبکه‌های عصبی: مطالعه موردی در ایران. *مجله مدرس علوم انسانی- پژوهش‌های مدیریت در ایران*، دوره ۱۴، شماره ۶۶، ۲۱۷-۲۰۲.

موسوی جهرمی، یگانه (۱۳۸۶). راه‌های فرار مالیاتی در نظام مالیات بر ارزش افزوده و راهکارهای جلوگیری از آن، پژوهشکده امور اقتصادی (طرح پژوهشی).

موسوی جهرمی، یگانه؛ رضایی، محمد قاسم و سبزو، محبوبه (۱۳۹۲). نگرشی به کارایی درآمد مالیاتی مبتنی بر مصرف در بستر نوسانات اقتصادی: تحلیل بین کشوری. *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، سال ۲۱، شماره ۲۰، ۷۲-۵۱.

نیلی، مسعود؛ ساعدی، علیرضا؛ سیدخسروشاهی، امیررضا؛ عینیان، مجید و فرخی، فرید (۱۳۸۹). ارزیابی پیامدهای اصلاح نظام یارانه انرژی (با تأکید بر صنعت، خانوار، بودجه عمومی دولت و اقتصاد کلان)، تهران: اتاق بازرگانی صنایع و معادن، فصل سوم.

هژبر کیانی، کامبیز؛ غلامی، الهام و نوبخت، جواد (۱۳۹۱). برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با استفاده از الگوی دایموند. *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره دوم، ۷۹-۶۱.

شده است، توصیه کاربردی که می‌توان برای تحقیقات آتی داشت این است که برای پیش‌بینی مالیات بر ارزش افزوده از روش‌ها و تکنیک‌های دیگری مانند روش رگرسیون چند متغیره یا مدل‌های سری زمانی و همچنین الگوریتم ژنتیک

منابع

امین ناصری، محمدرضا و کوچک زاده، احمد (۱۳۸۴). پیش‌بینی ماهانه مصرف نفت سفید کل کشور با استفاده از شبکه عصبی بازگشتی. *چهارمین کنفرانس بین‌المللی مهندسی صنایع*، دانشگاه تربیت مدرس.

بغزیان، آلبرت و نصرآبادی، ابراهیم (۱۳۸۵). پیش‌بینی مصرف فرآورده‌های نفتی: مقایسه سیستم معادلات اقتصادسنجی و شبکه‌های عصبی. *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، سال سوم، شماره ۱۰، ۶۷-۴۷.

ختایی، محمود و اقدامی، پروین (۱۳۸۴). تحلیل کشش قیمتی تقاضای بنزین در بخش حمل و نقل زمینی ایران و پیش-بینی آن تا سال ۱۳۹۴. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفتم، شماره ۲۵، ۴۶-۲۳.

عبدلی، قهرمان و محمدی خیاره، محسن (۱۳۹۰). بررسی عوامل مؤثر بر مصرف بنزین در شهر تهران. *پژوهشنامه حمل و نقل*، سال هشتم، شماره سوم، ۲۴۰-۲۲۵.

غلامی، الهام (۱۳۸۹). بررسی هدفمند شدن یارانه‌ها بر درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده در ایران. *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، شماره دوم، ۲۳۲-۲۱۵.

منهاج، محمدباقر (۱۳۸۴). مبانی شبکه‌های عصبی. تهران، دانشگاه صنعتی امیرکبیر.

منهاج، محمدباقر؛ کاظمی، عالیه؛ شکوری گنجوی، حامد؛

Balkin, Sandy D. & Ord, K. (2000). Automatic Neural Network Modeling for Univariate Time Series. *International Journal of Forecasting*, 16(4), 509-515.

Demirel, O., Zaim, S., Caliskan, A., & Ozuyar, P. (2012). Forecasting Natural Gas Consumption in Istanbul Using Neural Networks and Multivariate Time Series Methods, *Turk J Elec Eng & Comp Sci*, 20(5), 695-711.

Ebrill, L., Keen, M., & Summers, V. (2001). The Modern VAT. Washington D.C: IMF.

Ellner, S. & Turchin, P. (1995). Chaos in a Noisy World: New Methods and Evidence from Time Series Analysis. *American Naturalist*, 145(3), 343-375.

