بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی- پژوهشی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

ردیف	عضو هیئت تحریریه	مؤسسات آموزشی و پژوهشی	درجه علمی	رشته
۱	ابوالقاسم اثنی‌عشری	دانشگاه پیام نور استان مازندران	دانشیار	اقتصاد
۲	فرهاد خدادادکاشی	دانشگاه پیام نور سازمان مرکزی	استاد	اقتصاد
۳	سید محمدرضا سیدنورانی	دانشگاه علامه طباطبایی	استاد	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	محمدرضا فرزانگان	فیلیپس ماربورگ آلمان	استاد	اقتصاد
۸	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	استاد	اقتصاد
۹	محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد
۱۰	غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۱۱	اسفندیار معصومی	کالج اموری، آمریکا	استاد	اقتصاد
۱۲	یگانه موسوی جهرمی	دانشگاه پیام نور	استاد	اقتصاد
۱۳	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

ویراستار فارسی: مهدیه آقایی

ویراستار انگلیسی: هادی غفاری

کارشناس فصلنامه: مهدیه آقایی

ویرایش و صفحه‌آرایی: احمد آقایی

شمارگان چاپ: ۲۵ نسخه

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

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

تلفن: ۳۲۲۴۷۸۵۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

پست الکترونیکی: egdr@pnu.ac.ir **آدرس الکترونیکی:** egdr.journals.pnu.ac.ir

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی- پژوهشی است.

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

حمید آسایش	مسعود خداپناه	مهدی صادقی شاهدانی	پرویز محمدزاده
محسن ابراهیمی	اکبر خدابخشی یداله دادگر	علی‌حسین صمدی	محمدرضا محمدوند ناهیدی
اسماعیل ابونوری	علی دهقانی	امیر منصور طهرانچیان	محمود محمودزاده
حسین اصغرپور	نظر دهمرده	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	ابوالفضل محمودی
زهرا افشاری	تیمور رحمانی	قهرمان عبدلی	یوسف محنت فر
نعمت‌اله اکبری	منیر رفعت	مرتضی عزتی	مجید مداح
بیت الله اکبری مقدم	رضا رنج‌پور	مصطفی عمادزاده	سعید مشیری
علی امامی میبدی	هدی زبیری	غلامرضا غفاری	مانی موتمنی
حسین امیری	منصور زراءنژاد	هادی غفاری	میثم موسایی
فاطمه بزازان	شهریار زروکی	محمدحسن فطرس	محمد مولایی
فاطمه پاسبان	محمد رضا سلمانی بی شک	علی فلاحتی	محسن مهرآرا
علیرضا پورفرج	مصطفی سلیمی‌فر	محمدعلی فلاحی	نادر مهرگان
سید جواد پورمقیم	رحمان سعادت	نعمت فلیحی	یونس نادی
وحید تقی نژاد عمران	علی سوری	علیرضا کازرونی	میرناصر میرباقری‌هیر
احمد جعفری‌صمیمی	کیومرث سهیلی	غلامرضا کشاورز حداد	رضا نجارزاده
علی چشمی	سید محمدرضا سیدنورانی	مصطفی کریم‌زاده	زهرا نصراللهی
میرهادی حسینی کندلجی	ابوالفضل شاه‌آبادی	اکبر کمیجانی	خدیجه نصراللهی
هاتف حاضری نیری	هوشنگ شجری	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	امیر هرتمنی
جعفر حقیقت	سعید شوال‌پور	محمد لشکری	مسعود همایونی‌فر
محمد حکمتی فرید	محمدنبی شهیکی‌تاش	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی	کاظم یاوری

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.043) از پایگاه استنادی علوم جهان اسلام (ISC) می‌باشد.

بر اساس رتبه‌بندی نشریات علمی در سال ۱۳۹۶، فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی حائز رتبه اول ضریب تأثیر (IF =1.043) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی کشور گردید.

همچنین 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 و نیز در دومین، سومین و چهارمین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفت

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

یَرْفَعِ اللَّهُ الَّذِینَ آمَنُوا مِنکُمْ وَالَّذِینَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ «قرآن کریم»

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

تلاش متفکران، اندیشه ورزان و آحاد جامعه علمی کشور در راستای تحقق الگوی اسلامی ایرانی پیشرفت نشانگر عزم و همت والای فرهیختگان نظام مقدس جمهوری اسلامی ایران و شایسته تقدیر است.

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

رضا فرجی دانا

۲۵/۹/۹۴

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

۲- مباحث تحلیلی و کمّی 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 درحال‌توسعه

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

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)، طبقه‌بندی 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- صفحات به صورت Mirror و فاصله‌های متن مقالات از طرفین صفحه Bottom:2cm, Top:3.5cm, Outside:2.5cm, Inside:3cm بوده، مقاله دو ستونی با فاصله مساوی از لبه‌های راست و چپ کاغذ، عرض هر ستون ۸ سانتیمتر، فاصله دو ستون ۱ سانتیمتر، فاصله سطرها سینگل (تک فاصله) و با تورفتگی پاراگراف چهار حرف تایپ می‌شود.

۴- عنوان مقاله فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۲، نام نویسندگان با قلم B Zar ضخیم ۱۰، توضیحات نام نویسندگان فارسی با قلم B Zar نازک ۹ و عنوان مقاله لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۱۳، نام نویسندگان با قلم Times New Roman نازک ۱۱ و توضیحات نام نویسندگان لاتین Times New Roman نازک ۱۰ باشد.

۵- تعداد کلمات چکیده حداقل ۱۰۰ و حداکثر ۲۵۰ کلمه. عنوان چکیده فارسی با قلم B Zar ضخیم ۱۰ و متن چکیده فارسی با قلم B Mitra نازک ۱۰، عنوان چکیده لاتین با قلم Times New Roman ضخیم ۹ و متن چکیده لاتین با قلم Times New Roman نازک ۹ باشد.

۶- متن فارسی مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیترهای اصلی داخلی مقاله با قلم B Zar ضخیم ۱۲، تیترهای فرعی با قلم B Mitra ضخیم ۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Mitra 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- در بخش پایانی مقالات در همه نشریات، زیر عبارت "**بحث و نتیجه‌گیری**" می‌آید.

۹- واژه‌های "**جدول**"، در بالای هر مورد و "**نمودار**" و "**نقشه**" و "**شکل**" در پایین هر مورد با قلم B Mitra, 11, bold می‌آید. پس از واژه‌های یادشده شمارهٔ آنها به عدد و پس از عدد نقطه می‌آید. توضیح جداول، نمودارها، و نقشه‌ها به قلم B Mitra, 11، نازک باشد.

۱۰- در مواردی که مأخذ تصویر یا نقشه ذکر می‌شود، در پایین هر مورد سمت چپ، واژه "**مأخذ**": با قلم B Mitra, 10, bold و توضیح آن با قلمB Mitra, 10، نازک باشد.

۱۱- در صورت استفاده از **پانوشت**: پانوشت انگلیسی با قلم Times New Roman, 9، نازک و پانوشت فارسی با قلم B Mitra, 10، نازک باشد.

۱۲- 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.

مثال نحوه چیدمان و نگارش جهت منابع فارسی و منابع لاتین انتهای مقالات:

احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ قزلباش، اعظم و دانش‌نیا، محمد (۱۳۹۲). "بررسی رابطهٔ علّییت بین مصرف انـرژی و رشد اقتصادی: با استفاده از داده‌های پانل بر مبنای مدل تصحیح خطای برداری در کشـورهای عضـو آسـه آن". *دو فصلنامه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، سال بیستم، شماره ۶، ۱۸۰-۱۵۷.

Baek, J. & Kim, H. S. (2011). "Trade Liberalization, Economic Growth, Energy Consumption and the Environment: Time Series Evidence from G-20 Economies", *Journal of East Asian Economic Integration,* 15(1), 3-32.

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمّی 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.

منشور اخلاقی نشریات علمی ـ پژوهشی دانشگاه پیام‌نور

این منشور تعهدنامه‌ای است که برخی حدود اخلاقی و مسئولیت‌های مربوط به انجام فعالیت‌های علمی ـ پژوهشی و چاپ آنها در نشریات را ترسیم می‌کند تا از بروز تخلفات پژوهشی آگاهانه یا ناآگاهانه توسط نویسندگان مقالات پیشگیری نماید.

این منشور برگرفته از **"منشور و موازین اخلاق پژوهش"** مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری ایران، موازین انتشاراتی پذیرفته شده بین‌المللی، و تجربیات موجود در حوزه نشریات علمی ـ پژوهشی است.

۱. مقدمه

نویسندگان، داوران، اعضای هیئت‌تحریریه و سردبیران نشریات موظف هستند تمام اصول اخلاق پژوهشی و مسئولیت‌های مرتبط در زمینه چاپ را دانسته و به آن متعهد باشند. ارسال مقاله توسط نویسندگان، داوری مقالات و تصمیم‌گیری در مورد قبول یا رد مقاله توسط اعضای هیئت‌تحریریه و سردبیر به منزله دانستن و تبعیت از این حقوق می‌باشد و در صورت احراز عدم پایبندیِ هر یک از این افراد به این اصول و مسئولیت‌ها، نشریات هرگونه اقدام قانونی را حق خود می‌دانند.

۲. وظایف و تعهدات نویسندگان (Authors' Responsibilities)

- مقالات ارسالی باید در زمینه تخصصی مجله بوده و به صورت علمی و منسجم، مطابق استاندارد مجله آماده شده باشد.
- مقالات ارائه شده بایستی پژوهش اصیل (Original Research) نویسنده/نویسندگان مقاله باشد. دقت در پژوهش، گزارش صحیح داده‌ها و ذکر منابعِ در بردارندهٔ تحقیقات سایر افراد، در مقاله الزامی است.
- نویسنده/ نویسندگان مسئول صحت و دقت محتوای مقالات خود هستند.

نکته ۱. چاپ مقاله به معنی تأیید مطالب آن توسط مجله نیست.

- نویسندگان حق "ارسال مجدد (Duplicate Submission)" یک مقاله را ندارند. به عبارت دیگر، مقاله یا بخشی از آن نباید در هیچ مجله دیگری در داخل یا خارج از کشور چاپ شده یا در جریان داوری و چاپ باشد.
- نویسندگان مجاز به "انتشار همپوشان (Overlapping Publication)" نیستند. منظور از انتشار همپوشان، چاپ داده‌ها و یافته‌های مقالات پیشین خود با کمی تغییر در مقاله‌ای به عنوان جدید است.
- نویسنده/نویسندگان موظف‌اند در صورت نیاز به استفاده از مطالب دیگران، آنها را با ارجاع‌دهی (Citation) دقیق و در صورت نیاز پس از کسب اجازه کتبی و صریح، از منابع مورد نیاز استفاده نمایند. هنگامی که عین نوشته‌های پژوهشگر دیگری مورد استفاده قرار می‌گیرد، باید از روش‌ها و علائم نقل قول مستقیم، نظیر گذاشتن آن داخل گیومه (" ")، استفاده شود.
- نویسنده مسئول مقاله می‌بایست نسبت به وجود نام و اطلاعات تمام نویسندگان (پس از اخذ تأیید از نامبردگان) و نبودن نامی غیر از پژوهشگران درگیر در انجام پژوهش و تهیه مقاله اطمینان حاصل کند.

نکته ۲. از درج عبارت "مؤلف افتخاری (Gift Authorship)" و حذف "مؤلف واقعی (Ghost Authorship)" خودداری شود.

- نویسنده مسئول مقاله موظف است از اینکه همه نویسندگان مقاله، آن‌را مطالعه و نسبت به ارائه آن و جایگاه خود در مقاله به توافق رسیده‌اند، اطمینان حاصل کند.
- ارسال مقاله به منزله آن است که نویسندگان رضایت کلیه پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را جلب کرده و تمامی پشتیبان‌های مالی یا مکانی مقاله را معرفی نموده‌اند.

- نویسنده/نویسندگان موظف‌اند به هنگام وجود هر گونه خطا و بی‌دقتی در مقاله خود، متولیان نشریه را در جریان آن قرار داده، نسبت به اصلاح آن اقدام یا مقاله را بازپس گیرند.
- نویسنده/ نویسندگان ملزم به حفظ نمونه‌ها و اطلاعات خام مورد استفاده در تهیه مقاله، تا یک‌سال پس از چاپ آن در نشریه مربوط، جهت پاسخ گویی به انتقادات و سؤالات احتمالی خوانندگان نشریه هستند.

۳. رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی

نویسنده/ نویسندگان موظف به احتراز از **"رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی (Research and Publication Misconduct)"** هستند. اگر در هر یک از مراحل ارسال، داوری، ویرایش، یا چاپ مقاله در نشریات یا پس از آن، وقوع یکی از موارد زیر محرز گردد، رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی محسوب شده و نشریه حق برخورد قانونی با آن را دارد.

- **جعل داده‌ها (Fabrication):** عبارت است از گزارش مطالب غیرواقعی و ارائه داده‌ها یا نتیجه‌های ساختگی به عنوان نتایج آزمایشگاهی، مطالعات تجربی و یافته‌های شخصی. ثبت غیرواقعی آنچه روی نداده است یا جابه‌جایی نتایج مطالعات مختلف، نمونه‌هایی از این تخلف است.
- **تحریف داده‌ها (Falsification):** تحریف داده‌ها به‌معنای دستکاری مواد، ابزار و فرایند پژوهشی یا تغییر و حذف داده‌هاست به‌نحوی که سبب می‌گردد تا نتایج پژوهش با نتایج واقعی تفاوت داشته‌باشند.
- **سرقت علمی (Plagiarism):** سرقت علمی به استفاده غیرعمدی، دانسته یا بی‌ملاحظه از کلمات، ایده‌ها، عبارات، ادعا یا استنادات دیگران بدون قدردانی و توضیح و استناد مناسب به اثر، صاحب اثر یا سخنران ایده گفته می‌شود.
- **اجاره علمی:** منظور آن است که نویسنده/نویسندگان، فرد دیگری را برای انجام پژوهش به‌کار گیرد و پس از پایان پژوهش، با دخل و تصرف اندکی آن را به نام خود به چاپ رساند.
- **انتساب غیرواقعی:** منظور انتساب غیرواقعی نویسنده/نویسندگان به مؤسسه، مرکز یا گروه آموزشی یا پژوهشی است که نقشی در اصل پژوهش مربوطه نداشته‌اند.

۴. وظایف داوران (Reviewers' Responsibility)

داوران در بررسی مقالات، می‌بایست نکات زیر را در نظر داشته باشند:

- بررسی کیفی، محتوایی و علمی مقالات به‌منظور بهبود، ارتقاء کیفی و محتوایی مقالات.
- اطلاع‌رسانی به سردبیر نشریه مبنی بر پذیرفتن یا نپذیرفتن داوری (به لحاظ مرتبط نبودن حوزه موضوعی مقاله با تخصص داور) و معرفی داور جایگزین در صورت پذیرفتن داوری.
- ضرورت در نپذیرفتن مقالاتی که منافع اشخاص، مؤسسات و شرکت‌های خاص به‌وسیله آن حاصل یا روابط شخصی در آن مشاهده می‌شود و همچنین مقالاتی که در انجام، تجزیه و تحلیل یا نوشتن آن مشارکت داشته است.
- داوری مقالات بایستی بر اساس مستندات علمی و استدلال کافی انجام شده و از اعمال نظر سلیقه‌ای، شخصی، صنفی، نژادی، مذهبی و غیره در داوری مقالات خودداری گردد.
- ارزیابی دقیق مقاله و اعلام نقاط قوت و ضعف مقاله به صورتی سازنده، صریح و آموزشی.
- مسئولیت‌پذیری، پاسخگویی، وقت شناسی، علاقه‌مندی و پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران.
- عدم اصلاح و بازنویسی مقاله بر اساس سلیقه شخصی.

- حصول اطمینان از ارجاع‌دهی کامل مقاله به کلیه تحقیقات، موضوعات و نقل قول‌هایی که در مقاله استفاده شده است و همچنین یادآوری موارد ارجاع نشده در تحقیقات چاپ شده مرتبط.
- احتراز از بازگویی اطلاعات و جزئیات موجود در مقالات برای دیگران.
- داور حق ندارد قبل از انتشار مقاله، از داده‌ها یا مفاهیم جدید آن به نفع یا علیه پژوهش‌های خود یا دیگران یا برای انتقاد یا بی‌اعتبارسازی نویسندگان استفاده کند. همچنین پس از انتشار مقاله، داور حق انتشار جزئیات را فراتر از آنچه توسط مجله چاپ شده است، ندارد.
- داور حق ندارد به‌جز با مجوز سردبیر مجله، داوری یک مقاله را به فرد دیگری از جمله همکاران هیئت علمی یا دانشجویان تحصیلات تکمیلی خود بسپارد. نام هر کسی که در داوری مقاله کمک نموده باید در گزارش داوری به سردبیر ذکر و در مدارک مجله ثبت گردد.
- داور اجازه تماس مستقیم با نویسندگان در رابطه با مقالات در حال داوری را ندارد. هرگونه تماس با نویسندگان مقالات فقط از طریق دفتر مجله انجام خواهد گرفت.
- تلاش برای ارائه گزارش "رفتار غیراخلاقی انتشاراتی و پژوهشی" و ارسال مستندات مربوطه به سردبیر نشریه.

۵. وظایف سردبیر و اعضای هیئت تحریریه (Editorial Board Responsibilities)

- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید حفظ نشریه و ارتقاء کیفیت آن‌را هدف اصلی خود قرار دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه باید در جهت معرفی هرچه بیشتر نشریه در جوامع دانشگاهی و بین‌المللی بکوشند و چاپ مقالات از دانشگاه‌های دیگر و مجامع بین‌المللی را در اولویت کار خود قرار دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه نباید در چاپ مقالات خود دچار حس سهم‌خواهی و افراط شوند.
- اختیار و مسئولیت انتخاب داوران و قبول یا رد یک مقاله پس از کسب نظر داوران بر عهده سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله است.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله بایستی از نظر حرفه‌ای صاحب‌نظر، متخصص و دارای انتشارات متعدد، و همچنین دارای روحیه مسئولیت پذیری، پاسخگویی، حقیقت جویی، انصاف و بی‌طرفی، پایبندی به اخلاق حرفه‌ای و رعایت حقوق دیگران باشند و به صورت جدی و مسئولانه در راستای نیل به اهداف مجله و بهبود مداوم آن مشارکت نمایند.
- از سردبیر و اعضای هیئت تحریریه انتظار می‌رود که یک بانک اطلاعاتی از داوران مناسب برای مجله تهیه و به طور مرتب بر اساس عملکرد داوران آن‌را به‌روز نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه بایستی در انتخاب داوران شایسته با توجه به زمینه تخصصی، سرآمدی، تجربهٔ علمی و کاری، و التزام اخلاقی اهتمام ورزند.
- سردبیر مجله باید از داوری‌های عمیق و مستدل استقبال، از داوری‌های سطحی و ضعیف جلوگیری، و با داوری‌های مغرضانه، بی‌اساس یا تحقیرآمیز برخورد کند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید نسبت به ثبت و آرشیو اسناد داوری مقالات به عنوان اسناد علمی، و محرمانه نگاه داشتن اسامی داوران هر مقاله اقدام لازم را انجام دهند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف به اعلام سریع نتیجه تصمیم گیری نهایی در مورد پذیرش یا رد مقاله به نویسنده مسئول هستند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید کلیه اطلاعات موجود در مقالات را محرمانه تلقی نموده و از دراختیار دیگران قراردادن و بحث درباره جزئیات آن با دیگران احتراز نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند از بروز تضاد منافع (Conflict of interests) در روند داوری، با توجه به هرگونه ارتباط شخصی، تجاری، دانشگاهی و مالی که ممکن است به طور بالقوه بر پذیرش و نشر مقالات ارائه شده تأثیر بگذارد، جلوگیری کنند.

- سردبیر مجله موظف است آثار متهم به عدول از اخلاق انتشاراتی و پژوهشی که از سوی داوران یا به هر نحو دیگر گزارش می‌شود را با دقت و جدیت بررسی نموده و در صورت نیاز در این خصوص اقدام نماید.
- سردبیر مجله موظف است نسبت به حذف سریع مقالات چاپ شده‌ای که مشخص شود در آنها "رفتار غیر اخلاقی انتشاراتی و پژوهشی" رخ داده است و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان و مراجع نمایه نمایی مربوطه اقدام نماید.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند نسبت به بررسی و چاپ سریع اصلاحیه و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان، برای مقالات چاپ شده‌ای که در آنها خطاهایی یافت شده است، اقدام نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید به طور مستمر نظرات نویسندگان، خوانندگان، و داوران مجله در مورد بهبود سیاست‌های انتشاراتی و کیفیت شکلی و محتوایی مجله را جویا شوند.

منابع

۱. منشور و موازین اخلاق پژوهش مصوب معاونت پژوهش و فناوری وزارت علوم، تحقیقات و فناوری

.2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

فهرست مطالب

اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر)..... ۱۵
ابوالقاسم اثنی عشری امیری، اصغر ابوالحسنی هستیانی، محمدرضا رنجبر فلاح، بیتا شایگانی، سیدقربان علی‌زاده کلاگر

تحلیل آستانه‌ای و طیفی رابطهٔ میان بدهی دولت به نظام بانکی و رشد اقتصادی در ایران ۳۵
محمدعلی احسانی، حمید لعل خضری، صالح طاهری بازخانه

بررسی نقش نهادها و زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای عمده تجاری..... ۵۳
حنانه آقاصفری، میلاد امینی‌زاده، علیرضا کرباسی

تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (**SFAVAR**) ... ۷۹
رضا شاکری بستان‌آباد، زهرا جلیلی، محسن صالحی کمرودی

بررسی و مقایسه آستانه‌های رشد اقتصادی در قانون اوکان و وردورن؛ کاربردی از مدل **PSTR** برای استان‌های ایران..... ۱۰۳
آزاد خانزادی، مریم حیدریان

تغییرات درآمد–خنثی در ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران..... ۱۲۱
محبوبه فراهتی

بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران..... ۱۳۷
ابراهیم قائد، علی دهقانی، محمد فتاحی

سخن سردبیر

آغاز هر نشریه علمی- پژوهشی، به سان طلوعی نوین در عرصه آگـاهی و دانـش اسـت، بـه ویـژه در زمینـه اقتصـاد کـه جایگـاه چالش‌های بزرگ و تعیین کننده می‌باشد. به خصوص که سال ۱۳۹۸ سال رونق تولید است و همت برای کمک به بخـش خصوصـی و دولتی برای بهبود تولید از دغدغه‌های محققان، اساتید و دانشجویان گرایش‌های مختلف رشته اقتصاد است.

آنچه پیش روی خوانندگان و محققان ارجمند است سی و پنجمین شماره از فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی است کـه در تابستان ۱۳۹۸ منتشر شده است. این شماره بر اساس سیاست‌های دست اندرکاران فصلنامه برای انتشار بـه موقـع و حتـی پـیش از موعد در حالی تقدیم شما می‌شود که هنوز فصل تابستان فرا نرسیده است و این یک موفقیت برای عوامـل اجرایـی ایـن فصـلنامه بـه حساب می‌آید. البته دستیابی پیاپی به این هدف به طوری که به یک امر عادی برای فصلنامه تبدیل شده است، مرهون الطـاف الهـی و اعضاء محترم هیئت تحریریه، اعضاء هیئت علمی و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دانشگاه ها و دانشکده‌هـای اقتصـاد سراسـر کشـور است.

امید است جامعه علمی اقتصاد کشور بتوانند در ارائه طریق در سطح اقتصاد خرد و کلان در پیشبرد اهداف توسـعه‌ای کشـور موفـق باشند. فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی نیز به سهم خود در این مسیر در خدمت شماست و تلاش مـی‌کنـد بـا روش‌هـای ساده و سریع، شرایط را برای انتشار یافته‌های علمی شما عزیزان فراهم نماید.

محمدرضا لطفعلی‌پور
تابستان ۱۳۹۸

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی ۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۳۴-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (15-34)

اثر حجم نقدینگی بر رشد اقتصادی در ایران (با رویکرد مدل پارامتر زمان متغیر)

ابوالقاسم اثنی عشری امیری[۱]، اصغر ابوالحسنی هستیانی[۲]، محمدرضا رنجبر فلاح[۳]، بیتا شایگانی[۴]، *سیدقربان علی‌زاده کلاگر[۵]

۱. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۴. دانشیار اقتصاد دانشگاه پیام نور
۵. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۶ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۷)

The Effect of Liquidity Volume on Economic Growth in Iran (with Time Varying Parameter Model Approach)

Abolqasem Esnaashari Amiri[1], Asqar Abolhasani Histiani[2], Mohammad Reza Ranjbar Fallah[3], Bita Shaygani[4], *Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar[5]

1. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
2. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
3. Assistant Professor of Economics, Payam-e-Noor University
4. Associate Professor of Economics, Payam-e-Noor University
5. Ph.D Student in Economics, Payam-e- Noor University

(Received: 27/Nov/2018 Accepted: 27/Jan/2019)

چکیده:

با توجه به اهمیت رابطه بین حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در سیاست‌گذاری بخش تولید، تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش تولید ناخالص داخلی در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند سرمایه، نیروی کار و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ پرداخته است. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند. با مقایسه روند تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی می‌توان گفت که روند تغییرات این دو متغیر با هم متناسب نیست و این نشان می‌دهد که سیاست‌گذاری در بخش پولی کارا نبوده است. بنابراین پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی از استقلال عملیاتی مناسب برخوردار بوده و نرخ رشد نقدینگی، متناسب با نرخ رشد تولید ناخالص داخلی تغییر کند.

واژه‌های کلیدی: حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی، رگرسیون زمان متغیر.
طبقه‌بندی JEL: E51، E23، O47.

Abstract:

Regarding the importance of the relationship between volume of liquidity and GDP in manufacturing sector policy making, using a time-varying parameter (TVP) regression model and Kalman filter approach, the present research studies the GDP's response to effective variables such as capital, labor force, and in particular liquidity volume during the period of 1978-2015. The results of estimating the regression model with time varying parameter and the study of the trend of the coefficients of explanatory variables over time show that these coefficients have not been constant over the period under study and have changed due to exogenous shocks such as revolution, war, oil price shocks, applied economic policies, structural changes, international political stances, and economic sanctions. By comparing the trend of changes in the GDP growth rate with changes in the rate of growth of liquidity, it can be said that the trend of changes in these two variables are not proportionate, showing that policy making in the monetary sector has not been efficient. Therefore, it is suggested that the central bank should have an appropriate operational independence and that the rate of liquidity growth vary proportionately with the rate of GDP growth.

Keywords: Liquidity Volume, GDP, Economic Growth, Time Varying Regression.
JEL: E51, E23, O47.

* **نویسنده مسئول:** سیدقربان علی‌زاده کلاگر
E-mail: malizadehkolagar@yahoo.com

*Corresponding Author: Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar

۱- مقدمه

از جمله اهداف کلان در هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات است. با توجه به اهمیت رشد اقتصادی در پیشرفت جوامع، بررسی عواملی که بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارند از اهمیت خاصی برخوردار است. از طرف دیگر تورم که یکی از مشکلات اساسی به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، به طور عمده آثار نامطلوبی بر فرایند رشد اقتصادی دارد. بنابراین در مطالعه رشد اقتصادی، بررسی آثار تورم بر رشد اقتصادی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار بوده و عرضه پول به‌خصوص حجم نقدینگی از جمله متغیرهای مهم اثرگذار بر تولید می‌باشد (کیا حسینی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۱۳؛ احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵ و راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۹). مطالعات زیادی در زمینه اثرگذاری حجم پول بر تولید انجام شده است که در اغلب آنها شکست ساختاری به طور آشکار مورد بررسی قرار نگرفته است. اگر با توجه به شرایط حاکم بر متغیرهای اقتصادی، تغییر در روند متغیرها با تغییر در پارامترهای مدل همراه باشد، یا به عبارت دیگر اگر در پایداری پارامترهای مدل خللی ایجاد شود، این تغییرات حاکی از شکست ساختاری است. با توجه به وقوع تکانه‌ها و تغییرات سیاستی رخ داده در ایران در طول دوره مورد بررسی در این تحقیق، مانند جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی (از جایگزینی واردات در طول برنامه‌های اول و دوم توسعه به سیاست توسعه صادرات از آغاز برنامه سوم توسعه)، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل وارداتی، آزاد سازی تجاری و تحریم اقتصادی، امکان بروز شکست ساختاری در روند شکل‌گیری داده‌های سری زمانی مورد استفاده و تغییر در روابط بین متغیرها بسیار محتمل است. لوکاس[1] (۱۹۷۶: ۲۶) معتقد است که هر تغییر در رژیم سیاستی می‌تواند موجب شکست ساختاری در پویایی‌های تولید شود و هر تحلیل سیاستی که این شکست‌ها را لحاظ نکند، طبیعتاً اعتبار چندانی نخواهد داشت.

در روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت می‌باشد. از آنجایی که شرایط اقتصادی کشور متناسب با مقتضیات زمان، همواره در حال تغییر است و سیاست پولی در ایران از تناسب نسبی برخوردار نیست، لذا ممکن است پارامترهای یک مدل رگرسیونی در طول زمان ثابت نباشد. چون روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت، توانایی لازم برای اعمال چنین تغییراتی را ندارند، در نتیجه اگر پارامترهای مدل در اثر تغییر سیاستی یا تغییر ساختاری واقعاً در طول زمان تغییر کنند ولی پارامترهای مدل، به روش رگرسیونی با ضرایب ثابت برآورد شوند، منجر به نتایج و تفسیر نادرست و گمراه کننده شده و هر تحلیل سیاستی که بر پایه این نتایج ارائه شود، صحیح نخواهد بود. بنابراین بررسی اینکه حجم نقدینگی تأثیر متفاوتی در طول زمان برتولید دارد یا خیر، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، زیرا اگر تأثیر حجم نقدینگی بر متغیر فوق در طول زمان متفاوت باشد، آنگاه برآورد دقیق‌تر پارامترهای مدل رگرسیونی و کشش تولید نسبت به تغییرات نقدینگی با استفاده از روش‌های جدید مدل رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر، می‌تواند منجر به تحلیل‌های سیاستی دقیق‌تر و در نتیجه اتخاذ تصمیمات اقتصادی درست‌تر شود. این مقاله در پنج بخش تدوین شده است. بخش اول به بیان مقدمه، اهمیت و ضرورت تحقیق و بخش دوم به مبانی نظری، اثرات سیاست‌های پولی بر تولید و پیشینه تحقیق اختصاص یافته و در بخش سوم به معرفی مدل و روش تحقیق و در بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تحقیق پرداخته شده و بخش پایانی به بیان خلاصه و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

از جمله اهداف کلان هر نظام اقتصادی، دستیابی به نرخ رشد بالا و باثبات اقتصادی، ایجاد اشتغال و کاهش نرخ تورم است. با توجه به اهمیت رشد اقتصادی، بررسی دلایل و عوامل مؤثر بر آن از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. ادبیات رشد اقتصادی نشان می‌دهد که عوامل گوناگونی بر رشد اقتصادی مؤثر هستند که مهمترین آنها سرمایه، نیروی کار و پیشرفت تکنولوژی می‌باشد. از سوی دیگر تورم که یکی از مشکلات اساسی به ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد، به‌طور عمده آثار نامطلوبی بر فرایند رشد و توسعه اقتصادی دارد. بنابراین در مطالعه رشد اقتصادی، بررسی آثار تورم بر آن نیز از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در مبانی نظری مدل‌های رشد اقتصادی در خصوص تأثیر تورم بر رشد اقتصادی، دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد. بر اساس بعضی از نظریه‌های اقتصادی، بین نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی رابطه مثبت و بر اساس

1. Lucas (1976)

بعضی از نظریه‌های دیگر، رابطه منفی بین این دو متغیر وجود دارد. برخی از اقتصاددانان نیز معتقدند که یک سطح آستانه‌ای برای نرخ تورم وجود دارد، بدین معنی که در نرخ‌های پایین‌تر از سطح آستانه‌ای، رابطه بین نرخ تورم و نرخ رشد اقتصادی، مثبت و در نرخ‌های بالاتر از آن سطح، رابطه بین این دو متغیر منفی است.

۲-۱- عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی

رشد اقتصادی به معنی افزایش تولید و درآمد در یک اقتصاد می‌باشد که به عنوان معیاری برای مقایسه وضعیت اقتصادی مردم یک کشور نسبت به گذشته بکار می‌رود. نرخ رشد اقتصادی، معادل نرخ افزایش تولید سرانه حقیقی اقتصاد در نظر گرفته می‌شود که تولید سرانه حقیقی، از تقسیم تولید ناخالص ملی بر جمعیت به دست می‌آید. جونز[1] معتقد است که دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، به مفهوم افزایش درآمد ملی مبتنی بر اشتغال کامل یا افزایش ظرفیت بالقوه تولیدی است. آگاهی همگانی نسبت به مسئله رشد اقتصادی، عصر ما را تحت سیطره خویش قرار داده به طوری که اغلب بحث بر سر این است که تنها امید برای کاهش دادن فقر یا ریشه کن کردن آن، رشد اقتصادی است نه توزیع مجدد درآمد یا ثروت (جونز، ۱۹۷۵، ۱۳۷۰: ۵۷).

یکی از منابع رشد اقتصادی، رشد نهاده کار است، یعنی رشد در تولید، به خاطر افزایش تعداد کارگران است. در کوتاه‌مدت بنگاه‌های اقتصادی می‌توانند با استخدام کارگر بیشتر، تولید را افزایش دهند، اما در بلندمدت، رشد نهاده کار تنها ناشی از رشد جمعیت می‌باشد. افزایش نسبت مشارکت نیروی کار نیز می‌تواند باعث افزایش نیروی کار شود. افزایش حجم پول (نقدینگی) نیز از دیگر منابع رشد اقتصادی محسوب می‌شود. سایر منابع رشد اقتصادی، عواملی هستند که میزان تولید برای هر واحد کارگر را افزایش می‌دهند، یعنی باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار می‌شوند که عبارتند از: آموزش کارگران، افزایش موجودی سرمایه، تغییرات تکنولوژیک، صرفه‌جویی مقیاس و تخصیص مجدد منابع.

۲-۲- خنثایی پول

در ادبیات اقتصادی، تأثیرناپذیری تولید از سیاست‌های پولی را خنثایی پول می‌نامند. پول آن هنگام خنثی است که به دنبال برهم خوردن تعادل اولیه (به دلیل تغییر در عرضه اسمی پول)، تعادل جدید هنگامی به دست آید که کلیه متغیرهای واقعی، همان مقادیر قبل از تغییر در عرضه پول را دارا باشند. بدیهی است که اگر مدل این شرایط را برآورده نکند، پول غیرخنثی است. متداول‌ترین ملاک برای ارزیابی و قضاوت در مورد اینکه آیا در یک مدل خاص، پول خنثی است یا خیر، تعیین این امر است که آیا تغییر در عرضه پول اسمی، منجر به تغییر در قیمت‌های نسبی و نرخ‌های بهره تعادلی می‌شود یا فقط موجب تغییر متناسب در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. این ملاک، ناشی از تعریف خنثی بودن پول است، زیرا تغییر در قیمت‌های نسبی یا نرخ‌های بهره، مستلزم تغییر در الگوهای مصرف و سرمایه‌گذاری خواهد بود و از این رو پول خنثی نخواهد بود، در حالی که اگر تغییر در بالانس‌های پولی اسمی، صرفاً سبب تغییر متناسب در سطح مطلق قیمت‌ها شود، در آن صورت کلیه متغیرهای واقعی به انضمام مقدار بالانس پولی واقعی، بدون تغییر خواهد ماند که در آن صورت پول خنثی خواهد بود. بحث خنثایی پول بر این مبنا است که اثرگذاری سیاست‌های پولی بر اقتصاد، تنها به تغییرات متغیرهای پولی منجر می‌شود و این سیاست‌ها، متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید را تغییر نمی‌دهند. به طور تقریبی بین اقتصاددانان اتفاق نظر وجود دارد که سیاست‌های پولی در بلندمدت خنثی است، اما در کوتاه‌مدت و میان‌مدت بین اقتصاددانان مکاتب مختلف در زمینه خنثایی پول اختلاف نظر وجود دارد.

۲-۳- مکانیزم تأثیرگذاری سیاست پولی بر تولید

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، متغیر تولید از اهمیت خاصی برخوردار است. صاحب نظران اقتصادی در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید اختلاف نظر دارند. تعدادی از اقتصاددانان معتقدند که اعمال سیاست‌های پولی، تنها تولید اسمی را تغییر می‌دهد و تأثیری بر تولید حقیقی نخواهد داشت. عده‌ای دیگر معتقدند که سیاست‌های پولی در شرایط خاصی علاوه بر تولید اسمی، تولید حقیقی را نیز در کوتاه‌مدت و حتی در بلندمدت تغییر می‌دهد. اقتصاددانان مکتب کلاسیک و چرخه‌های تجاری حقیقی اعتقاد دارند که پول خنثی است و سیاست‌های پولی تأثیری در متغیرهای حقیقی مانند تولید ندارد و اعمال سیاست پولی انبساطی، تنها متغیرهای اسمی اقتصاد را افزایش می‌دهد. در سایر مکاتب اقتصادی اعمال سیاست‌های اقتصادی به نحوی

1. Jones (1975)

بـر متغیرهـای حقیقـی تـأثیر دارد (برانسـون[1]، ۲۰۰۷: ۱۷۴). اقتصاددانان مکتب کینزی مکانیزم اثرگذاری سیاست پولی را در راستای مدل‌های ساختاری مطرح نمودند. بر این اساس افزایش عرضه پول، نرخ بهره را کاهش داده و سرمایه‌گـذاری و درآمـد ملی را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر چون دستمزدهای اسمی انعطاف کمی دارند، افزایش حجم پول باعث افزایش قیمت‌هـا، کاهش دستمزدهای حقیقی و به تبع آن افزایش سطح اشتغال و تولید می‌شود. بنابراین سیاست پولی انبسـاطی، باعـث افـزایش قیمت‌ها و تولید مـی‌شـود (شـاکری، ۱۳۸۴: ۷۲). اقتصـاددانان مکتـب پـولی اعتقـاد دارنـد کـه سیاسـت پـولی انبسـاطی در کوتاه‌مـدت مـی‌توانـد سـطح تولیـد را افـزایش دهـد، ولـی در بلندمدت اقتصاد به حالت تعادل اولیه برمی‌گردد و آثار افـزایش عرضـه پـول فقـط در افـزایش قیمـت‌هـا مـنعکس مـی‌شـود. اقتصاددانان کلاسیک جدید اعتقاد دارند که سیاست‌های مـالی پـیش‌بینـی شـده، بـر متغیرهـای حقیقـی تـأثیری نـدارد، امـا سیاست‌های پولی پیش‌بینی نشده، در کوتاه‌مدت بـر متغیرهـای حقیقـی اثـر مـی‌گـذارد (مشـکین، ۱۹۸۲: ۲۷). از دیـدگاه کینزین‌هـای جدیـد، پـول خنثـی نیسـت ولـی سیاسـت پـولی انبساطی در بلندمدت اثری بـر تولیـد نـدارد و فقـط منجـر بـه افزایش قیمت‌ها می‌شود. همچنین تأثیر تکانـه‌هـای پـولی بـر تولید به دلایلی مانند انعطاف‌ناپـذیری قیمـت‌هـا و دسـتمزدها، نامتقارن است (منکیو و رومر[2]، ۱۹۹۱: ۴۹۲). مطالعـات تجربـی بسیاری نشـان دهنـده آن اسـت کـه اثـر سیاسـت‌هـای پـولی انقباضی بر تولید بیشتر از اثر سیاست‌های پولی انبساطی اسـت. اقتصاددانان مکتب پولی اعتقاد دارند که سیاست پولی انبساطی از طریق کانال جعبه سیاه، درآمد ملی را افزایش می‌دهد، یعنـی سیاست پولی علاوه بر کانال نرخ بهـره، از طریـق کانـال‌هـای دیگر مانند کانال‌های اعتباری، درآمـد ملـی را تغییـر مـی‌دهـد (کلباسی، ۱۳۸۵: ۱۲۷).

ماسکارو و ملتـزر[3] (۱۹۸۳: ۴۹۳) و ایـوانس[4] (۱۹۸۴: ۲۰۸) بیان می‌کنند که رشد بی‌ثبات عرضه پول از طریق اثر بر کانال نرخ بهره، فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. آنها استدلال می‌کنند که نوسانات رشد پولی، باعث افزایش نوسانات در نرخ بهره شده و از این طریق ریسک اوراق قرضـه افـزایش می‌یابد. افزایش ریسک نگه‌داری اوراق قرضه، باعـث افـزایش تقاضـا بـرای پـول و افـزایش نـرخ بهـره شـده و در نتیجـه سرمایه‌گذاری و تولید کـاهش مـی‌یابـد (سـرلتیس و رحمـان[5]، ۲۰۰۹: ۶۰۸). برخی از تئوری‌های اقتصادی دیگر بیان می‌کنند که افزایش در نوسانات عرضه پـول، منجـر بـه افـزایش عـدم اطمینان در مورد شـرایط آینـده اقتصـادی و افـزایش تقاضـای احتیاطی پول شـده و در نتیجـه تولیـد ملـی کـاهش مـی‌یابـد (بلانگیا[6]، ۱۹۸۴: ۲۴).

۲-۴- مروری کلی بر مدل‌های رشد اقتصادی

یک اقتصاد، زمانی دوره رشد پایدار را تجربه می‌کنـد کـه کلیـه متغیرهای موجود در آن با نرخ تناسبی ثابت، در حال رشد باشند یا این متغیرها در حالت توقـف قـرار گیرنـد (یعنـی نـرخ رشـد مساوی صفر باشد). بسیاری از الگوهای رشد اقتصـادی در پـی آن هستند تا مشخص کنند که آیا امکان دستیابی به رشد پایدار وجود دارد یا نه (بررسی مسئله وجود). مسئله دیگری که اغلـب در این زمینه مورد بررسی قـرار مـی‌گیـرد ایـن اسـت کـه آیـا نیروهایی در اقتصاد وجود دارند که گرایش به کشاندن نظام بـه سوی وضعیت پایدار داشته باشند یا نه (بررسـی مسـئله ثبـات) (جونز، ۱۹۷۵: ۶۴). در مدل‌های نئوکلاسـیکی، نـرخ پیشـرفت تکنولوژی به صورت بـرون‌زا در نظـر گرفتـه شـده اسـت کـه تکنولوژی به عنوان کالای عمومی خالص محسوب می‌شود. به تعبیر رومر (۱۹۹۴: ۸) و لوکاس (۱۹۸۸: ۱۲)، اعتقاد به بـرون‌زا بودن تغییرات تکنولوژیکی و دسترسی یکسان کشورهای جهان به فرصت‌های تکنولوژیک، موجب شده است تا حقـایقی ماننـد درون‌زا بودن نرخ جمعی اکتشاف و وجود سود انحصاری ناشـی از کنترل اطلاعات، مورد توجه قرار نگیرد. در مطالعـات جدیـد، عامل تکنولوژی به صورت جدی به عنوان عاملی درون‌زا مـورد توجه قرار گرفت. الگوهای رشد درون‌زا در قالب دو دسته کلـی با عنـاوین مـدل‌هـای AK و R&D طبقـه‌بنـدی مـی‌شـوند. مدل‌های AK، از نخستین مـدل‌هـای رشـد درون‌زا محسـوب می‌شوند که روی بازده ثابت نسبت به سرمایه با تعریفی کلی از سرمایه متمرکز شدند. یکی از بحث‌های مـؤثر نظریـه پـردازان اقتصادی، حصول پیشرفت فناوری ناشی از تلاش برای اختـراع و ابداع است که با حداکثرسازی سود فردی تأمین می‌شـود. بـه همین دلیل پیدایش هـر ابـداعی، بهـره‌وری را افـزایش داده و منبع رشد بلندمدت شده است.