Garliauskas, A. (1999). Neural Network Chaos and Computational Algorithms of Forecast in

- Finance, *IEEE International Conference*, 2, 638-643.
- Hill, T., O'Connor, M., & Remus, W. (1996). Neural Network Models for Time Series Forecasts. *Management Science*, 42(7), 1082-1092.
- Jebaraj, S., & Iniyanb, S. (2006), A Review of Energy Models. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 10(4), 281-311.
- Liu, R., Xiong, J., & Cui, Q. (2012). A Comparison of Models for Forecasting Petroleum Consumption in China. 9th OAPS Working Paper Series.
- Nasr, G. E., Badr, E. A. & Joun, C. (2003). Backpropagation Neural Networks for Modeling Gasoline Consumption. *Energy Conversion and Management*, 44(6), 893-905.
- Poli, I., & Jones, R. D. (1994). A Neural Net Model for Prediction. *Journal of American Statistical Association*, 89(425), 117-121.
- Tkacz, G. (2001). Neural Network Forecasting of Canadian GDP Growth. *International Journal of Forecasting*, 17(1), 57-69.
- Wang, X., & Meng, M A. (2012). Hybrid Neural Network and ARIMA Model for Energy Consumption Forecasting. *Journal of Computers*, 7(5), 1184-1190.



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 ۰۸۶-۳۴۰۲۱۱۵۱ فاکس نمایند.

نام:
نام خانوادگی:
نشانی:
کد پستی:
شماره همراه:
شماره ثابت:
اشتراک از شماره:
نشانی الکترونیکی:

Contents

The Impacts of Tourism, Energy Consumption and Political Instability on Economic Growth in the D-8 Countries.....	11
Hassan Heidari, Asal Sadeghpour	
A Study of the Factors Affecting Iran's Export (Gravity Model Application)	29
Javad Harati, Mehdi Behrad-Amin, Sanaz Kahrzeh	
Study of the Factors Influenced Environment Pollution in Iran During 1974-2013	47
Rouhollah Nazari , Mohamad Hosein Mahdavi Adeli , Yadollah Dadgar	
Asymmetric Effects of the Monetary Policy on Inflation and Output Gap in Iran: A Threshold Approach	61
Akbar Komijani, Naser Elahi, Masoud Salehi Rezveh	
Comparative Study of Trade Capacities Estimation between Iran and D-8 Countries Based on Common Patterns of Inter-National Trade	79
Rouhollah Bayat , Elham Sadeghian	
The Relationship between Institutional Variables and Economic Growth: Introducing a New Institutional Measure for Middle East and North Africa (MENA)	93
Mahboobeh Shakeri, Ahmad jafari samimi, Zahra karimi Moughari	
Forecasting Value Added Tax on Gasoline Consumption	107
Yeganeh Mousavi Jahromi	

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Erfani, A.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Faraj, A.
Abu Nuri, E.	Ezzati, M.	Khoda panah, M.	Pour Moghim, S.J.
Afshari, Z.	Fallahi, M. A.	Komijani, A.	Rahmani, T.
Agheli, L.	Farzin, M.R.	Lashkari, M.	Ranjpour, R.
Ahmadi Shadmehri, M.T.	Fotros, M.H.	Maddah, M.	Rasekhi, S.
Akbari, N.	Ghaffari, Gh.	Makkeyan, S. N.	Rezaei, E.
Akbadian, R.	Ghaffari, H.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Asadi, A.	Gholi Zadeh, A.	Mehregan, N.	Sadeghi, Z.
Asgharpur, H.	Ghorbani, M.	Mir Bagheri Hir, M.N.	Samadi, A.H.
Atrkare Roshan, S.	Gilak Hakim Abadi, M.T.	Mirzaei, H.	Seyyed Noorani, S.M.
Bafande Imandust, S.	Golestani, Sh.	Mohammad Zadeh, P.	Shahabadi, A.
Bakhshi, L.	Hazeri, Niri H.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Dadgar, Y.	Hekmati Farid, M.	Mohamadvand, M.R.	Shavval Pur, S.
Delangizan, S.	Heydari, H.	Mohseni Zenoozi, S.J.	Soheyli, S.
Dehghani, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Suri, A.
Dehmardeh, N.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Tavakolian, H.
Ebrahimi, M.	Hoseini Nasab, S.E.	Naderi, M.	Yavari, K.
Elmi, Z.M.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Zaraanezhad, M.
Emadzadeh, M.	Karbasi, A.R.	Nasrollahi, K.	Zaroki, Sh.
Emami Meybodi, A.	Karimzadeh, M.	Nasrollahi, Z.	Zobeiri, H.
	Khalili Eraghi, M.	Paseban, F.	

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	Associate 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. 6, No. 21, January 2016