آرو و همکاران[7] (۱۹۶۱: ۲۳۴) با طرح عمل کـن و بیـاموز،

1. Branson (2007)
2. Mankiw & Romer (1991)
3. Mascaro & Meltzer (1983)
4. Evans (1984)
5. Serletis & Rahman (2009)
6. Belongia (1984)
7. Arrow et al. (1961)

معتقد است کـه کسـب دانـش و آمـوختن بـر اسـاس تجربـه، می‌تواند بهره‌وری و در نهایت روند تولید را بهبود بخشـد. او بـا انتخاب سرمایه‌گذاری ناخالص تراکم یافته بـه عنـوان شـاخص تجربه، توانست الگوی رشد کاملی تـدوین کنـد. در ایـن الگـو تمامی سرمایه‌گذاری‌های قبلی اعـم از تمـام شـده یـا در حـال اتمام، به دلیل تجربه‌ای که برای ما باقی گذاشـته‌انـد، در رونـد تولید جاری سهم خواهند داشت. در این صورت وقتی که عمـل کن و بیاموز، یکی از منابع پیشرفت تکنولوژی باشد، نرخ ذخیره دانش فنی، نه فقط بـه نسـبت اسـتفاده از منـابع اقتصـادی در R&D وابسته است، بلکه به میزان تولیـد دانـش فنـی جدیـد ناشی از فعالیت انجام شده اقتصادی نیز بسـتگی دارد. افـزایش توانایی اجتماعی، باعث افـزایش قابلیـت‌هـا، صـرفه جـویی در استفاده از سرمایه فیزیکی، سهولت بهره‌برداری از منابع طبیعی، افزایش رشد اقتصـادی و کـاهش شـکاف فنـاوری نسـبت بـه وضعیت پایـدار مـی‌شـود. از عـواملی کـه در افـزایش توانـایی اجتمـاعی مؤثرنـد مـی‌تـوان سـاختارهای اجتمـاعی، نهادهـای دموکراتیـک، باورهـا و رفتارهـای فرهنگـی، سـطح آمـوزش، مراقبت‌های بهداشتی اولیه، تغذیه مناسب و درجه آزادی تجارت خارجی را نـام بـرد کـه بایـد بـه عنـوان متغیرهـای تولیـد، در چارچوب مدل‌های رشد اقتصـادی مـورد بررسـی قـرار گیرنـد. مشارکت بیشتر در بازرگـانی بـین‌المللـی، باعـث تقویـت رشـد اقتصادی خواهد شد زیرا عموماً باور بـر ایـن اسـت کـه انتقـال فناوری بین‌المللی با جریان بازرگانی ارتباط دارد. واردات کالاها و خدمات تولید شده توسط طرف‌های تجـاری، باعـث اسـتفاده مؤثرتر از منابع موجود در کشـور وارد کننـده شـده و در نتیجـه سطح بهره‌وری را بالا می‌برد. هرچـه بخـش‌هـای بیشـتری از اقتصاد در معرض رقابت بین‌المللی قرار گیرند، میزان برخورد بـا فناوری برتر و فشار برای اتخاذ و تطبیق فنـاوری جهـت حفـظ قدرت رقابتی، بیشتر خواهد شد.

ریـورا بـاتیز[1] و رومـر (۱۹۹۱: ۵۳۷) در یـک الگـوی رشـد درون‌زا مطرح کردند کشورهایی که ادغـام بیشـتری در اقتصـاد جهانی دارند، از احتمال دسترسی به دانش بیشتری برخوردارند. در الگوی آنها اندوخته‌های دانش، بر نرخ رشد دانش نوین تأثیر گذاشته و باعث افزایش نرخ رشد بلندمدت خواهد شد. همچنین گسترش فناوری در اثر مبادله کالا و دانـش، شـرکت‌هـا را بـه توسعه فناوری‌های نوآورانه، نه تنها در بازارهای داخلی، بلکه در پهنه جهانی وادار می‌کند و از دوباره‌کاری پژوهش‌های صـنعتی که نوآوری چندانی ندارند، خواهد کاست (دژپسند، ۱۳۸۴: ۲۰).

۲-۵- نااطمینانی تورم و رشد اقتصادی

فریدمن[2] (۱۹۷۷: ۴۵۶) با بررسی اثر نااطمینانی بر رشـد تولیـد، عنوان کرد که افزایش در نااطمینانی تورم، نرخ بیکاری را از دو طریق کاهش مـی‌دهـد: اول اینکـه نااطمینـانی تـورم، از دوره قراردادهایی که با توجه به نرخ تـورم شـاخص‌بنـدی نشـده‌انـد می‌کاهد و قراردادهای شـاخص‌بنـدی شـده را بـرای کـارگران باصرفه‌تر می‌کند. دوم اینکه نااطمینانی بـه مسـیر قیمـت‌هـای آتـی، از کارآمـدی مکـانیزم قیمـت‌هـا در هماهنـگ کـردن فعالیت‌های اقتصادی می‌کاهد. وی عنوان می‌کنـد کـه هرقـدر تغییرات تورم شدیدتر و دارای نوسانات بیشتری باشد، استخراج قیمت‌های نسبی از قیمت‌های مطلق دشوارتر می‌شود و این امر اثر منفی بر فعالیت‌های اقتصـادی و در نتیجـه رشـد اقتصـادی دارد.

چان[3] (۱۹۹۴: ۷۸) نیز عقیده دارد که نااطمینـانی تـورم بـا تأثیر بر نرخ‌های بهره، تصمیمات در مورد تخصیص منابع را در طی زمان تحت تأثیر قرار می‌دهد. طبق نظر او اگر رابطه مثبتی بین نااطمینانی تورم و نرخ تورم وجود داشته باشـد، نااطمینـانی تورم از طریق کاهش مصرف و سرمایه‌گـذاری، رشـد تولیـد را کاهش می‌دهد (فرنقی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵).

لاینتنر[4] (۱۹۷۵: ۲۶۷) معتقد است که تورم، ارزش حقیقـی وجوه داخلی را کاهش می‌دهد. بنابراین در شرایط تورمی بـرای هر مقیاس معین از پروژه سرمایه‌گذاری، بنگاه نیازمنـد مقـادیر بیشتری از اعتبارات جهت برطرف نمودن نیازهـای مـالی خـود است. همچنین بی‌ثباتی تورم، منجر بـه بـرهم زدن تصـمیمات مالی داخلـی بنگـاه مـی‌شـود. افـزایش اخـتلاف اطلاعـات در بازارهای مالی نیز منجر به کاهش سطح کارای سرمایه‌گـذاری می‌گردد و تولید ناخـالص داخلـی کشـور را کـاهش مـی‌دهـد. تصمیم‌گیری کارا در بازار اقتصادی، بسـتگی بـه سـیگنال‌هـای قیمتی واضح و آشکار دارد و همچنین بسیاری از تصمیم‌گیـری دربـاره مصـرف و سـرمایه‌گـذاری، ارتبـاط نزدیـک بـا سـاختار انتظـارات قیمتـی دارد. نااطمینـانی دربـاره قیمـت‌هـای آینـده، ارزش‌های حقیقی دریافت‌ها و پرداخت‌های آینـده را نـامطمئن می‌سازد، در نتیجه جهت مقابله با آثار منفـی نااطمینـانی تـورم، عاملان اقتصادی باید تصمیمات خود را تعدیل نمایند. در نتیجه

1. Rivera – Batiz & Romer (1991)

2. Friedman (1977)
3. Chan (1994)
4. Leintner (1975)

تورم بالا، نااطمینانی به وجود می‌آورد که باعث تغییر اساسی در سیاست‌های اقتصادی می‌شود، برای مثال بنگاه‌ها، افزایش سرمایه‌گذاری خود را به تعویق می‌اندازند. بنابراین نااطمینانی تورم که به واسطه نرخ تورم بالا ایجاد می‌شود، منجر به انحراف تصمیمات مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان در زمینه پس انداز، مصرف و سرمایه‌گذاری شده و باعث کاهش مخارج سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی می‌شود (صفدری و پورشهابی، ۱۳۸۸: ۶۷).

۲-۶- مروری بر مطالعات گذشته

تحقیقات متعددی در ارتباط با تأثیر نقدینگی بر تورم صورت گرفته است که هریک از آنها با در نظر گرفتن شرایط مختلف به نتایج متفاوتی دست یافته‌اند. اغلب این تحقیقات از روش‌های رگرسیونی با ضرایب ثابت استفاده کرده‌اند. لوکاس (۱۹۷۶: ۲۶) تأکید می‌کند که عوامل و شاخص‌هایی که در مدل‌های اقتصادسنجی با اتکا بر رفتار گذشته واحدهای اقتصادی برآورد شده است، ضرورتاً برای رفتار آتی این واحدها صادق نخواهد بود. تغییر سیاست‌ها و برنامه‌های اقتصادی این امکان را به وجود می‌آورد که واحدهای اقتصادی در شرایط گوناگون رفتاری متفاوت از خود بروز دهند. از این رو فرض ثبات شاخص‌ها در مدل‌های اقتصادسنجی فرض قابل قبولی نخواهد بود. برتری اصلی روش مدل رگرسیونی با پارامترهای زمان متغیر (که در این تحقیق از آن استفاده خواهد شد) نسبت به روش‌های قبلی، در تحلیل حساسیت تغییرات تولید و تورم است، به این مفهوم که در هر دوره زمانی، مشخص می‌کند که تغییرات در متغیرها (به‌خصوص حجم نقدینگی) چه تأثیری بر تولید و نرخ تورم دارد تا بر اساس آن در هر دوره زمانی معین تحلیل سیاستی صحیح انجام شده و منجر به اتخاذ تصمیم درست اقتصادی شود. پس از نقد لوکاس، متغیرهای جدیدی برای پیش‌بینی تورم مطرح شدند. نتایج ناشی از این مطالعات حاکی از آن بود که ارتباط تنگاتنگی بین حجم فعالیت‌های اخیر با نرخ تورم در آینده وجود دارد.

۲-۶-۱- مطالعات انجام شده داخلی

خضری و همکاران در مقاله‌ای با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری (VAR) ترکیبی با روش‌های رگرسیونی پارامتر زمان متغیر (TVP) اقدام به بررسی توابع واکنش آنی متغیر در طول زمان متغیرهای رشد تولید ناخالص داخلی، رشد نقدینگی، رشد مخارج دولت، نااطمینانی کوتاه‌مدت تورم، تغییرات نرخ ارز و سود بانکی بر روی تورم کردند که استفاده از چنین مدلی امکان بررسی اثرات متغیر زمانی متغیرهای مؤثر بر تورم را در اقتصاد ایران فراهم می‌کند و از این جنبه مدل جدیدی در مطالعات تجربی اقتصاد ایران به شمار می‌رود (خضری و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۵).

حقیقت و قلی‌پور تپه با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۸۹:۴ به بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. برای محاسبه نااطمینانی رشد پول از مدل (GARCH) و برای بررسی تأثیر آن بر روی رشد اقتصادی از مدل (ARDL) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی رشد پول، رشد اقتصادی کشور، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت کاهش می‌یابد. همچنین با مقایسه ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود که میزان تأثیرگذاری منفی نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است (حقیقت و قلی‌پور تپه، ۱۳۹۳: ۶۳).

فرزین‌وش و همکاران در مقاله‌ای به بررسی اثربخشی نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۳۸ پرداختند. برای این منظور، مدل غیرخطی اتورگرسیو انتقال ملایم و تابع لجستیک به کار گرفته شده است. برای تخمین این مدل از برآوردگر حداقل مربعات غیرخطی و از الگوریتم نیوتن-رافسون استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که مدل غیرخطی بر مدل خطی ارجحیت داشته و اثربخشی سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد حاصل از نفت متفاوت است (فرزین‌وش و همکاران، ۱۳۹۱: ۵).

معدلت با استفاده از مدل‌های رگرسیون با پارامتر زمان متغیر و مدل‌های فضا حالت با رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و تحلیل نوسانات در ارتباط میان تورم و تولید در طول زمان پرداخته تا منبع نوسانات در طول زمان در ارتباط میان تولید و تورم تعریف شود. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثرات یک حجم مشخص از افزایش نقدینگی، در طول زمان اثرات یکسان بر تورم برجای نگذاشته است (معدلت، ۱۳۹۱: ۱۲۷).

غلامی و کمیجانی در مقاله‌ای با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷:۱ تا ۱۳۸۷:۲ به بررسی رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی پرداخته‌اند. آنها برای به دست آوردن نااطمینانی تورمی، از یک مدل Trivariate-GARCH استفاده کرده‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که فرضیه فریدمن و بال مبنی بر اینکه

افزایش تورم، نااطمینانی تورمی را افزایش می‌دهد، برای اقتصاد ایران پذیرفته می‌شود. بدین ترتیب، هر متغیری که موجب افزایش نرخ تورم در ایران شود، موجب افزایش نااطمینانی تورمی و در نتیجه باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین سیاست‌های مبتنی بر هدف‌گذاری تورم، می‌تواند در افزایش رشد اقتصادی مفید واقع شود (غلامی و کمیجانی، ۱۳۹۰: ۱).

کمیجانی و توکلیان تابع عکس‌العمل غیرخطی برای سیاست‌گذاری پولی در ایران را معرفی می‌کنند که بر اساس آن نرخ رشد حجم پول بر اساس شکاف تولید و انحراف تورم از تورم هدف تعیین می‌شود و در این باره ضرایب اهمیت شکاف تولید و شکاف تورم در دوره رکود و رونق متفاوت‌اند. در نهایت به این نتیجه می‌رسد که در دوران رکود، حساسیت بانک مرکزی بیشتر متوجه شکاف تولید و در دوران رونق بیشتر متوجه تورم است (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۰: ۱۹).

درگاهی و شربت اوغلی با در نظرگرفتن نرخ رشد نقدینگی به عنوان ابزار سیاست‌گذاری بانک مرکزی و برآورد رابطه بین نرخ رشد نقدینگی و تورم و رشد اقتصادی، با استفاده از روش کنترل بهینه، به قاعده سیاست‌گذاری بهینه بانک مرکزی دست می‌یابند. ضرایب برآوردی برای تورم و رشد اقتصادی در این قاعده هر دو مثبت‌اند که با مفهوم ابزار بودن نرخ رشد نقدینگی تناقض دارد (درگاهی و شربت اوغلی، ۱۳۸۹: ۱).

کمیجانی و نقدی به بررسی ارتباط متقابل تورم و تولید با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برای ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تحقیق نشان می‌دهد که ریشه تورم در ایران فقط پولی نیست و مزمن بودن تورم در ایران به متغیرهای واقعی (یعنی تولید و در این مقاله به تولید بخشی) نیز ارتباط دارد. بر اساس نتایج این تحقیق، رابطه تولید و تورم یک رابطه بلندمدت است، یعنی افزایش تولید در بلندمدت موجب کاهش تورم می‌شود. در حالی که این رابطه، یعنی تولید بخشی و تورم در بخش خدمات نسبت به بخش‌های صنعت و کشاورزی، رابطه کوتاه‌مدت‌تری است (کمیجانی و نقدی، ۱۳۸۸: ۹۹).

کیانی و ابطحی با استفاده از داده‌های فصلی (۱۳۸۴–۱۳۶۷) به بررسی آثار نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که اثر تکانه‌های منفی بر رشد تولید همواره بیش از اثر تکانه‌های مثبت پولی است و تکانه‌های مثبت پولی در اقتصاد ایران، اثری بر رشد تولید ندارد و تکانه‌های کوچک پولی همواره بیش از تکانه‌های بزرگ پولی، تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد (کیانی و ابطحی، ۱۳۸۷: ۱۲۳).

منجذب به بررسی اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران با استفاده از آمار داده‌های فصلی (۱۳۷۴–۱۳۴۹) پرداخته است. نتیجه مطالعه حاضر نشان می‌دهد که پول و گسترش آن در کوتاه‌مدت بر تولید واقعی تأثیر دارد، اما این متغیر در میان‌مدت و بلندمدت تأثیر خود را از دست می‌دهد (منجذب، ۱۳۸۵: ۱).

اصغرپور در تحقیقی با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی (۱۳۸۳–۱۳۳۸) به بررسی تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید پرداخته است. در این پژوهش، تولید ناخالص داخلی بدون نفت به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری سطح فعالیت‌های حقیقی اقتصادی در نظر گرفته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی منفی بیش از تکانه‌های پولی مثبت بر تولید تأثیر دارند و همچنین تکانه‌های بزرگ پولی نسبت به تکانه‌های کوچک پولی اثر بیشتری بر تولید دارند (اصغرپور، ۱۳۸۴: ۵).

نوفرستی به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران طی سال‌های (۱۳۷۷–۱۳۳۸) پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که سیاست پولی انبساطی اجرا شده قادر است به نحو محسوسی بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر بگذارد و آثار مثبتی را از نظر بالا بردن سطح تولید و اشتغال و همچنین افزایش در اجزای تقاضای کل و در نتیجه ارتقاء رفاه عمومی داشته باشد (نوفرستی، ۱۳۸۴: ۱).

فاردار با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی OLS به بررسی اثرگذاری نامتقارن تکانه‌های پولی بر بخش حقیقی اقتصاد پرداخته است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که تکانه‌های پولی منفی در دوره‌های رونق و رکود اثر معناداری بر رشد اقتصادی داشته است، اما تکانه‌های پولی مثبت در دوره‌های رونق و رکود اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشته است (فاردار، ۱۳۸۲: ۶).

۲-۶-۲- مطالعات انجام شده خارجی

باتاچاریا[1] و همکاران در مقاله‌ای با استفاده از رویکرد رگرسیون پارامتر زمان متغیر (TVPR)[2]، نرخ‌های رشد بخشی و کل واقعی را برای کشور هند برآورد کردند. آنها برای ارزیابی اهمیت عوامل متفاوت مشوق رشد، از سه نوع الگو استفاده کردند. الگوی "جهت تقاضا"، مجموعه عوامل شاخص‌های تولید را در نظر نمی‌گیرد، در حالی که در الگوی "جهت

1. Bhattacharya et al. (2018)
2. Time Varing Parameter Regression

عرضه"، اطلاعات فقط از مجموعه شاخص‌های تولید به دست می‌آید. الگوی "مرکب"، شامل هر دو مجموعه متغیرهاست. آنها دریافتند که الگوی TVPR از لحاظ پیش‌بینی عملکرد، به طور سازگاری بهتر از الگوی رگرسیون پارامتر ثابت و الگوی عاملی پویا برای هر سه تصریح عمل می‌کند (باتاچاریا و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

کاسمانن و واتاجا[1] در مطالعه‌ای به بررسی مجدد برخی از واقعیات و شواهد تجربی مربوط به محتوی پیش‌بینی کننده متغیرهای مالی برای رشد تولید ناخالص داخلی در شرایط اقتصادی تغییریافته کشورهای گروه هفت پرداختند. آنها بر کمک‌های پیش‌بینی کننده نرخ بهره کوتاه‌مدت واقعی و بازده واقعی سهام متمرکز شدند. نتایج پیش‌بینی کننده نشان می‌دهند که متغیرهای مالی هنگام بحران مالی، قدرت پیش‌بینی خود را باز می‌یابند. نرخ بهره کوتاه‌مدت واقعی به عنوان تنها عامل کمک کننده مهم برای پیش‌بینی فعالیت واقعی به هنگام شرایط نامساعد اقتصادی پدیدار می‌شود، گرچه عموماً استفاده از چند پیش‌بینی کننده مالی ارجحیت دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهند که محتوی پیش‌بینی کننده شاخص‌های مالی ممکن است در شرایط اقتصادی مساعد، دوباره کاهش یابد (کاسمانن و واتاجا، ۲۰۱۸: ۱).

هانیش[2] با استفاده از یک الگوی عاملی پویای ساختاری و داده‌های سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۵ که دربرگیرنده ۱۳۵ متغیر است، اثربخشی سیاست پولی ژاپن را با هدف نرخ بهره کوتاه‌مدت یا پایه پولی مورد بررسی قرار داد. در این مقاله معلوم شد که یک تکانه سیاست پولی انبساطی، به‌طور قابل توجهی فعالیت‌های اقتصادی واقعی و اسمی را افزایش می‌دهد. تکانه‌ای که نرخ بهره کوتاه‌مدت را کاهش می‌دهد، اثر مثبت قوی بر تولید و اثر ملایم بر قیمت‌ها دارد، در صورتی که تکانه‌ای که پایه پولی را افزایش می‌دهد، اثر مثبت ضعیف و نسبتاً موقتی بر تولید و اثر قوی بر قیمت کالاها و سهام دارد (هانیش، ۲۰۱۷: ۱۱۰).

سیریکانچاناراک[3] و همکاران در مقاله‌ای از الگوی زمان متغیر آستانه‌ای با دو رژیم که دارای مزیت فیلتر کالمن بوده و امکان تغییر ضرایب را در طی زمان فراهم می‌سازد استفاده کردند. چون داده‌های سری زمانی مالی، علایم قوی غیرخطی بودن را آشکار و چارچوب اقتصاد جهانی به وضوح در ابعاد مختلف تغییر کرده است، آنها این الگو را برای تجزیه و تحلیل اثر اعتبارات بانکی بر رشد GDP و تورم به کار گرفتند. الگوی رگرسیون آستانه‌ای، وقتی متناسب است که رابطه بین متغیر وابسته و مستقل، حداقل هنگام دوره پیش‌بینی ثابت باشد، در غیر این صورت مخصوصاً در چارچوب تغییر ساختاری در داده‌های اقتصاد کلان، باید از یک الگوی غیرخطی پارامتر زمان متغیر استفاده شود. یافته اصلی این مطالعه نشان می‌دهد که اعتبارات بانکی، نقش مهم آشکاری در رشد اقتصادی و تورم ایفا می‌کند و در رفتار بین رژیم‌ها تفاوت وجود دارد (سیریکانچاناراک و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۳۳).

برگر و همکاران[4] با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۵۹ به بررسی مقدار زمان متغیر بودن پارامترهای یک مدل تجربی اقتصاد کلان تقلیل یافته برای اقتصاد آمریکا می‌پردازد. آنها از یک مدل اجزاء مشاهده نشده برای تجزیه تولید، تورم و بیکاری به اجزاء روند تصادفی و شکاف دور تجاری استفاده می‌کنند. در این مقاله از یک تصریح مدل تصادفی برای آزمون اینکه کدام پارامترها، زمان متغیرند و کدام یک از اجزاء مشاهده نشده تصادفی را نشان می‌دهند استفاده شده است. در این مقاله معلوم شد که رشد تولید بالقوه، ضریب قانون اوکان، واریانس نوآوری‌ها نسبت به شکاف تولید و شکاف تورم مستمر، همگی زمان متغیرند، در حالی که شیب منحنی فیلیپس و واریانس نوآوری‌ها نسبت به همه اجزا روند، زمان ثابت هستند. همچنین ضریب قانون اوکان در دوره‌های کسادی کمتر از دوره‌های انبساط است، یعنی در دوره کسادی، بیکاری به شکاف تولید حساس‌تر و در دوره رونق، حساسیت کمتری را نشان می‌دهد. با توجه به پویایی‌های تورم، معلوم شد که شکاف تورم و شوک‌های همزمان، از جمله عوامل تعیین کننده تغییرات تورم هستند ولی شکاف تورم به شکاف تولید، خیلی حساس نیست (برگر و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۷۹).

رکیک و رادجنوویک[5] اثربخشی سیاست پولی و مالی را در صربستان بررسی کردند. آنها از آزمون‌های ریشه واحد و همجمعی و تحلیل رگرسیون روی داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۳ به منظور تعیین اثر سیاست مالی بر فعالیت اقتصادی استفاده کردند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که سیاست پولی در مقایسه با سیاست مالی، در تحریک رشد اقتصادی مؤثرتر است. از این رو نتیجه کلی این است که دولت باید به سیاست مالی برای بهبود کارایی‌اش در آینده توجه بیشتری

1. Kuosmanen & Vataja (2018)
2. Hanisch (2017)
3. Sirikanchanarak et al. (2016)
4. Berger et al. (2016)
5. Rakic & Radjenovic (2013)

داشته باشد (رکیک و رادجنوویک، ۲۰۱۳: ۱۰۳).

ناکاجیما و همکاران[1] ارتباط بین تعدادی از متغیرهای اقتصادی و تورم را در کشور ژاپن بررسی کردند. این مطالعه ابتدا به معرفی کلی مدل‌های TVP می‌پردازد و در ادامه سه رهیافت از مدل‌های TVP یعنی TVP-AR، TVP-VAR و TVP-SVAR را مورد استفاده قرار داده و قدرت پیش‌بینی آنها را با هم مقایسه می‌کند. از دیگر نتایج این مطالعه می‌توان به بخش تحلیل حساسیت تورم نسبت به تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی اشاره کرد (ناکاجیما و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۲۵).

ممتاز[2] در مقاله‌ای این پرسش را مورد بررسی قرار می‌دهد که آیا ثبات و پایداری را می‌توان به طور کامل به سیاست هدف‌گذاری تورم در دو دهه اخیر انگلستان نسبت داد. او برای پاسخ به این سؤال از مدل TVP-FVAR استفاده کرد. نتایج به دست آمده از این تحقیق، نتایج مطالعات قبلی را در رابطه با کاهش در نوسان و پایداری تولید و تورم در انگلستان مورد تأیید قرار داد. او به این نتیجه رسید که وجود نداشتن شوک‌های غیرسیاستی مخالف، عامل مهم پایداری اقتصاد انگلستان است (ممتاز، ۲۰۱۰: ۱).

چولیاراکیس[3] با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۰۳-۱۹۶۰ و با بکارگیری روش اجزاء مشاهده نشده یک متغیره و چند متغیره، نرخ طبیعی بیکاری زمان متغیر را برای بریتانیا برآورد کرده و بررسی می‌کند که کدام یک از این دو روش، اطلاعات بیشتری را در مورد تورم آینده بدست می‌دهند. او نشان می‌دهد که روش اجزاء مشاهده نشده چند متغیره، برآوردهای بدون ابهام بهتری از نرخ طبیعی بیکاری بدست می‌دهد. او همچنین نشان می‌دهد که در زمان‌های تغییر ساختاری اقتصادی، برآوردهای یک طرفه نرخ طبیعی بیکاری، می‌تواند به‌طور بالقوه به کاهش وقفه‌های اجتناب ناپذیر سیاست پولی کمک کند (چولیاراکیس، ۲۰۰۸: ۱).

ال خوری[4] به بررسی تجربی قاعده سیاست پولی برای اقتصاد سوئیس می‌پردازد. نتیجه مطالعه این است که فرضیه‌های لوکاس و فریدمن در مورد اثر نااطمینانی بر تولید با استفاده از روش واریانس شرطی یک گام به جلو شوک پولی، تأیید می‌شود و همان‌طور که لوکاس پیش‌بینی کرده بود رابطه معکوسی بین اندازه واکنش تولید به شوک اسمی و واریانس این شوک بدست آمد، به‌علاوه اثر منفی مستقیم نااطمینانی وجود دارد که موجب کاهش تولید در بلندمدت می‌شود. این مقاله نشان می‌دهد که ضرایب متغیرهای مستقل، زمان متغیرند و بیشتر نااطمینانی، ناشی از ضرایب زمان متغیر است تا شوک پولی (ال خوری، ۲۰۰۶: ۱).

کوگلی و همکاران[5] به پیش‌بینی تورم برای انگلستان با استفاده از روش‌های بیزی پرداختند. مدل مورد استفاده آنها TVP-BMA بود و علاوه بر تورم، GDP را نیز پیش‌بینی کردند. نتایج حاکی از آن بود که عامل اصلی تعیین کننده و مؤثر بر تغییرات GDP، تولیدات صنعتی و سرمایه‌گذاری خصوصی بوده در حالی که هزینه‌های دولت به عنوان اصلی‌ترین عامل مشخص کننده تورم بوده است (کوگلی و همکاران، ۲۰۰۵: ۱۸۹۳).

کازین و توبر[6] درمی‌یابند که عدم تقارن در آثار سیاست‌های پولی در آلمان بستگی به این دارد که اقتصاد در وضعیت رکود یا رونق باشد. نویسندگان با استفاده از مدل چرخش رژیم مارکف[7] و فیلتر کالمن وجود دو وضعیت مختلف را تأیید کرده‌اند و نشان داده‌اند که آثار سیاست‌های پولی بر تولید در وضعیت رکود بیش از وضعیت رونق است (کازین و توبر، ۲۰۰۴: ۱).

سارل[8] به تحلیل و مطالعه اثر غیرخطی احتمالی تورم بر رشد اقتصادی پرداخت و در تابعی که نرخ تورم را به رشد مرتبط می‌کرد، شواهدی از شکست ساختاری یافت. داده‌های مورد استفاده شامل اطلاعات سری زمانی ۸۷ کشور در دوره ۱۹۹۰-۱۹۷۰ بود و تابع مورد نظر با استفاده از روش OLS برآورد گردید. نقطه شکست ساختاری در نرخ تورم ۸ درصد اتفاق افتاد. تورم پایین، اثر معناداری بر رشد اقتصادی نداشت، اما زمانی که تورم بالا بود، اثر منفی و معناداری بر رشد نشان داد. او همچنین در این مقاله ثابت کرد که در صورتی که شکست ساختاری وجود داشته باشد و نادیده گرفته شود، برآورد اثر تورم بر رشد، کمتر از مقدار واقعی خواهد بود (سارل، ۱۹۹۶: ۱۹۹).

۳- روش‌شناسی تحقیق

همان‌طور که لوکاس (۱۹۷۶: ۲۵) نشان داد، ممکن است پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت نباشد.

1. Nakajima et al. (2011)
2. Mumtaz (2010)
3. Chouliarakis (2008)
4. Elkhoury (2006)
5. Cogley et al. (2005)
6. Kuzin & Tober (2004)
7. Markov-Switching Model
8. Sarel (1996)

بی‌ثباتی پارامترهای مدل‌های اقتصادسنجی سری زمانی، پدیده‌ای قابل قبول و رایج است. عواملی مانند شرایط بازاری زمان متغیر، قواعد و مقررات سیاستی و نوآوری‌های فناوری، محیط اقتصادی را تغییر می‌دهند. این مسئله موجب تغییرات رفتاری کارگزاران منطقی اقتصاد شده و منجر به پارامترهای زمان متغیر در بسیاری از روابط اقتصادسنجی می‌گردد.

پرون[1] معتقد است که اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان دارای ریشه واحد نیستند. وی می‌گوید که وجود ریشه واحد که در اغلب متغیرهای سری زمانی اقتصاد کلان تأیید می‌شود، ممکن است به خاطر در نظر نگرفتن شکست‌های ساختاری در روند این متغیرها باشد. پرون به صورت تحلیلی و تجربی نشان داد که وجود شکست ساختاری در سری‌های زمانی مانا، می‌تواند باعث وجود ریشه‌های واحد صوری شود (پرون، ۱۹۸۹: ۱۳۶۷). نوسانات نرخ تورم و نرخ رشد تولید در دوره‌های زمانی مختلف می‌تواند حاکی از شکست ساختاری در آن دوره‌ها بوده و در نتیجه باعث تغییر در روابط بین متغیرها شود. وجود شکست ساختاری در متغیرهای سری زمانی در رابطه بین متغیرهای کلان و عدم توجه به آن در تخمین پارامترهای مدل رگرسیون، می‌تواند منجر به نتایج گمراه کننده شود. بنابراین در تحقیق حاضر برای به دست آوردن برآورد دقیق‌تر پارامترهای مدل و تجزیه و تحلیل درست‌تر، از مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر (TVP) استفاده می‌شود. قبل از بکارگیری فیلتر کالمن جهت برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده‌ها، رابطه بین متغیرها و همچنین احتمال عدم ثبات ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. در این تحقیق برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا، از مجموعه آزمون‌های بای[2] و پرون استفاده می‌شود.

۳-۱- مدل‌های فضا حالت و فیلتر کالمن

مدل‌های فضا–حالت (که نوعاً با مدل‌های سری زمانی پویایی سر و کار دارند که دربردارنده متغیرهای مشاهده نشده هستند) کاربردهای بالقوه زیادی در اقتصادسنجی دارند، زیرا اغلب نظریه‌های اقتصادی شامل متغیرهای غیر قابل مشاهده مانند درآمد دائمی، انتظارات، نرخ بهره واقعی قبل از وقوع و دستمزد ذخیره هستند. انگل و واتسون[3] (۱۹۸۵: ۲۵۶) از متغیرهای غیر قابل مشاهده برای مدل سازی رفتار نرخ‌های دستمزد، گاربید و واچتل[4] (۱۹۷۸: ۷۵۸) و آنتونسیک[5] (۱۹۸۶: ۲۲) از آنها برای مدل سازی رفتار نرخ‌های بهره واقعی قبل از وقوع، برمیستر و وال[6] (۱۹۸۲: ۲۶۴) و برمیستر، وال و هامیلتون[7] (۱۹۸۶: ۱۵۲) از آنها در برآورد تورم انتظاری و کیم و نلسون[8] از آنها برای مدل سازی تابع واکنش پولی زمان متغیر فدرال رزرو استفاده می‌کنند. ابزار اساسی مورد استفاده برای پرداختن به مدل استاندارد فضا حالت، فیلتر کالمن (روشی بازگشتی برای محاسبه برآوردگر جزء مشاهده نشده یا بردار حالت در زمان t) بر اساس اطلاعات موجود در زمان t است. وقتی شوک‌های وارده به مدل و متغیرهای مشاهده نشده اولیه، به‌طور نرمال توزیع شده باشند، فیلتر کالمن نیز امکان محاسبه تابع راستنمایی را از طریق تجزیه خطای پیش‌بینی فراهم می‌سازد (کیم و نلسون، ۱۹۹۹: ۱۹).

۳-۲- مدل‌های پارامتر زمان متغیر (TVP) و فیلتر کالمن

رویکرد TVP حالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی فضا حالت محسوب می‌شود که در آن پارامترها به عنوان متغیرهای حالت به‌طور پیوسته تغییر می‌کنند، به عبارت دیگر وزن‌هایی که به هر متغیر توضیحی داده می‌شود زمان متغیر هستند. در روش TVP برخلاف روش‌های دیگر، نیازی به بررسی شکست‌های ساختاری و وارد کردن متغیرهای موهومی نیست، زیرا این روش نه تنها شکست‌ها را در طول زمان مشخص می‌کند، بلکه با این روش می‌توان ضرایب را در طول زمان و در مواجهه با تغییرات ساختاری مشاهده کرد و تغییرات آنها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. علاوه بر این در برآورد مدل‌های با پارامترهای زمان متغیر، برخلاف معمول نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد به عنوان یک پیش آزمون برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها و تعیین درجه هم‌جمعی آنها نیست (مادالا، ۱۹۳۳: ۵۱۲).

مدل رگرسیون زیر را که در آن ضرایب رگرسیون همگی زمان متغیرند در نظر بگیرید:

(۱)

$$y_t = x_t\beta_t + e_t \quad , \ t = ۱,۲,۳,\ldots,T$$

1. Perron (1989)
2. Bai
3. Engle & Watson (1985)
4. Garbade & Wachtel (1978)
5. Antoncic (1986)
6. Burmeister & Wall (1982)
7. Hamilton (1986)
8. Kim & Nelson (1999)

(۲)

$$\beta_t = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1} + v_t$$

(۳)

$$e_t \sim i.i.d.N(0.R)$$

(۴)

$$v_t \sim i.i.d.N(0.Q)$$

که در آن y_t یک بردار ۱ × ۱ از متغیر وابسته، x_t یک بردار $k \times ۱$ از متغیرهای توضیحی یا از پیش تعیین شده می‌باشد و e_t و v_t نرمال با میانگین صفر و مستقل از هم هستند. به‌علاوه فرض می‌کنیم که β_t یک بردار ستونی $k \times ۱$ شامل k متغیر حالت، F ماتریس $k \times k$ از ضرایب رگرسیون، Q ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس کوواریانس جزء اختلال v_t و R ماتریس $k \times k$ مربوط به واریانس جزء اختلال e_t است. معادله (۱) معادله مشاهده یا سیگنال و معادله (۲) معادله حالت یا انتقال نامیده می‌شود. معادله مشاهده، بیان کننده ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و متغیر حالت (غیرقابل مشاهده) است طوری که متغیرهای x_t در این معادله قابل اندازه‌گیری بوده و مقادیر آنها از قبل مشخص است، اما متغیرهای β_t غیر قابل مشاهده بوده که به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی‌بردن به ماهیت این متغیر، از مقادیر مربوط به متغیرهای قابل مشاهده استفاده می‌شود. در سیستم معادلات مدل‌های فضا حالت، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راستنمایی تخمین زده می‌شود. معادله حالت، تغییرات بردار حالت (β_t) را که شامل ضرایب یا پارامترهای تخمینی است در طول زمان نشان می‌دهد و نحوه تصریح آن با استفاده از معیارهای خوبی برازش و قدرت پیش‌بینی مدل تعیین می‌شود. انواع تصریح‌های ممکن معادله حالت عبارتند از: گام تصادفی بدون رانش، گام تصادفی با رانش، خود توضیح مرتبه اول مانا بدون رانش و خودتوضیح مرتبه اول مانا با رانش.

۳-۳- فیلتر کالمن و برآورد β_t

فیلتر کالمن برای فرم فضا حالت و برای گرفتن نتایجی در مورد ضرایب مدل رگرسیون بکار می‌رود. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآوردگر بهینه بردار حالت با در نظر گرفتن همه اطلاعات موجود است. از طرف دیگر یکنواخت سازی یک بازگشت به عقب است که امکان محاسبه برآوردگرهای بهینه بردار حالت را در همه نقاط زمان با استفاده از نمونه کامل فراهم می‌سازد. به عبارت دیگر فیلتر کالمن یک روش بازگشتی برای محاسبه برآورد بهینه بردار مشاهده نشده حالت، β_t،t =۱,۲,۳,...,T بر اساس مجموعه اطلاعات موجود با فرض معلوم بودن $\tilde{\mu}$، F، R، Q می‌باشد. این فیلتر، برآورد حداقل میانگین مربعات خطای β_t را با داشتن مجموعه اطلاعات موجود ارائه می‌کند. بسته به مجموعه اطلاعات مورد استفاده، فیلتر پایه[1] و یکنواخت سازی را داریم. فیلتر پایه به برآورد β_t مبتنی بر اطلاعات موجود تا زمان t و یکنواخت سازی به برآورد β_t مبتنی بر همه اطلاعات موجود در نمونه تا زمان T اطلاق می‌شود. با فرض اینکه x_t در شروع زمان t و مشاهده جدید y_t در پایان t وجود دارد فیلتر کالمن (فیلتر پایه) شامل دو مرحله زیر است:

معادلات پیش‌بینی: در شروع زمان t، یک پیش‌بینی کننده بهینه y_t را بر اساس همه اطلاعات موجود تا زمان $t-۱$ یعنی $y_{t|t-1}$ را تشکیل می‌دهیم. برای انجام این کار به محاسبه رابطه زیر نیاز داریم:

(۵)

$$\beta_{t/t-1} = E(\beta_t/\psi_{t-1})$$

معادلات به روز رسانی: زمانی که y_t در پایان زمان t تحقق یابد، خطای پیش‌بینی $\eta_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1}$ قابل محاسبه است. این خطای پیش‌بینی حاوی اطلاعات جدیدی در مورد β_t فراتر از اطلاعات موجود در $\beta_{t|t-1}$ است. بنابراین بعد از مشاهده y_t، می‌توان نتیجه‌گیری در مورد β_t را با برآورد دقیق‌تری به روز کرد. $\beta_{t|t}$ که نتیجه‌گیری در مورد β_t بر اساس اطلاعات تا زمان t است می‌تواند به صورت زیر باشد.

(۶)

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t\eta_{t/t-1}$$

که در آن K_t وزن اختصاصی داده شده به اطلاعات جدید در مورد β_t است که در خطای پیش‌بینی وجود دارد. خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t|t-1}$ نقش کلیدی در به روز رسانی بردار حالت $\beta_{t|t}$ ایفا می‌کند. هر چه $\eta_{t|t-1}$ بزرگ‌تر باشد، "تصحیح" در بردار حالت به روز رسانی شده بزرگ‌تر خواهد بود. به علاوه هر چه نااطمینانی مرتبط با بردار پیش‌بینی شده $\beta_{t|t}$، بزرگ‌تر باشد وزن بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t|t-1}$ داده می‌شود. به عبارت مشخص‌تر،

1. Basic Filter

فیلتر پایه به وسیله شش معادله زیر تشریح می‌شود:

معادلات پیش‌بینی:

(۷)

$$\beta_{t/t-1} = \tilde{\mu} + F\beta_{t-1/t-1}$$

(۸)

$$P_{t/t-1} = FP_{t-1/t-1}F' + Q$$

(۹)

$$\eta_{t/t-1} = y_t - y_{t/t-1} = y_t - x_t\beta_{t/t-1}$$

(۱۰)

$$f_{t/t-1} = x_t P_{t/t-1}x_t' + R$$

معادلات به روز رسانی:

(۱۱)

$$\beta_{t/t} = \beta_{t/t-1} + K_t\eta_{t/t-1}$$

(۱۲)

$$P_{t/t} = P_{t/t-1} - K_t x_t P_{t/t-1}$$

که $K_t = P_{t/t-1}x_t' f_{t/t-1}^{-1}$ بُرد کالمن[1] است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید در مورد β_t را که در خطای پیش‌بینی موجود است تعیین می‌کند.

در فرمول‌های فوق، ψ، مجموعه اطلاعات و $\beta_{t/t-1}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $P_{t/t-1}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\beta_{t/t}$، برآورد β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $P_{t/t}$، ماتریس واریانس کوواریانس β_t مشروط به اطلاعات تا زمان t و $y_{t/t-1}$، پیش‌بینی y_t مشروط به اطلاعات تا زمان $t-1$ و $\eta_{t/t-1}$، خطای پیش‌بینی و $f_{t/t-1}$، واریانس خطای پیش‌بینی می‌باشد.

در معادله (۷) نتیجه‌گیری در مورد β_t با اطلاعات داده شده تا زمان t، تابعی از نتیجه‌گیری در مورد β_{t-1} با اطلاعات داده شده تا زمان $t-1$ با توجه به معادله (۲) است. بنابراین نااطمینانی در مورد $\beta_{t/t}$ تابعی از نااطمینانی در مورد $\beta_{t-1/t-1}$ و Q، یعنی کوواریانس شوک‌های وارد شده به β_t است. این مسئله در معادله (۸) نشان داده شده است. خطای پیش‌بینی در مدل پارامتر زمان متغیر شامل دو بخش است. یک بخش شامل خطای پیش‌بینی به دلیل خطا در نتیجه‌گیری در مورد β_t (یعنی $\beta_t - \beta_{t/t-1}$) و بخش دیگر شامل خطای پیش‌بینی به دلیل e_t یعنی شوک تصادفی به y_t با توجه به معادله (۱). بنابراین در معادله (۱۰)، واریانس شرطی خطای پیش‌بینی تابعی از نااطمینانی مربوط به $\beta_{t/t-1}$ و R یعنی واریانس e_t می‌باشد.

معادله به روز رسانی شده بردار حالت $\beta_{t/t}$ به عنوان میانگین وزنی $\beta_{t/t-1}$ و اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی $\eta_{t/t-1}$ است که وزن اختصاص یافته به اطلاعات جدید، همان بُرد کالمن یعنی K_t است. با بررسی دقیق‌تر بُرد کالمن، متوجه می‌شویم که تابعی معکوس از R یعنی واریانس e_t است و با x_t داده شده، تابعی مثبت از نااطمینانی در مورد $\beta_{t/t-1}$ می‌باشد. برای سادگی فرض کنید که β_t، x_t، 1×1 هستند. در این صورت بُرد کالمن را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$K_t = \frac{1}{x_t}\frac{P_{t/t-1}x_t^2}{P_{t/t-1}x_t^2 + R}$$

که در آن $p_{t/t-1}\cdot x_t^2$ قسمتی از واریانس خطای پیش‌بینی به دلیل نااطمینانی موجود در $\beta_{t/t-1}$ و R قسمتی از واریانس خطای پیش‌بینی به واسطه شوک تصادفی e_t است.

به آسانی می‌توان دید که $\left|\frac{\partial K_t}{\partial\left(p_{t/t-1}\cdot x_t^2\right)}\right| > 0$ و نشان می‌دهد که با افزایش نااطمینانی مربوط به $\beta_{t/t-1}$، وزن نسبتاً بیشتری به اطلاعات جدید موجود در خطای پیش‌بینی یعنی $\eta_{t/t-1}$ داده می‌شود. این کاملاً واضح است چون افزایش نااطمینانی موجود در $\beta_{t/t-1}$ را می‌توان به عنوان کاهش محتوی اطلاعاتی $\beta_{t/t-1}$ نسبت به محتوی اطلاعاتی $\eta_{t/t-1}$ تفسیر کرد.

۳-۴- مدل تحقیق و معرفی متغیرها

مدل به کارگرفته شده در این تحقیق به صورت زیر است:

(۱۳)

$$GDP_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}LNK_t + \beta_{2t}LNL_t + \beta_{3t}LNM2_t + \beta_{4t}INF_t + \beta_{5t}INF^e{}_t + u_t$$

که در آن GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت، LNK لگاریتم سرمایه، LNL: لگاریتم نیروی کار، $LNM2$ لگاریتم نقدینگی، INF نرخ تورم و INF^e نرخ تورم انتظاری می‌باشد.

1. Kalman Gain

در این تحقیق برای تخمین مدل فوق از داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۵۷ استفاده شده است. داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی، سرمایه، نیروی کار، نقدینگی و نرخ تورم از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران استخراج شده و داده نرخ تورم انتظاری با استفاده از روش انتظارات تطبیقی فریدمن محاسبه شده است.

٤- یافته‌های تحقیق

همان طور که قبلاً اشاره شد قبل از به کارگیری فیلتر کالمن در برآورد پارامترها، ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده متغیر وابسته اطمینان حاصل کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا در متغیر تولید ناخالص داخلی، از آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول ۱ آمده است. آماره‌های UDmax و WDmax نشان دهنده وجود ۵ شکست در میانگین داده تولید ناخالص داخلی می‌باشد که مربوط به سال‌های ۱۳۶۲، ۱۳۶۷، ۱۳۷۴، ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ بوده و در سطح خطای ۵ درصد کاملاً معنی‌دار است.

جدول ۱. تعیین وجود، تعداد و محل نقاط شکست ساختاری

سال‌های شکست		آماره F	آماره Scaled F	آماره Weighted F	مقدار بحرانی
۱۳۶۴		۶/۸۴	۳۴/۱۸	۳۴/۱۸	۱۸/۲۳
۱۳۸۰، ۱۳۶۴		۱۷/۹۹	۸۹/۹۷	۱۰۵	۱۵/۶۲
۱۳۸۷، ۱۳۷۴، ۱۳۶۴		۳۷/۳۶	۱۸۶/۸۱	۲۴۴/۴۸	۱۳/۹۳
۱۳۹۰، ۱۳۸۰، ۱۳۷، ۱۳۶۳		۵۱/۴۶	۲۵۷/۳	۳۷۸/۸۸	۱۲/۳۸
۱۳۸۵ ۱۳۹۰، ۱۳۷۴ ۱۳۶۷، ۱۳۶۲		۷۸/۰۴	۳۹۰/۲۱	۶۷۶/۱۸	۱۰/۵۲
UDmax	مقدار آماره	۳۹۰/۲۱	WDmax	مقدار آماره	۶۷۶/۱۸
	مقدار بحرانی	۱۸/۴۲		مقدار بحرانی	۱۹/۹۶

مأخذ: نتایج تحقیق

برای بررسی نرمال بودن متغیرها، از آماره جارگ-برا استفاده شده است. مقدار آماره جارک-برا[1] و p-value مربوط به متغیرها در جدول زیر ارائه شده است. چون p-value آماره جارک-برا مربوط به متغیرهای GDP، LNK، LNL و $LNM2$ بزرگ‌تر از ۰/۰۱ است لذا فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال، رد نمی‌شود، لذا این متغیرها دارای توزیع نرمال هستند، در صورتی که متغیرهای INF و INF^e توزیع نرمال ندارند.

جدول ۲. آماره جارک-برا و p-value مربوطه

متغیر	GDP	LNK	LNL	LNM2	INF	INF^e
آماره جارک-برا	۴/۰۴	۲/۲۹	۳/۱۳	۲/۶۸	۱۷/۲۸	۱۱/۶۹
p-value	۰/۱۳	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۲۶	۰/۰۰۰	۰/۰۰۲

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به اینکه ضریب همبستگی بین متغیرهای GDP و INF برابر ۰/۰۱۳- و بین متغیرهای GDP و INF^e برابر ۰/۰۷- می‌باشد که نشان دهنده عدم همبستگی بین متغیرهای فوق است و با توجه به اینکه در تخمین مدل در حالت‌های مختلف، ضریب متغیرهای INF و INF^e در هیچ حالت معنی‌دار نبود، لذا با حذف این دو متغیر، مدل تعدیل یافته به صورت زیر خواهد بود:

(۱۴)

$$GDP_t = \beta_{0t} + \beta_{1t}LNK_t + \beta_{2t}LNL_t + \beta_{3t}LNM2_t + e_t$$

معادله سیگنال (مشاهده) فوق به همراه انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت، تخمین زده شد و بر اساس نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک (AIC)[2]، شوارتز-بیزین (SBC)[3]، حنان-کوئین (HQC)[4] و معیار حداکثر راستنمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ با واریانس نامقید به عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت انتخاب شد.

معادله سیگنال و هر یک از معادلات حالت، به روش زمان متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی مورد مطالعه برآورد و مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی به صورت زمان متغیر در سال‌های مختلف در جدول زیر ارائه شده است:

1. Jarque - Bera

2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion
4. Hannan Quin Criterion

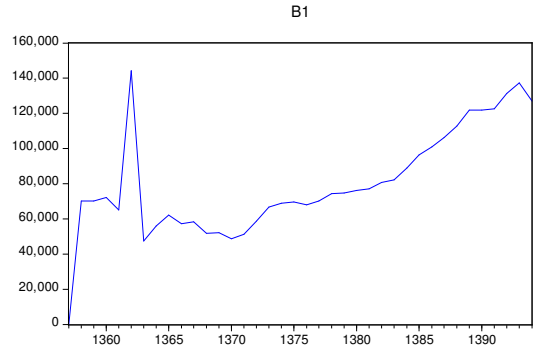
جدول ۳. مقادیر ضرایب مدل رگرسیون در طو زمان

سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان	سال	برآورد β_1 در طول زمان	برآورد β_2 در طول زمان	برآورد β_3 در طول زمان
۱۳۵۷	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۱۳۷۶	۶۸۰۰۱/۱۰	۱۰۸۴۹۹/۵	۹۴۹۴۲/۴۱
۱۳۵۸	۷۰۲۹۰/۸۲	۱۳۵۲۲۴/۳	۱۳۰۲۳۰/۷	۱۳۷۷	۷۰۲۸۰/۵۰	۱۱۱۰۴۸/۴	۹۴۶۱۸/۹۶
۱۳۵۹	۷۰۲۰۸/۸۱	۵۷۱۳۷/۴۷	۱۳۰۳۳۲/۰	۱۳۷۸	۷۴۲۶۷/۸۵	۱۱۶۰۷۰/۵	۹۷۰۳۰/۷۰
۱۳۶۰	۷۲۱۸۴/۲۹	۱۱۲۶۰۶/۷	۱۳۲۸۷۲/۰	۱۳۷۹	۷۴۶۹۶/۲۶	۱۱۶۷۶۹/۹	۹۶۷۰۱/۰۹
۱۳۶۱	۶۵۰۵۰/۰۳	۱۰۴۲۴۷/۱	۱۱۶۵۷۸/۴	۱۳۸۰	۷۶۲۰۱/۱۹	۱۱۹۵۳۵/۳	۹۷۳۴۸/۰۹
۱۳۶۲	۱۴۴۳۴۱/۶	۱۰۴۵۹۱/۱	۸۷۰۴۶/۷۴	۱۳۸۱	۷۷۰۹۸/۵۳	۱۴۰۰۷۲/۹	۹۷۴۴۲/۴۶
۱۳۶۳	۴۷۴۴۴/۱۷	۶۴۶۶۹/۱۶	۸۰۰۴۴/۱۱	۱۳۸۲	۸۰۶۹۷/۷۹	۱۲۷۳۴۵/۵	۱۰۰۸۴۵/۷
۱۳۶۴	۵۵۹۹۵/۸۵	۶۴۶۴۷/۹۵	۹۵۶۴۶/۰۲	۱۳۸۳	۸۲۲۷۹/۵۶	۱۲۹۲۰۲/۱	۱۰۰۷۹۶/۵
۱۳۶۵	۶۲۱۴۱/۹۰	۸۸۶۵۰/۲۷	۱۰۳۷۱۱/۶	۱۳۸۴	۸۸۹۰۷/۹۰	۱۳۴۱۹۰/۸	۱۰۶۶۰۸/۹
۱۳۶۶	۵۷۲۶۲/۴۷	۸۸۷۵۲/۹۱	۹۵۴۲۶/۸۵	۱۳۸۵	۹۶۳۴۷/۰۰	۱۴۸۵۸۲/۳	۱۱۳۶۳۰/۸
۱۳۶۷	۵۸۲۶۲/۳۱	۹۱۷۶۵/۱۶	۹۵۸۹۶/۸۲	۱۳۸۶	۱۰۰۹۰۷/۰	۱۵۵۷۲۹/۷	۱۱۶۶۲۲/۲
۱۳۶۸	۵۱۷۳۹/۸۶	۹۱۲۶۰/۱۵	۸۴۹۷۲/۴۶	۱۳۸۷	۱۰۶۱۹۳/۲	۱۶۴۰۹۶/۷	۱۲۱۳۰۰/۸
۱۳۶۹	۵۲۲۵۵/۳۳	۷۷۸۴۵/۹۲	۸۳۵۳۷/۷۷	۱۳۸۸	۱۱۲۷۶۹/۳	۱۷۸۹۷۱/۲	۱۲۵۵۶۳/۶
۱۳۷۰	۴۸۷۳۲/۲۶	۷۷۷۴۹/۴۷	۷۷۲۸۴/۳۲	۱۳۸۹	۱۲۱۹۰۵/۳	۱۸۷۸۱۱/۸	۱۳۳۱۰۲/۴
۱۳۷۱	۵۱۲۰۸/۱۸	۸۵۱۹۳/۴۱	۷۹۹۵۸/۵۷	۱۳۹۰	۱۲۱۸۳۹/۷	۱۹۰۴۴۷/۱	۱۳۲۷۷۳/۳
۱۳۷۲	۵۸۷۵۹/۰۵	۱۰۶۴۹۷/۵	۸۹۲۲۷/۱۳	۱۳۹۱	۱۲۲۵۶۸/۰	۱۹۳۰۱۳/۶	۱۳۲۳۲۹/۵
۱۳۷۳	۶۶۷۶۳/۵۶	۱۰۵۳۸۹/۲	۹۸۲۸۷/۱۱	۱۳۹۲	۱۳۱۳۵۳/۴	۲۰۷۷۹۹/۳	۱۳۸۶۷۶/۱
۱۳۷۴	۶۸۸۲۲/۶۱	۱۰۸۰۵۱/۵	۹۹۳۷۴/۴۴	۱۳۹۳	۱۳۷۴۵۱/۴	۲۱۲۰۶۸/۷	۱۴۳۳۲۶/۸
۱۳۷۵	۶۹۵۶۷/۷۱	۱۰۹۵۰۷/۱	۹۸۰۷۴/۴۲	۱۳۹۴	۱۲۷۰۲۳/۸	۱۹۷۰۵۷/۳	۱۳۱۵۷۳/۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

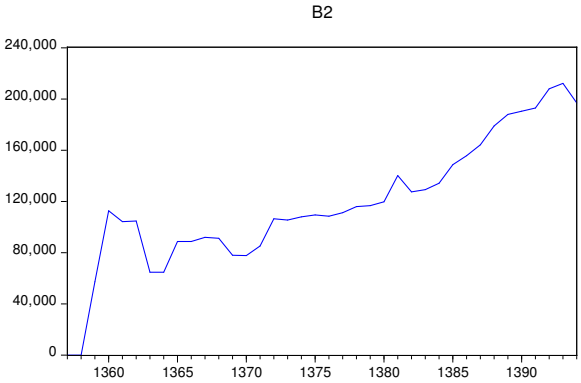
تفسیر ضرایب رگرسیون به شرح زیر است:

بعد از انقلاب، در سال‌های قبل از جنگ و اوایل بعد از جنگ (۶۱-۵۸)، نرخ رشد سرمایه کاهش و باعث شد تا β_1 در مدل GDP و در نتیجه تولید ناخالص داخلی کاهش یابد. در سال ۶۲ نرخ رشد سرمایه افزایش یافته و در نتیجه β_1 و تولید ناخالص داخلی افزایش یافت. در سال ۶۳، هم نرخ رشد سرمایه و هم β_1 کاهش یافته ولی علی‌رغم کاهش نرخ رشد سرمایه در سال‌های ۶۳ تا ۶۵، به دلیل عدم وابستگی بخش کشاورزی به تکنولوژی بالا، β_1 و تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. در سال‌های ۶۵ تا ۶۹ نرخ رشد سرمایه و همچنین β_1 نوسان زیادی نداشت. علی‌رغم کاهش نرخ رشد سرمایه در سال‌های ۷۰ تا ۷۴، به دلیل تعدیل اقتصادی به صورت آزادسازی اقتصادی و تشویق بخش خصوصی به سرمایه‌گذاری و استفاده از ظرفیت‌های خالی تولیدی، β_1 و در نتیجه تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. از سال ۷۵ تا ۹۰ نرخ رشد سرمایه تقریباً روندی صعودی داشته که باعث افزایش β_1 و تولید ناخالص داخلی شد. در سال ۹۱ و ۹۲ نرخ رشد سرمایه کاهش ولی β_1 افزایش یافت، که این امر می‌تواند ناشی از سیاست دولت مبنی بر توسعه کارآفرینی و توسعه مشاغل جدید باشد، با این حال به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی و کاهش نرخ سود بانکی بدون توجه به روند صعودی تورم و در نتیجه کاهش سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. بررسی نوسانات β_1 نشان می‌دهد که این نوسانات با آزمون شکست ساختاری بای و پرون سازگار است.



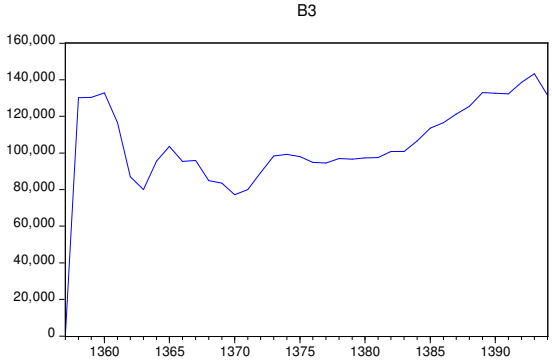
نمودار ۱. برآورد ضریب لگاریتم سرمایه در طول زمان (β_1)

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۲. برآورد ضریب لگاریتم نیروی کار در طول زمان (β_2)

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۳. برآورد ضریب لگاریتم نقدینگی در طول زمان (β_3)

مأخذ: نتایج تحقیق

نرخ رشد نیروی کار طی سال‌های ۵۷ تا ۷۵ نوسان زیادی نداشت، ولی β_2 در مدل GDP، در سال‌های ۵۸ تا ۶۰ افزایش یافت، با این حال با توجه به آثار منفی اقتصادی ناشی از انقلاب در سال‌های ۵۸ و ۵۹ و همچنین شروع جنگ تحمیلی، تولید ناخالص داخلی کاهش داشته است. علی‌رغم کاهش β_2 در سال‌های ۶۰ تا ۶۳، چون اقتصاد کشور، سنتی و بر اساس کشاورزی و درآمدهای نفتی استوار بود و بخش کشاورزی با تکنولوژی بالا نبود، لذا در سال‌های اولیه جنگ متحمل خسارات زیادی نشده و در نتیجه تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. از سال ۶۳ تا ۶۷ با اینکه β_2 افزایشی بوده، ولی به دلیل تخریب و ویرانی امکانات اقتصادی کشور ناشی از جنگ تحمیلی، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. در سال‌های ۶۸ تا ۷۰ با اینکه β_2 کاهشی بوده، ولی به دلیل تکمیل ظرفیت‌های تولیدی و افزایش نقدینگی، تولید ناخالص داخلی افزایش پیدا کرد. طی سال‌های ۷۶ تا ۹۴ نرخ رشد نیروی کار با نوساناتی همراه بود ولی β_2 و همچنین تولید ناخالص داخلی در طی این مدت روند افزایشی داشته که می‌تواند ناشی از آزادسازی اقتصادی به صورت خصوصی سازی، تنش‌زدایی در روابط بین‌الملل و اصلاحات ساختاری باشد.

در اولین سال بعد از انقلاب، نقدینگی رشد چشمگیری داشته و به تبع آن β_3 در مدل GDP، افزایش یافت. در سال‌های ۵۹ و ۶۰ نرخ رشد نقدینگی و در نتیجه تولید ناخالص داخلی کاهش داشته ولی β_3 تغییر چندانی نداشت. نرخ رشد نقدینگی و β_3 از سال ۶۱ به بعد تا سال ۶۳ کاهش ولی در سال‌های ۶۴ و ۶۵ افزایش داشته است. علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۶۲ تا ۶۷، β_3 دارای نوسان بوده ولی به دلیل شرایط جنگی، تولید ناخالص داخلی کاهش یافته است. از سال ۶۸ تا ۷۰ با اینکه نرخ رشد نقدینگی افزایشی بوده، ولی β_3 کاهش یافت، با این وجود به دلیل اتمام جنگ و سیاست تعدیل اقتصادی مبتنی بر آزادسازی و تشویق بخش خصوصی به مشارکت در فعالیت‌های اقتصادی، تولید ناخالص داخلی افزایش داشته است. نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۷۱ و ۷۲ افزایش و در سال ۷۳ کاهش و در سال ۷۴ افزایش یافت ولی طی این مدت، β_3 و همچنین تولید ناخالص داخلی افزایش یافته است. از سال ۷۵ تا ۸۱ نرخ رشد نقدینگی با نوسانات زیادی همراه بود، در صورتی که β_3 نوسان زیادی نداشته و تولید ناخالص داخلی طی این مدت روند صعودی ملایمی داشت. از سال ۸۲ تا ۹۰ نیز نرخ رشد نقدینگی نوسانات زیادی داشته ولی در طی این مدت، β_3 روند صعودی نسبتاً ملایم و تولید ناخالص داخلی روند صعودی شدیدی داشته است، که علت این امر می‌تواند مازاد قابل توجه ارزی، مدیریت کارآمد بر ذخایر ارزی، پایبندی دولت به اجرای سیاست‌های مالی غیرانبساطی، اعتماد عمومی به سیاست‌های اقتصادی و تعامل با اقتصاد جهانی باشد. در سال‌های ۹۱ و ۹۲، نرخ رشد نقدینگی و β_3 افزایش یافته، ولی به دلیل تشدید تحریم‌های اقتصادی و کاهش نرخ سود بانکی بدون توجه به روند صعودی تورم و در نتیجه کاهش سپرده‌گذاری مردم نزد بانک‌ها، تولید ناخالص داخلی کاهش پیدا کرد. نرخ رشد نقدینگی در سال ۹۳ کاهش و در سال ۹۴ افزایش یافته، در صورتی که β_3 در سال ۹۳ افزایش و در سال ۹۴ کاهش یافته است و این در حالی است که تولید ناخالص داخلی در این دو سال افزایش داشته است. بررسی نوسانات β_3 و تولید ناخالص داخلی، نشان می‌دهد که این نوسانات با آزمون شکست ساختاری بای و پرون سازگار است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت رابطه بین حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی در سیاست‌گذاری بخش تولید، تحقیق حاضر با استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن، به بررسی و واکنش تولید ناخالص داخلی در طول زمان نسبت به متغیرهای تأثیرگذار مانند سرمایه، نیروی کار و خصوصاً حجم نقدینگی در دوره زمانی مورد مطالعه پرداخته است. مزیت استفاده از مدل رگرسیونی با پارامتر زمان متغیر نسبت به مدل رگرسیونی با پارامتر ثابت، این است که در مدل پارامتر زمان متغیر، ضرایب متغیرهای توضیحی به عنوان متغیرهای حالت، غیرقابل مشاهده بوده و می‌توانند در طول زمان برحسب شرایط و مقتضیات زمانی تغییر کرده و مقادیر متفاوتی داشته باشد. نتایج حاصل از تخمین مدل رگرسیون به صورت پارامتر زمان متغیر و بررسی روند ضرایب متغیرهای توضیحی در طول زمان نشان می‌دهد که این ضرایب در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده و در اثر تکانه‌های برون‌زا مانند انقلاب، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده، تحولات ساختاری، موضع‌گیری‌های سیاسی بین‌المللی و تحریم‌های اقتصادی، در طول زمان تغییر کرده‌اند.

در سال ۱۳۵۹ و ۱۳۶۰ نرخ رشد نقدینگی کاهش و در نتیجه نرخ رشد تولید ناخالص داخلی کاهش یافت، که با توجه به شرایط جنگی می‌توان گفت که برای جلوگیری از کاهش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، نرخ رشد نقدینگی نباید کاهش پیدا می‌کرد. در سال‌های ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۳ با توجه به اینکه β_3 رو به کاهش است، لذا برای کاهش نیافتن نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، می‌بایست نرخ رشد نقدینگی افزایش می‌یافت، در صورتی که در این سال‌ها کاهش داشته است. علی‌رغم افزایش نرخ رشد نقدینگی در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۷، β_3 در سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۶۵ افزایش، ولی بعداً کاهش یافت، این در حالی است که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به دلیل شرایط جنگی، با نوسانات کمی همراه بوده، که نشان دهنده این است که نرخ رشد نقدینگی در این سال‌ها متناسب نبوده است. در سال ۱۳۷۰، مقدار β_3 به پایین‌ترین حد خود در دوره زمانی مورد مطالعه رسید در صورتی که نرخ رشد تولید ناخالص داخلی نسبتاً بالا بود. طی سال‌های ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۰ علی‌رغم اینکه نرخ رشد نقدینگی دارای نوسانات زیادی بود، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با نوسانات کمی همراه بود. در سال‌های برنامه پنجم توسعه، نرخ رشد نقدینگی افزایش یافته و در سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ به ترتیب به سطح ۳۰/۰۵ و ۳۸/۸۲ درصد رسید، در صورتی که نرخ رشد تولید در این سال‌ها منفی بوده و به ترتیب به سطح ۶/۸- و ۲- درصد رسید و این در حالی است که نرخ تورم در این سال‌ها به ترتیب ۳۰/۵ و ۳۴/۷ درصد بوده است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که افزایش نقدینگی در بخش‌های تولیدی هزینه نشده و به سمت بخش‌های غیرمولد رفته است، به عبارت دیگر نرخ رشد نقدینگی متناسب با نرخ رشد تولید نبوده است. همچنین با مقایسه روند تغییرات β_3 و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، می‌توان گفت که روند تغییرات آنها مشابه هم است. از آن جایی که تولید ناخالص داخلی دارای شکست ساختاری می‌باشد، β_3 نیز در طول زمان تغییر کرده و از ماهیت پویا برخوردار است.

در زمینه اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای واقعی اقتصاد مانند تولید، تحقیقات زیادی انجام شده که اغلب آنها از روش رگرسیونی با پارامتر ثابت استفاده کرده و به نتایج متفاوتی رسیدند. نتیجه بعضی از این تحقیقات حاکی از این است که در اقتصاد ایران پول خنثی بوده و اعمال سیاست‌های پولی قادر نیست تا متغیرهای حقیقی اقتصاد مانند تولید را متأثر سازد. نتیجه تحقیقات دیگر دلالت بر اثربخشی نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی در وضعیت‌های بالا و پایین رشد درآمد نفتی دارد طوری که در وضعیت پایین رشد درآمد نفتی، سیاست پولی انبساطی میزان تولید را بیش از وضعیت بالای رشد درآمد نفتی افزایش می‌دهد. نتیجه تحقیقات دیگر این است که رشد بی‌ثبات حجم پول، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود و اندازه کاهش رشد اقتصادی در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتیجه تحقیق حاضر نشان می‌دهد که در بعضی از سال‌ها حجم پول اثر مثبت بر تولید داشته و در بعضی از سال‌های دیگر اثری بر تولید نداشته است. با مقایسه نتایج تحقیقات گذشته و نتیجه این تحقیق، می‌توان گفت که پارامترهای مدل در طول زمان تغییر می‌کنند.

تا به حال اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نظیر تولید از طریق تخمین ضرایب مدل رگرسیون با فرض ثبات پارامترها به دست می‌آمد ولیکن وجود شکست ساختاری در داده‌ها، می‌تواند باعث عدم ثبات پارامترها در طول دوره زمانی مورد مطالعه شود. یعنی ممکن است که پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت نبوده و با تغییر ساختار و سیاست اقتصادی، پارامترهای مدل نیز تغییر کنند. بنابراین در این نوع تحقیقات، تخمین یک مدل رگرسیون با پارامتر ثابت و

صدور یک حکم کلی، نه تنها گمراه کننده است، بلکه استفاده از نتایج آن در سیاست‌گذاری، نادرست بوده و منجر به نتیجه‌گیری‌های اشتباه خواهد شد. پس برای تخمین ضرایب مدل، از مدل‌های فضا حالت و فیلتر کالمن استفاده می‌شود که استفاده از تکنیک پارامتری زمان متغیر از نوآوری این مقاله محسوب شده و نتایج دقیق‌تری به ما می‌دهد. بر اساس نتایج تخمین مدل و با مقایسه روند تغییرات نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ رشد نقدینگی می‌توان گفت که تغییرات سیاست پولی در ایران با توجه به رشد اقتصاد، از تناسب نسبی برخوردار نبوده و این نشان دهنده آن است که سیاست‌گذاری در بخش پولی نادرست بوده است. بنابراین به منظور طراحی و اجرای سیاست‌های پولی مناسب با هدف ایجاد تحرک در تولید و رشد اقتصادی، ضروری است که بانک مرکزی به عنوان متولی سیاست‌های پولی کشور، از استقلال عملیاتی کافی برخوردار بوده و توصیه سیاست‌گذاری این است که بانک مرکزی باید عرضه پول را متناسب با رشد اقتصادی تنظیم کند.

منابع

احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.

اصغرپور، حسین (۱۳۸۴). "آثار نامتقارن تکانه‌های پولی در اقتصاد ایران". پایان‌نامه دکتری اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس.

برانسون، ویلیام اچ (۲۰۰۷). "تئوری و سیاست های اقتصاد کلان". ترجمه عباس شاکری، تهران: نشر نی، ۱۳۷۶.

جونز، هایول (۱۹۷۵). "درآمدی به نظریه‌های جدید رشد اقتصادی". ترجمه صالح لطفی، تهران، مرکز نشر دانشگاهی، چاپ اول، ۱۳۷۰.

حقیقت، جعفر و قلی‌پورتپه، محمد (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر نااطمینانی رشد پول بر رشد اقتصادی ایران". *دو فصلنامه جستارهای اقتصادی ایران*، تهران، سال ۱۱، شماره ۲۱، ۷۴-۶۳.

خضری، محسن؛ سحابی، بهرام؛ یاوری، کاظم و حیدری، حسن (۱۳۹۴). "بررسی اثرات متغیر زمانی تعیین کننده‌های تورم: مدل‌های فضا-حالت". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، تهران، سال نهم، شماره ۲ (پیاپی۳۰)، ۴۶-۲۵.

درگاهی، حسن و شربت‌اوغلی، رویا (۱۳۸۹). "تعیین قاعده سیاست پولی در شرایط تورم پایدار اقتصاد ایران با استفاده از روش کنترل بهینه". *تحقیقات اقتصادی*، تهران، دوره ۴۵، شماره ۹۳، ۲۷-۱.

دژپسند، فرهاد (۱۳۸۴). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران". *پژوهش‌نامه اقتصادی*، تهران، دوره ۵، شماره ۳، پیاپی ۱۸، ۴۷-۱۳.

راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷). " شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۴۴-۲۹.

سهیلی، کیومرث؛ الماسی، مجتبی و سقایی، مریم (۱۳۹۱). "ارزیابی اثر تورم انتظاری، رشد نقدینگی، تورم وارداتی، شکاف تولید و نرخ ارز بر نرخ تورم در ایران". *پژوهش‌نامه اقتصاد کلان*، تهران، سال هفتم، شماره ۱۳، ۶۰-۳۹.

شاکری، عباس (۱۳۸۴). "مروری تاریخی بر روند شکل‌گیری نظریه‌های اقتصاد کلان". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، تهران، سال هفتم، شماره ۲۳، ۹۳-۶۹.

صفدری، مهدی و پورشهابی، فرشید (۱۳۸۸). "اثر نااطمینانی تورم بر رشد اقتصادی ایران". *مجله دانش و توسعه*، تهران، سال هفدهم، شماره ۲۹، ۸۸-۶۵.

غلامی، امیر و کمیجانی، اکبر (۱۳۹۰). "رابطه بین تورم، نااطمینانی تورمی، رشد سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، تهران، سال اول، شماره ۳، ۲۵-۱.

فاردار، احمد (۱۳۸۲). "بررسی اثر نامتقارن شوک‌های پولی بر بخش واقعی اقتصاد". پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

فرزین‌وش، اسدالله؛ احسانی، محمدعلی؛ جعفری صمیمی، احمد و غلامی، ذبیح‌الله (۱۳۹۱). "بررسی آثار نامتقارن سیاست‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، تهران، سال بیستم،

شماره ۶۱، ۲۸-۵.

فرنقی، الهام؛ پریور، اورانوس و توفیقی، حمید (۱۳۹۳). "تورم، نااطمینانی تورم و رشد تولید در ایران". *پژوهش‌نامه اقتصاد کسب و کار*، تهران، سال پنجم، شماره ۷، ۱۴-۱.

کلباسی، ناهید (۱۳۸۵). "موضوعاتی در پول و بانک". تهران، مؤسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۰). "بررسی عدم تقارن در رفتار سیاست‌گذاری پولی بانک مرکزی (مورد ایران)". *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، تهران، شماره ۶، ۴۲-۱۹.

کمیجانی، اکبر و نقدی، یزدان (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط متقابل بین تولید و تورم در اقتصاد ایران (با تأکید بر تولید بخشی)". *پژوهش‌نامه علوم اقتصادی*، تهران، سال نهم، شماره ۲۲، ۱۲۴-۹۹.

کیاحسینی، سید ضیاالدین؛ هاشمی، مونا؛ حاتمی، امین و نظریان، رافیک (۱۳۹۶). "نقش قاعده‌مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۲۴-۱۱۳.

مادالا، جی. اس و این. موکیم (۱۹۳۳). "ریشه‌های واحد همجمعی و تغییرساختاری". ترجمه: محمد قربانی، فاطمه حیات غیبی بلداجی، سمانه شاه حسین دستجردی، مشهد، انتشارات دانشگاه فردوسی، ۱۳۸۹.

معدلت، کورش (۱۳۹۱). "بررسی و تحلیل ارتباط غیرخطی تولید و تورم در ایران". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، تهران، سال اول، شماره ۲، ۱۵۷-۱۲۷.

منجذب، محمدرضا (۱۳۸۵). "تحلیلی بر اثربخشی گسترش حجم پول بر تولید و تورم در اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی*، تهران، دوره ۶، شماره ۳، ۱۶-۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا". *تحقیقات اقتصادی*، تهران، شماره ۷۰، ۲۹-۱.

هژبر کیانی، کامبیز و ابطحی، یحیی (۱۳۸۷). "آزمون دیدگاه‌های کینزی جدید پیرامون اثرات نامتقارن شوک‌های پولی بر تولید در اقتصاد ایران با استفاده از مدل‌های چرخش رژیم مارکوف". *مجله اقتصاد کلان*، تهران، شماره ۳۰، ۱۴۴-۱۲۳.

Antoncic, M. (1986). "High and Volatile Real Interest Rates: Where does the Fed Fit in?". *Journal of Money, Credit and Banking*, *18*(1), 18-27.

Arrow, K. J., Chenery, H. B., Minhas, B. S. & Solow, R. M. (1961). "Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency". *The Review of Economics and Statistics*, 43(3), 225-250.

Bai, J. & Perron, P. (2003a). "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models". *Journal of Applied Econometrics*, 18, 1-22.

Bai, J. & Perron, P. (2003b). "Critical Values for Multiple Structural Change Tests". *Econometrics Journal*, 6, 72-78.

Belongia, M. (1984). "Money Growth Variability and GNP". *Review, Federal Reserve Bank of St. Louis*, Issue Apr., 66, 23-31.

Berger, T., Everaert, G. & Vierke, H. (2016). "Testing for Time Variation in an Unobserved Components Model for the US Economy". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 69, 179-208.

Bhattacharya, R., Chakravarti, P. & Mundle, S. (2018). "Forecasting India's Economic Growth: A Time-Varying Parameter Regression Approach". 238, 1-34.

Branson, W. H. (2007). "Macroeconomic Theory and Policy". Translated by Shakeri. A., 10th edition, Ney Publisher.

Burmeister, E. & Wall, K. D. (1982). "Kalman Filtering Estimation of Unobserved Rational Expectations with an Application to the German Hyperinflation". *Journal of Econometrics*, *20*(2), 255-284.

Burmeister, E., Wall, K. D. & Hamilton, J. D. (1986). "Estimation of Unobserved Expected Monthly Inflation Using Kalman Filtering". *Journal of Business & Economic Statistics*, *4*(2), 147-160.

Chan, L. K. C. (1994). "Consumption, Inflation Risk, and Real Interest Rate: an Empirical Analysis". *Journal of Business*, 67, 69–96.

Chouliarakis, G. (2008). "The Time-Varying

Natural Rate of Unemployment and Monetary Policy in the UK". In *International Conference on Applied Economics*–ICOAE, 1-44.

Cogley, T., Morozov, S., & Sargent, T. J. (2005). Bayesian Fan Charts for UK Inflation: Forecasting and Sources of Uncertainty in an Evolving Monetary System. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *29*(11), 1893-1925

Elkhoury, M. (2006). "Time-Varying Parameter Model of a Monetary Policy Rule in the Switzerland: The Case of the Lucas and Friedman Hypothesis". *HEI Working Paper*, 1, 1-45.

Engle, R. F. & Watson, M. W. (1985). "The Kalman Filter: Applications to Forecasting and Rational-Expectations Models". *In Advances in Econometrics, Fifth World Congress*, 1, 245-283.

Evans, P. (1984). "The Effects on Output of Money Growth and Interest Rate Volatility in the United States". *Journal of Political Economy*, 92(2), 204-222.

Friedman, M. (1977). "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment". *Journal of Political Economy,* 85(3), 451-472.

Garbade, K. & Wachtel, P. (1978). "Time Variation in the Relationship between Inflation and Interest Rates". *Journal of Monetary Economics*, *4*(4), 755-765.

Hanisch, M. (2017). "The Effectiveness of Conventional and Unconventional Monetary Policy: Evidence from a Structural Dynamic Factor Model for Japan". *Journal of International Money and Finance*, 70, 110-134.

Kim, C. J. & Nelson, C. R. (1999). "State-Space Models with Regime Switching: Classical Gibbs-Samplihg Approaches with Applications". *MIT Press Books, 1, Cambridge/London* .

Kuosmanen, P. & Vataja, J. (2018). "Time-Varying Predictive Content of Financial Variables in Forecasting GDP Growth in the G-7 Countries". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 234, 1-12.

Kuzin, V. & Tober, S. (2004). "Asymmetric Monetary Policy Effects in Germany". DIW Berlin, *German Institute for Economic Research*, 397, 1-15.

Lintner, J. (1975). "Inflation and Security Returns". *Journal of Finance*, 30, 259–280.

Lucas, R. E. Jr. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.

Lucas, R. E. Jr. (1988). "On the Mechanism of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Mankiw, N. G. & Romer, D. (1991). "New Keynesian Economics, Volume 1: Imperfect Competition and Sticky Prices". *MIT Press Books, 1, Cambridge /London*.

Mascaro, A. & Meltzer, A. H. (1983). "Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World". *Journal of Monetary Economics*, 12(4), 485-518.

Mishkin, F. S. (1982). "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation". *Journal of Political Economy*, 90, 22-51.

Mumtaz, H. (2010). "Evolving UK Macroeconomic Dynamics: A Time-Varying Factor Augmented VAR". *Bank of England Working Paper,* No. 386, 1-33.

Nakajima, J., Kasuya, M. & Watanabe, T. (2011). "Bayesian Analysis of Time-Varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy". *Journal of the Japanese and International Economies*, 25(3), 225-245.

Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica,* 57, 1361-1401.

Rakic, B. & Rađenovic, T. (2013). "The Effectiveness of Monetary and Fiscal Policy in Serbia". *Industrija,* 41(2), 103-122.

Rivera-Batiz, L. A. & Romer, P. M. (1991).

"Economic Integration and Endogenous Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 531-555.

Romer, P. (1994). "The Origins of Endogenous Growth". *The Journal of Economic Perspectives*, 8(1), 3-22. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2138148

Sarel, M. (1996). "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth. Staff Papers". *International Monetary Fund*, 43(1), 199-215.

Serletis, A. & Rahman, S. (2009). "The Output Effects of Money Growth Uncertainty: Evidence from a Multivariate GARCH-in-Mean VAR". *Open Economies Review*, 20(5), 607-630

Sirikanchanarak, D., Yamaka, W., Khiewgamdee, C. & Sriboonchitta, S. (2016). "Time-Varying Threshold Regression Model Using the Kalman Filter Method". *Thai Journal of Mathematics*, 74, 133-148.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۵۲-۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (35-52)

تحلیل آستانه‌ای و طیفی رابطهٔ میان بدهی دولت به نظام بانکی و رشد اقتصادی در ایران

محمد علی احسانی[۱]، *حمید لعل خضری[۲]، صالح طاهری بازخانه[۳]

۱. دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران، بابلسر، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/٤/۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۵/۹)

Threshold and Spectral Analysis of the Relationship between Government Debt to Banking System and Economic Growth in Iran

Mohammad Ali Ehsani[1], *Hamid La'l-e-Khezri[2], Saleh Taheri Bazkhaneh[3]

1. Associate Professor of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran
2. Ph. D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran
3. Ph. D. Student of Economics, Faculty of Economics, Mazandaran University, Babolsar, Iran

(**Received:** 28/June/2018 **Accepted:** 31/July/2018)

چکیده:

وضعیت نامطلوب رشد اقتصادی و بدهی دولت به نظام بانکی دو چالش مهم برای اقتصاد ایران به شمار می‌روند. با توجه به اهمیت این متغیرها در اقتصاد کلان، بررسی نحوه ارتباط بین آنها با استفاده از روش‌های نوین اقتصادسنجی می‌تواند دلالت‌های مفیدی را برای سیاست‌گذاران فراهم کند. از این‌رو، پژوهش حاضر با به کارگیری رهیافت‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و علّیت طیفی طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۳ شواهد جدیدی از ارتباط این دو متغیر را آشکار می‌کند. نتایج نشان می‌دهند که بدهی دولت به نظام بانکی اثر دوگانه و غیرخطی بر رشد اقتصادی دارد. به گونه‌ای که اگر نسبت بدهی به تولید کم‌تر از ۱۸/۲٪ باشد، اثرگذاری مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. اما با عبور از مقدار آستانه برآوردی، اثر مخرب آن بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند. تأثیرپذیری بدهی بانکی از رشد اقتصادی نیز غیرخطی و معکوس است. افزون بر این، در کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه علّی دو سویه بین این دو متغیر برقرار است. اما، در بلندمدت جریان علّیت از رشد اقتصادی به بدهی بانکی دولت است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، بدهی دولت به نظام بانکی، خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، تحلیل طیفی.

طبقه‌بندی JEL: C32، H63، O47.

Abstract:

The unfavorable state of economic growth and government debt to the banking system are two major challenges for the Iran's economy. Given the importance of these variables in the macroeconomics, the study of the relationship between them using modern econometric methods can provide useful implications for policymakers. Therefore, the present study, with the application of the threshold vector autoregressive and spectral analysis approaches during the period 1974-2016 a reveals new evidence of the relationship between these two variables. The results show that government debt to the banking system has a dual and nonlinear effect on the economic growth. On the other words, if the ratio of debt to production is less than 18.2%, it has a positive effect on economic growth. Through crossing the estimated threshold, its destructive effect appears on economic growth. The impact of bank debt on economic growth is also non-linear and inverse. In addition, in the short and medium run, there is a causal relationship between these two variables. But, in the long run, the causality relationship is from economic growth to government debt.

Keywords: Economic Growth, Government Debt to the Banking System, Threshold Vector Auto Regression, Spectral Analysis.
JEL: C32, H63, O47.

* **نویسنده مسئول:** حمید لعل خضری
E-mail: h.lalkhezri@stu.umz.ac.ir

*Corresponding Author: Hamid La'l-e-Khezri

۱- مقدمه

نحوه ارتباط میان بدهی‌های دولت و رشد اقتصادی یکی از مباحث قدیمی و در عین حال مناقشه‌آمیز در اقتصاد کلان است. اهمیت موضوع مذکور به دلالت‌های سیاستی منتج از این رابطه باز می‌گردد. استقراض فزاینده دولت از بانک مرکزی با پولی کردن کسری بودجه همراه است. در این شرایط، سیاست پولی منفعل می‌شود و نمی‌تواند بر اهداف تعیین شده اثرگذاری مورد انتظار داشته باشد (آقازاده بکتاش و دیزجی، ۱۳۹۶: ۱۲۵ و خداویسی و عزتی شورگلی، ۱۳۹۷: ۱۵۱). از سوی دیگر، افزایش بدهی دولت به بانک‌ها دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود کرده و منجر به افزایش نرخ بهره بانکی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود. اگر بدهی‌های دولت مانعی برای رشد اقتصادی باشد، بر سیاست‌گذار فرض است در اعمال سیاست‌های انبساطی که با افزایش بدهی دولت همراه هستند محتاط باشد. اگرچه رابطه منفی بین این دو متغیر مهم اقتصاد کلان طبق اثر جانشینی از حمایت نظری الگوهای رشد نئوکلاسیک و درون‌زا برخوردار است، اما نتایج برخی از مطالعات تجربی نشان داده‌اند که در برخی از موارد کانال مذکور اهمیت خود را از دست می‌دهد (به طور مثال پانیزا و پرسبیترو[1]، ۲۰۱۲: ۴۸-۱). زمانی که بدهی دولت به علت تأمین مالی پروژه‌های عمرانی و سرمایه‌گذاری ایجاد شده باشد، اثرگذاری مثبت آن قابل تصور است. علاوه بر این، رابطه مذکور به سطح بدهی‌های دولت نیز بستگی دارد. در این راستا، دریتساکی[2] (۲۰۱۳: ۲۵۹-۲۵۱) بیان می‌کند سطح پایین‌تری از بدهی عمومی دولت به طور مثبت بر رشد اقتصادی اثر می‌گذارد ولی این ارتباط در سطوح بالاتر منفی می‌شود. تحقق نیافتن رشد اقتصادی هدف‌گذاری شده در برنامه‌های توسعه و بدهی بانکی دولت دو مشکل عمده در اقتصاد ایران هستند. از آنجایی که تأثیر متقابل بین این دو متغیر و تفسیر آن می‌تواند دلالت‌های مهمی در اختیار سیاست‌گذاران قرار دهد، پژوهش حاضر می‌کوشد درک جدیدی از رابطه میان بدهی‌های دولت و رشد اقتصادی در ایران فراهم کند. در این راستا، از رهیافت‌های خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و آزمون علّیت طیفی طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۵۳ استفاده شده است. به منظور نیل به هدف تحقیق، ادامه مقاله به شرح زیر سامان‌دهی شده است:

با مرور مطالعات مرتبط در قسمت دوم، تفاوت پژوهش حاضر با سایر مطالعات مشخص می‌شود. مرور روش‌های اقتصادسنجی به کار گرفته شده موضوع اساسی بخش سوم را تشکیل می‌دهد. نتایج تحقیق در بخش چهارم ارائه شده‌اند. با جمع‌بندی و ارائه پیشنهادهای سیاستی مقاله خاتمه پیدا می‌کند.

۲- ادبیات موضوع

اثرگذاری منفی بدهی دولت بر فعالیت‌های اقتصادی باعث شده است که سیاست‌گذاران و مقامات پولی توجه ویژه‌ای به سازوکار رابطه میان این دو متغیر داشته باشند. نحوه استنباط سرمایه‌گذاران از بدهی دولت بر اهمیت این موضوع افزوده است. زیرا، سرمایه‌گذاران نسبت بالای بدهی به تولید را ناشی از سیاست‌های متناقض می‌دانند و آن را نشانه‌ای از وقوع بیکاری بالا، رکود و کسری بودجه تلقی می‌کنند (کورتلوس و همکاران[3]، ۲۰۱۳: ۳۵).

از لحاظ نظری، هر دو مدل‌های رشد نئوکلاسیکی و درون‌زا نشان می‌دهند که سطوح بالای بدهی عمومی نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (مودیگلیانی[4]، ۱۹۶۱: ۷۵۵-۷۳۰؛ دیاموند[5]، ۱۹۶۵: ۱۱۵۰-۱۱۲۶؛ سینت پائول[6]، ۱۹۹۲: ۱۲۵۹-۱۲۴۳). مسیرهایی که تأثیر منفی بدهی عمومی بر رشد اقتصادی بلندمدت را تقویت می‌کنند شامل ۱- فرضیه انباشت بدهی[7] (کروگمن[8]، ۱۹۸۸: ۲۶۸-۲۵۳؛ ساچز[9]، ۱۹۸۹: ۲۳)، ۲- فرضیه محدودیت نقدینگی[10] (ماس و چیانگ[11]، ۲۰۰۳: ۱۶-۱)، ۳- اثر ازدحامی[12] (هانسن[13]، ۲۰۰۴: ۲۳) و ۴-کانال عدم اطمینان (کوداگنو و همکاران[14]، ۲۰۰۳: ۵۳۲-۵۰۳؛ کوچران[15]،

1. Panizza & Presbitero (2012)
2. Dritsaki (2013)
3. Kourtellos et al. (2013)
4. Modigliani (1961)
5. Diamond (1965)
6. Saint-Paul (1992)
7. Debt Overhang
8. Krugman (1988)
9. Sachs (1989)
10. Liquidity Constraint
11. Moss & Chiang (2003)
۱۲. اثر ازدحامی (The Crowding out) به معنی ایجاد بدهی مداوم توسط دولت است که منابع مالی در دسترس بخش خصوصی را محدود کرده و موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود.
13. Hansen (2004)
14. Codogno et al. (2003)
15. Cochrane (2011)

۲۰۱۱: ۳۰-۲) می‌باشند. همچنین برخی از اثرات مرتبط با آزادسازی مالی از جمله افزایش ریسک بانکی که باعث انباشت بیشتر بدهی خارجی می‌شود، می‌تواند آثار منفی و شدیدی بر اقتصاد داشته باشد (ایچنگرین و لبلانگ[1]، ۲۰۰۳: ۲۲۴-۲۰۵؛ نیامبو و برنارد[2]، ۲۰۱۵: ۲۴۱-۲۲۰؛ دی ویتا و همکاران[3]، ۲۰۱۸: ۵۷-۵۶).

رشد اقتصادی و بدهی دولت از طریق مسیرهای مختلفی بر یکدیگر اثر می‌گذارند. معروف‌ترین آنها، اثر جایگزینی بدهی دولتی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است. در هر دو مدل رشد نئوکلاسیکی و رشد درون‌زا، اثر جایگزینی مانع از انباشت سرمایه و رشد بلندمدت اقتصادی می‌شود. بدهی دولتی از طریق انحرافات مالیاتی اثرات مخربی بر رشد اقتصادی دارد (بارو[4]، ۱۹۷۹: ۱۲۵-۱۰۳؛ دوتسی[5]، ۱۹۹۴: ۵۲۴-۵۰۷). با افزایش هزینه استقراض بخش خصوصی، فعالیت‌های مولد در اقتصاد کاهش می‌یابد همچنین با مکدر شدن فضای سرمایه‌گذاری و نااطمینانی در اقتصاد، درآمدهای مالیاتی دولت به طور جدی کاهش پیدا می‌کند. در این صورت، دولت برای تأمین منابع مورد نیاز با مشکل رو به رو خواهد بود (گروبیتی[6]، ۲۰۱۸: ۲). علاوه بر این، با تشدید نااطمینانی در اقتصاد و افزایش نرخ بهره، امکان به تعویق افتادن بازپرداخت بدهی به بانک‌ها بیشتر خواهد شد که این می‌تواند برای بانک‌ها برای تخصیص بهینه منابع مشکلاتی ایجاد کند.

تداوم در بدهی و انباشت آن باعث به‌وجود آمدن اثر ازدحامی می‌شود که کاهش وجوه قابل دسترس وام گیرندگان بخش خصوصی و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را به دنبال دارد (دیاموند، ۱۹۶۵: ۱۱۵۰-۱۱۲۶). در کشورهای در حال توسعه با وجود بازارهای مالی کم‌عمق و دسترسی محدود بنگاه‌ها به منابع مالی بین‌المللی، اثر ازدحامی تقویت می‌شود و انباشت بدهی دولت در چنین کشورهایی آثار سوء قابل توجهی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی خواهد داشت. از دیگر پیامدهای تداوم بدهی عمومی، افزایش نرخ بهره است که منجر به افزایش هزینه تأمین مالی سرمایه‌گذاری و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شود و در نهایت کاهش رشد اقتصادی را به همراه دارد (گزارش وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۵: ۸).

در الگوهای نسل‌های همپوشان[7] رشد اقتصادی، بدهی عمومی می‌تواند از طریق افزایش نرخ بهره پس‌انداز و انباشت سرمایه و در نتیجه رشد اقتصادی راکاهش دهد (مودیگلیانی، ۱۹۶۱: ۷۵۵-۷۳۰؛ دیاموند، ۱۹۶۵: ۱۱۵۰-۱۱۲۶؛ بلانچارد[8]، ۱۹۸۵: ۲۴۷-۲۲۳). در مدل‌های رشد درون‌زا بدهی عمومی یک اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (بارو، ۱۹۹۰: ۱۲۵-۱۰۳؛ سینت پائول، ۱۹۹۲: ۱۲۵۹-۱۲۴۳). افزایش بدهی عمومی دولت از طریق کاهش آتی در مخارج دولت یا انحراف مالیاتی، اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارد. علاوه بر این، بدهی عمومی بالا اثربخشی مخارج عمرانی و تولیدی دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت را محدود می‌کند (تیلس و موسولینی[9]، ۲۰۱۴: ۱۵-۱) همچنین با ایجاد نااطمینانی یا انتظارات سرکوب مالی آینده و افزایش نرخ بهره منجر به کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌گردد (ایبرهاردت و پرسبیترو[10]، ۲۰۱۵: ۳). پانیزا و پرسبیترو (۲۰۱۳: ۲۰۴-۱۷۵) در مطالعه‌ای نشان دادند که افزایش بدهی عمومی ممکن است رشد اقتصادی را در کوتاه‌مدت افزایش و در بلندمدت کاهش دهد. استدلال آنها بر این مبنا است که در کوتاه‌مدت با فرض ثابت ماندن مخارج دولت، تغییر در بدهی عمومی ناشی از تغییر در مالیات‌ها است (بدین ترتیب که درآمد مالیاتی کمتر باعث می‌شود دولت بدهی عمومی را جهت جبران کمبود درآمدی، افزایش دهد). همچنین فرض دیگر آنها این است که برابری ریکاردویی برقرار نیست. تحت این شرایط، ممکن است در کوتاه‌مدت افزایش در بدهی عمومی باعث افزایش مصرف و تولید شود (مخصوصاً اگر سطح تولید کمتر از ظرفیت کامل تولید باشد). اما در بلندمدت وضعیت متفاوت است. افزایش در پس‌اندازهای بخش خصوصی ناشی از کاهش مالیات‌ها به اندازه کاهش در پس‌اندازهای دولتی نیست (زیرا مصرف‌کنندگان رفتار برابری ریکاردویی از خود نشان نمی‌دهند). بنابراین پس انداز و به دنبال آن سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. کاهش در سرمایه‌گذاری، حجم سرمایه در اقتصاد را کاهش، نرخ بهره را افزایش و بهره‌وری نیروی کار را کاهش می‌دهد (به این دلیل که حجم سرمایه

1. Eichengreen & Leblang (2003)
2. Nyambuu & Bernard (2015)
3. De Vita et al. (2018)
4. Barro (1979)
5. Dotsey (1994)
6. Grobety (2018)
7. Overlapping Generations Models
8. Blanchard (1985)
9. Teles & Mussolini (2014)
10. Eberhardt & Presbitero (2015)

نسبت به تعداد نیروی کار کاهش می‌یابد). علاوه بر این حجم زیاد بدهی عمومی باعث ایجاد انتظارات تورمی می‌شود. انتظارات تورمی با افزایش نااطمینانی، منجر به کاهش فعالیت‌های اقتصادی و در نتیجه مانعی برای رشد اقتصادی می‌شود. در نتیجه، رشد اقتصادی کاهش می‌یابد.

در حالی‌که ادبیات نظری بر این توافق دارد که بدهی عمومی بالا، چالش‌های اقتصادی مهمی را بوجود می‌آورد، برخی از مطالعات تجربی ارتباط مثبت رشد اقتصادی و بدهی را نشان می‌دهند. برای مثال، عباس و کریستیانسن[1] (۲۰۱۰: ۲۵۵–۲۰۹) نشان دادند که سطوح ملایم و پایین تورم داخلی و بدهی داخلی یک اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد. این اثرگذاری از طریق کانال‌هایی مانند بهبود سیاست پولی و افزایش پس‌انداز بخش خصوصی صورت می‌گیرد. همچنین در مطالعه‌ای که توسط دی لانگ و سامرز[2] (۲۰۱۲: ۲۹۷–۲۳۳) انجام گرفت، در صورتی که سیاست مالی انبساطی منجر به خروج از رکود شود، می‌توان انتظار داشت رشد اقتصادی به طور مثبت تحریک شود.

بدهی دولتی می‌تواند از طریق افزایش دارایی‌های نقدی باعث افزایش رشد اقتصادی شود. این به مسیر نقدینگی معروف است که از طریق آن بدهی‌های دولتی می‌تواند سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را از طریق برطرف کردن محدودیت‌های مالی افزایش دهد (به‌طور مثال: وودفورد[3]، ۱۹۹۰: ۳۸۸–۳۸۲؛ هولمستروم و تیرول[4]، ۱۹۹۸: ۴۰–۱) و در نتیجه رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (گروبیتی، ۲۰۱۸: ۲).

الگوهایی که وودفورد (۱۹۹۰: ۳۸۸–۳۸۲) و هولمستروم و تیرول (۱۹۹۸: ۴۰–۱) برای بررسی کانال نقدینگی ارائه کردند دارای دو ویژگی کلیدی هستند. اولین ویژگی کلیدی، همزمانی میان دسترسی بنگاه‌های اقتصادی و نیاز برای نقدینگی آنها است. به دلیل نقص بازار مالی، بنگاه‌ها دارایی مالی نقدی را برای برطرف کردن این مسئله و تأمین نیازهای آینده خود نگه می‌دارند. دومین ویژگی، خاصیت نقدشوندگی بدهی دولت است. بنگاه‌ها از بدهی عمومی به عنوان یک دارایی که قابلیت نقدشوندگی بالایی دارند به عنوان یک وثیقه با ارزش نگه‌داری می‌کنند. کانال نقدینگی به این صورت عمل می‌کند که بدهی دولت عرضه دارایی‌های نقدی را افزایش می‌دهد و سرمایه گذاری‌های مولد بنگاه‌ها را از طریق برطرف کردن محدودیت‌های مالی تسریع می‌بخشد (گروبیتی، ۲۰۱۸: ۵).

ادبیات نظری همچنین بیان می‌کند که رابطه علّیت میان رشد اقتصادی و بدهی عمومی ممکن است از رشد اقتصادی به سمت بدهی عمومی باشد که به این موضوع اشاره دارد که رشد اقتصادی پایین عامل سطوح بالاتر بدهی می‌شود (به‌طور مثال: رینهارت و همکاران، ۲۰۱۲: ۸۶–۶۹؛ بل و همکاران[5]، ۲۰۱۵: ۴۷۲–۴۴۹) به این دلیل که در دوران رکود اقتصادی درآمدهای مالیاتی کاهش و مخارج در حال افزایش می‌باشد. با این حال، مطالعات تجربی اندکی به علّیت دوطرفه پرداخته‌اند (دی ویتا و همکاران، ۲۰۱۸: ۵۷).

ایده سطح آستانه‌ای تأثیر بدهی بر رشد اقتصادی بیان می‌کند که اگر سطوح بدهی از یک مقدار مشخص آستانه‌ای فراتر رود ممکن است پیامدهای متفاوتی برای رشد اقتصادی در مقایسه با سطوح پایین‌تر بدهی داشته باشد (سخنور، ۱۳۹۷: ۱۱۱). مطالعات تجربی نشان می‌دهند که تأثیر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی ممکن است غیرخطی و یک سطح مطلوب بدهی وجود داشته باشد.

در صورتی که ثبات مالی دارای نقطه اوج باشد و در وضعیت مخاطره‌آمیزی قرار گیرد، رابطه میان بدهی و رشد می‌تواند به صورت غیرخطی باشد. هنگامی که بدهی بیش از حد بالا نگه داشته می‌شود، افزایش بدهی می‌تواند به طور مستقیم منجر به کاهش سرمایه‌گذاری شود، زیرا سرمایه‌گذاران بر این باور هستند که درآمد حاصل از پروژه جدید باید برای تأمین بدهی‌های موجود هزینه شود (کروگمن، ۱۹۸۸: ۲۶۸–۲۵۳؛ آگویر و همکاران[6]، ۲۰۰۹: ۳۱–۱). از سویی دیگر، با توجه به افزایش میزان نسبت بدهی به GDP نرخ سود بالاتری برای جبران ریسک و خطرات پیش‌بینی شده درخواست می‌شود و این هزینه تأمین مالی پروژه سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهد که در نهایت باعث کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود (ایبرهاردت و پرسبیترو، ۲۰۱۵: ۵).

یک اتفاق نظر کلی وجود دارد و آن این است که افزایش بدهی عمومی رشد اقتصادی را تا سطح خاصی افزایش و سپس

1. Abbas & Christiansen (2010)
2. Delong & Summers (2012)
3. Woodford (1990)
4. Holmstrom & Tirole (1998)
5. Bell et al. (2015)
6. Aguiar et al. (2009)

بعد از آن نقطه با افزایش بدهی‌های دولتی رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (رینهارت و روگوف[1]، ۲۰۱۰: ۵۷۸-۵۷۳). در سطوح پایین، بدهی می‌تواند رشد اقتصادی را از طریق فراهم کردن سرمایه مورد نیاز افزایش دهد. با این وجود افزایش بدهی فراتر از یک نقطه خاص، منجر به نرخ رشد پایین و احتمالاً منفی می‌شود. این ارتباط میان بدهی و رشد اقتصادی که به صورت U وارون نشان داده می‌شود به عنون منحنی لافر شناخته می‌شود (موپونگا و روکس[2]، ۲۰۱۵: ۱۰۳-۱۰۲)

مطابق با این استدلال‌ها، ادبیات تجربی نیز وجود یک سطح آستانه نسبت بدهی به GDP را تأیید می‌کند[3]. با این حال وجود یک نقطه اوج به این معنا نیست که باید در همه کشورها مقدار مشابهی داشته باشد. برای مثال، گواش و همکاران[4] (۲۰۱۳: ۳۰-۴) حد بدهی را به عنوان سطحی از بدهی تعریف می‌کنند که فراتر از آن پرداخت بدهی مالی با شکست مواجه می‌شود و نشان می‌دهد که حد بدهی تابعی از شرایط ساختاری و رشد GDP کشور است (ایبرهاردت و پرسبیترو، ۲۰۱۵: ۵).

گواش و همکاران (۲۰۱۳: ۳۰-۴) در مطالعه خود با استفاده از یک نمونه ۲۳ کشور توسعه یافته طی دوره زمانی ۲۰۰۷-۱۹۷۰ میلادی وجود یک رابطه غیرخطی ضعیف میان تعادل اولیه و بدهی عمومی را نشان می‌دهد. نتایج مطالعه حاکی از این است که در سطوح پایین بدهی رابطه میان تعادل اولیه و بدهی وجود ندارد یا حتی کمی منفی است. با افزایش میزان بدهی، تعادل اولیه نیز افزایش می‌یابد اما در نهایت واکنش آن ضعیف می‌شود و در واقع در سطوح بسیار پایین بدهی کاهش می‌یابد.

اثر بدهی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن میزان بدهی و ساختار اقتصادی کشورها متفاوت است. اگر افزایش بدهی منجر به بی‌انضباطی مالی نشود، می‌تواند عاملی مثبت در جهت افزایش رشد اقتصادی باشد در غیر اینصورت انباشت بدهی و افزایش آن موجب بی‌ثباتی مالی شده و تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (گزارش وزارت امور اقتصادی و دارایی، ۱۳۹۵: ۹).

1. Reinhart & Rogoff (2010)
2. Mupunga & Roux (2015)
۳. از جمله این مطالعات می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:
کومر و وو، ۲۰۱۰؛ سچتی و همکاران، ۲۰۱۱؛ چچریتا و روتر، ۲۰۱۲، گرین لاو و همکاران، ۲۰۱۳
4. Ghosh et al. (2013)

۲-۱- مطالعات پیشین

نظر به اهمیت رابطه میان بدهی دولت و رشد اقتصادی، بررسی این مهم موضوع مطالعات متعدد داخلی و خارجی بوده است. در ادامه اهم آنها مرور شده است. معیار تقسیم‌بندی مطالعات رهیافت به کار گرفته شده است.

۲-۱-۱- رابطه خطی میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی

سلمانی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولتی بر رشد اقتصادی ایران پرداختند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۴ و مدل خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی[5] به این نتیجه دست یافتند که نسبت بدهی به GDP بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد و همچنین این تأثیر در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیش‌تر است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۱).

چهرازی مدرسه و نجاتی در مقاله‌ای با عنوان "اثر بدهی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران" به این موضوع می‌پردازند که بدهی‌های عمومی دولت و بهره‌وری کل بر رشد اقتصادی چگونه تأثیر می‌گذارند. برای این منظور با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۹ به این نتایج دست یافتند که صادرات و بهره‌وری کل عوامل تولید در کوتاه‌مدت روی رشد اقتصادی اثر مثبت و معناداری دارند. این در حالی است که بدهی داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثر منفی و بدهی خارجی در بلندمدت اثر مثبتی بر روی رشد اقتصادی دارند (چهرازی مدرسه و نجاتی، ۱۳۹۶: ۷).

فرریا[6] رابطه رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه و بدهی دولتی را برای ۲۰ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۸۸، مورد مطالعه قرار داد. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون علّیت گرنجری تودا و یاماموتو[7] نشان دهنده رابطه علّی دوطرفه میان رشد GDP حقیقی سرانه و بدهی است (فرریا، ۲۰۰۹: ۱).

آمارو و همکاران[8] ارتباط میان بدهی خارجی، بدهی‌های داخلی و رشد اقتصادی را در کشور نیجریه مورد بررسی قرار

5. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
6. Ferreira (2009)
7. Toda & Yamamoto (2013)
8. Umaru et al. (2013)

دادند. ایشان با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۰ و استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[1] به این نتیجه دست یافتند که بدهی داخلی تأثیر مثبت و بدهی خارجی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد (آمارو و همکاران، ۲۰۱۳: ۷۰).

بال و راتس[2] در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدهی بر رشد اقتصادی هندوستان بین سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۰ پرداختند. آنها در این مطالعه با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به این نتیجه رسیدند که در کوتاه‌مدت، بدهی دولت و رشد بهره‌وری کل عوامل تولید بر رشد اقتصادی تأثیر منفی می‌گذارد (بال و راتس، ۲۰۱۴: ۲۹۲).

آجووین و ناوارو[3] به بررسی رابطه علّی میان بدهی و رشد اقتصادی در ۱۶ کشور عضو OECD پرداخته‌اند. آنها با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۸۰ و آزمون علّیت گرنجری تودا و یاماموتو به این نتیجه رسیدند که بدهی دولتی علّیت رشد GDP واقعی نمی‌باشد (آجووین و ناوارو، ۲۰۱۵: ۶۶).

کوریهارا[4] در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی کشور ژاپن طی دوره ۲۰۱۴:۱-۱۹۹۰:۱ پرداخته است. یافته‌های این تحقیق با استفاده از الگوهای گشتاورهای تعمیم‌یافته[5] و حداقل مربعات معمولی بیانگر این است که تأثیر بدهی عمومی بر رشد اقتصادی در ژاپن منفی و معنی‌دار بوده است (کوریهارا، ۲۰۱۵: ۴۵).

۲-۱-۲- رابطه غیرخطی میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی

کومار و وو[6] (۲۰۱۰: ۱) نحوه اثرگذاری بدهی عمومی بالا بر رشد اقتصادی بلندمدت را بررسی کرده‌اند. برای این منظور، از داده‌های ۳۸ اقتصاد منتخب پیشرفته و نوظهور طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۰ استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه نشان دهنده وجود رابطه معکوس میان بدهی و رشد اقتصادی در میان اقتصادهای نوظهور و پیشرفته است که تأثیر آن در اقتصادهای پیشرفته نسبتاً کمتر است. همچنین نتایج کار ایشان نشان می‌دهد در سطوح بالاتر از ۹۰ درصد نسبت بدهی دولتی به GDP، تأثیر نسبت بدهی به GDP بر رشد اقتصادی برای اقتصادهای نوظهور و پیش‌رفته منفی و معنادار بوده است (کومار و وو، ۲۰۱۰: ۱).

سچتی و همکاران[7] در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدهی بر رشد اقتصادی ۱۸ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان داد، هنگامی که نسبت بدهی دولتی به GDP بالاتر از سطح آستانه‌ای ۸۵ درصد قرار می‌گیرد رشد اقتصادی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد (سچتی و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

وستفال و روتر[8] به بررسی رابطه غیرخطی میانگین بدهی دولتی و رشد تولید ناخالص داخلی سرانه طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۰ برای ۱۲ کشور منطقه یورو پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که فراتر از محدوده ۱۰۰-۹۰ درصد از نسبت بدهی به GDP، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین اثر منفی بدهی بالا بر رشد اقتصادی ممکن است از سطح تقریبی ۸۰-۷۰ درصد از تولید ناخالص داخلی شروع شود (وستفال و روتر، ۲۰۱۲: ۱۳۹۲).

بائوم و همکاران[9] در مطالعه‌ای با عنوان "بدهی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از کشورهای حوزه یورو" به بررسی رابطه غیرخطی میان نسبت بدهی دولت به GDP و رشد اقتصادی برای ۱۲ کشور حوزه یورو برای دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۰ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که تأثیر کوتاه مدت بدهی به GDP مثبت و معنی‌دار است اما هنگامیکه نسبت بدهی به GDP فراتر از ۶۷ درصد می‌رود این اثر کاهش می‌یابد تا از بین برود. علاوه بر این، در صورت افزایش نسبت بدهی به GDP به سطح بالاتر ۷۰ درصد، نرخ بهره بلندمدت نیز افزایش می‌یابد (بائوم و همکاران، ۲۰۱۳: ۸۰۹).

ایجرت[10] با استفاده از مدل‌های آستانه‌ای غیرخطی به بررسی رابطه میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی در میان ۴۱ کشور مجموعه‌ای از کشورهای توسعه یافته و نوظهور طی دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۴۶ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که همبستگی منفی میان نسبت بدهی عمومی و رشد اقتصادی در سطوح بسیار پایین بدهی عمومی میان ۲۰٪ و

1. Ordinary Least Squares (OLS)
2. Bal & Rath (2014)
3. Ajovín & Navarro (2015)
4. Kurihara (2015)
5. Generalized Method of Moments (GMM)
6. Kumar & Woo (2010)
7. Cecchetti et al. (2011)
8. Westphal & Rother (2012)
9. Baum et al. (2013)
10. Egert (2015)

۶۰٪ از تولید ناخالص داخلی آغاز می‌شود (ایجرت، ۲۰۱۵: ۲۲۶).

دی سانزو و بلا[1] رابطه نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی را برای ۱۲ کشور منطقه یورو طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۰ بررسی کرده‌اند. آنها در این مطالعه با استفاده از آزمون علّیت گرنجری خطی پارامتری و غیرخطی غیرپارامتری به این نتیجه رسیدند که یک رابطه علّی یک طرفه از بدهی به رشد اقتصادی برای کشورهای اسپانیا و پرتغال است. همچنین بین نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی برای کشورهای بلژیک، آلمان، یونان، ایرلند و ایتالیا رابطه علّی دوطرفه وجود دارد. نتایج دیگر این تحقیق حاکی از نبود رابطه علّیت بین نسبت بدهی به GDP و رشد اقتصادی برای کشورهای اتریش، فنلاند، لوکزامبورگ و هلند است. همچنین برای فرانسه یک رابطه علّی یک طرفه از رشد تولید ناخالص داخلی به نسبت بدهی به GDP در بازه زمانی کوتاه‌تر ۲۰۱۲-۱۹۷۷ نشان داده شده است (دی سانزو و بلا، ۲۰۱۵: ۶۳۱).

موپانگا و روکس در مطالعه‌ای به بررسی اثر بدهی عمومی و رشد اقتصادی در کشور زیمبابوه در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پراختند. در این مقاله با آزمون وجود یک منحنی لافر به بررسی وجود سطح آستانه‌ای بدهی به رشد اقتصادی می‌پردازند. نتایج تحقیق حاکی از وجود یک رابطه U شکل معکوس میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی در کشور زیمبابوه است. سطح آستانه‌ای بدهی عمومی نسبت به GDP بین ۴۵ تا ۵۰ درصد برآورد شده است (موپانگا و روکس، ۲۰۱۵: ۱۰۱).

پوئیگ[2] و ریورو در مطالعه‌ای به بررسی وجود رابطه علّی دوطرفه میان بدهی و رشد اقتصادی برای کشورهایی که در دو اتحادیه اقتصادی اروپا و اتحادیه پولی وجود دارند پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از مدل رگسیونی انتقال ملایم تابلویی[3] و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ نشان می‌دهد که میان رشد اقتصادی پایین و بدهی دولتی در کشور اسپانیا ارتباط معنی داری وجود دارد. برای کشورهای بلژیک، یونان، ایتالیا و هلند بالاتر از سطح آستانه‌ای فاصله‌ای ۵۶٪ تا ۱۰۳٪ بدهی دولتی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد (پوئیگ و ریورو، ۲۰۱۵: ۹۷۴).

آش و همکاران[4] به ارزیابی جامعی از رابطه بدهی عمومی و رشد اقتصادی در ۲۳ اقتصاد پیش رفته طی دوره زمانی ۲۰۰۳-۱۹۵۶ می‌پردازند. نتایج حاصل از این مطالعه بیان‌گر این است که هنگامی که سطح بدهی عمومی بیش از ۹۰ درصد از تولید ناخالص داخلی باشد، رابطه معنی‌دار منفی میان بدهی عمومی و رشد اقتصادی ظاهر می‌شود (آش و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

دی ویتا و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علّی غیرخطی دوطرفه میان بدهی و نرخ رشد GDP برای ۱۰ کشور عضو اتحادیه اروپا به همراه کشورهای آمریکا، انگلستان و ژاپن برای دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج این تحقیق با استفاده از آزمون علّیت گرنجری تودا و یاماموتو نشان می‌دهد که رابطه علّی دوطرفه میان بدهی و رشد اقتصادی برای اکثر کشورهای نمونه بسیار ضعیف است. همچنین رابطه علّیت دوطرفه تنها برای کشور اتریش مشاهده شده است، در حالی‌که برای کشورهای فرانسه، لوکزامبورگ و پرتغال تنها علّیت از سمت بدهی به رشد اقتصادی است. در فنلاند، اسپانیا و ایتالیا رابطه علّی در کوتاه‌مدت از رشد اقتصادی به بدهی است. همچنین نتایج مقاله فرضیه علّیت دوطرفه میان بدهی و رشد اقتصادی را نمی‌تواند تأیید کند (دی ویتا و همکاران، ۲۰۱۸: ۵۵).

کارادام[5] در مقاله ای با عنوان "بررسی اثرات غیرخطی بدهی بر رشد اقتصادی" به بررسی اثرات آستانه‌ای میان بدهی و رشد اقتصادی برای انواع مختلف بدهی (بدهی داخلی و خارجی) می‌پردازد. وی با استفاده از داده‌های پانل ۱۳۵ کشور که شامل ۲۴ کشور صنعتی و ۱۱۱ کشور در حال توسعه در طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۷۰ و مدل رگسیونی انتقال ملایم تابلویی (PSTR) به این نتیجه رسید که ارتباط غیرخطی میان بدهی و رشد اقتصادی به ساختار بدهی بستگی دارد. همچنین نتایج حاصل از مدل بیان می‌کند که اثر بلندمدت بدهی بر رشد اقتصادی کشورهای صنعتی و در حال توسعه از مثبت به منفی به تدریج تغییر می‌کند و با افزایش میزان تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی بدهی بر رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. علاوه بر این سطح آستانه نسبت بدهی به GDP برای کشورهای در حال توسعه و کشورهای صنعتی به ترتیب ۱۰۶ درصد و ۸۸

1. Di Sanzo & Bella (2015)
2. Puig & Rivero (2015)
3. Panel Smooth Transition Regression (PSTR)
4. Ash et al. (2017)
5. Karadam (2018)

درصد است (کارادام، ۲۰۱۸: ۱).

رابطه غیرخطی میان بدهی بانکی دولت و رشد اقتصادی در ایران از کانون توجه‌ها به دور بوده است. به گونه‌ای که تنها موضوع یک مطالعه بوده است. وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۹۵: ۲۳-۱) در گزارشی به بررسی تأثیر بدهی بانکی بخش دولتی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۵۵پرداخته است. نتایج برآوردها حاکی از آن است که نسبت بدهی بانکی بخش دولتی به GDP در ایران اگر در محدوده ۱۸ درصد قرار گیرد، به عنوان محرک اقتصادی از بیش‌ترین تأثیر بر ارتقای رشد اقتصادی برخوردار خواهد بود.

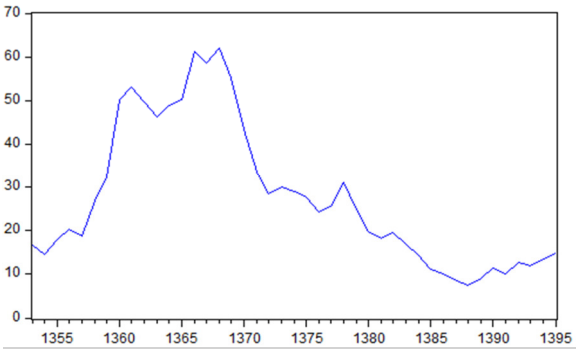
مطالعات پیشین با چند محدودیت مواجه هستند. نخست این‌که در مطالعات غیرخطی عمدتاً تک معادله برآورد شده است. این نحوه برآورد با مشکل درون‌زایی مواجه است. زیرا، اثرگذاری رشد اقتصادی بر بدهی دولت مورد حمایت مبانی نظری و مطالعات تجربی است. این مشکل، زمانی که تعداد متغیرهای توضیحی بیش‌تر می‌شوند به صورت جدی‌تر مطرح خواهد شد. برای رفع این چالش، در پژوهش حاضر از الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای استفاده شده است تا رابطه متقابل متغیرهای اصلی تحقیق بررسی شود. علاوه بر این، تمرکز مطالعات معطوف به حوزه زمان بوده است و پویایی‌های رابطه میان رشد اقتصادی و بدهی دولت به نظام بانکی در حوزه فرکانس مغفول مانده است. از این‌رو، پژوهش حاضر آزمون علّیت طیفی را به کار گرفته تا جریان علّیت میان رشد اقتصادی و بدهی دولت به نظام بانکی در افق‌های مختلف بررسی شود.

۳- روش‌شناسی

برای تأمین هدف پژوهش، از الگوهای خودرگرسیون برداری آستانه‌ای و علّیت طیفی استفاده شده است. در الگوی اول، از سه متغیر نسبت بدهی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی، تورم و رشد اقتصادی (به قیمت ثابت و بدون نفت) طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۳ استفاده شده است. برای تحلیل در حوزه فرکانس، آزمون علّیت طیفی میان نسبت بدهی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۹۵:۴-۱۳۵۳:۱ (به قیمت ثابت و بدون نفت) به کار گرفته شده است. داده‌های استفاده شده از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده‌اند. در این بخش، نخست تصویر مختصری از متغیرهای اصلی تحقیق ارائه می‌شود. سپس، رهیافت‌های اقتصادسنجی استفاده شده در تحقیق مرور شده‌اند.

نمودار (۱) سری زمانی نسبت بدهی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی را به تصویر کشیده است.

بدهی دولت به بانک مرکزی فراز و فرودهای متعددی را طی چهار دهه اخیر تجربه کرده است. استقراض دولت از بانک مرکزی برای جبران کسری بودجه از سال ۱۳۵۸ آغاز شد و تا اوایل دهه ۱۳۷۰ استمرار داشت. بر اساس ماده ۶۹ قانون برنامه سوم توسعه کشور (۱۳۸۳ – ۱۳۷۹) مقرر شد دولت لایحه ی بودجه‌های سالانه را به گونه‌ای تنظیم کند تا کسری احتمالی از طریق استقراض از نظام بانکی و بانک مرکزی تأمین نشده باشد. بند "ب" ماده ۳ قانون برنامه چهارم توسعه کشور (۱۳۸۸-۱۳۸۴)، تأمین کسری بودجه از طریق استقراض از بانک مرکزی و نظام بانکی را ممنوع کرد. از اواسط دهه ۱۳۸۰ تا اوایل دهه ۱۳۹۰، افزایش درآمدهای نفتی و رونق ناشی از آن منجر شد این نسبت تغییر بسیار زیادی را تجربه کند. اگرچه در پی سیاست‌های دولت‌های نهم و دهم و با طرح‌های مسکن مهر و بنگاه‌های زودبازده بدهی دولت با افزایش رو به رو بود. ویژگی مهم بدهی دولت به نظام بانکی طی سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۸۴، کاهش‌های قابل توجهی در بدهی مؤسسات دولتی رخ داد اما بدهی دولت به بانک مرکزی نرخ رشد مثبت را تجربه کرد. با کاهش درآمدهای نفتی و مشکل رکود در سال‌های ابتدایی دهه ۱۳۹۰، نسبت بدهی‌های دولت به نظام بانکی آهنگ صعودی در پیش گرفت.



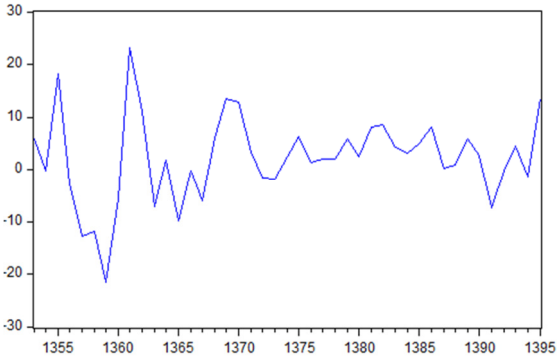
نمودار ۱. نسبت بدهی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

بی‌ثباتی رشد اقتصادی یکی از مشکلات اساسی اقتصاد ایران است. این مهم، در نمودار (۲) منعکس شده است.

پس از افزایش تولید در دهه ۱۳۴۰ و اوایل دهه ۱۳۵۰، با

پیروزی انقلاب اسلامی رشد اقتصادی رونـد معکـوس خـود را آغاز کرد و سیر نزولی در پیش گرفت. شرایط نزولـی تولیـد بـا توجه به بی‌ثباتی دوره انقلاب و پس از آن آغاز جنـگ ایـران و عراق، ادامه پیدا کرد. پس از سال ۱۳۶۷ به دنبال سیاست‌هـای تعدیل ساختاری میانگین رشد اقتصادی افزایش یافت. در اواخر دهه ۱۳۷۰ و سال‌های پس از آن، تنظیم و اجرای سیاست‌های معطـوف بـه نقـدینگی بخـش‌هـای تولیـدی بـه ویـژه بخـش خصوصی و ادامه روند جهت‌گیری سیاست‌های کلان اقتصادی با هدف رشد تولید و اشتغال در فضـای تـوأم بـا تـورم محـدود باعث شد رشد اقتصادی به ثبات نسبی دست پیـدا کـرده و بـه طور میانگین افـزایش پیـدا کـرد. افـزایش درآمـدهای نفتـی و تزریق آن به اقتصاد باعث بروز رونـق نسـبی طـی سـال‌هـای ۱۳۸۸–۱۳۸۶ شـد. سـپس، بـه دنبـال اعمـال تحـریم‌هـای بین‌المللی رشد اقتصادی از سال ۱۳۸۹ بـا کـاهش و بـی‌ثبـاتی مواجه شد.



نمودار ۲. رشد اقتصادی بدون نفت (۱۰۰ = ۱۳۸۳)

مأخذ: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

۳-۱- الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای بخشی از الگوهای خطی با ماتریس‌های خودرگرسیون متفاوت در هر رژیم هسـتند. ایـن رژیم‌ها از طریق یک متغیر انتقـال کـه یـا یکـی از متغیرهـای درون‌زا یا یکی از متغیرهـای بـرون‌زا اسـت، تعیـین مـی‌شـود. به‌عبارت دیگر، مدل الگوی خودرگرسیون بـرداری آسـتانه‌ای از طریق جداسازی مشاهدات به رژیم‌های مختلف برحسـب یـک متغیر انتقال مدل‌سازی می‌شود. به این صورت که در طول هـر رژیم، سری‌های زمـانی موجـود بـه‌واسـطه یـک مـدل خطـی توصیف می‌شوند (غلامی و هژبرکیانی، ۱۳۹۴: ۱۳۱).

در حالت کلی الگوی خودرگرسیون برداری از مرتبه p به‌صورت زیر است:

(۱)

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{p} A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

که در آن Y_t دربردارنـده بـردار متغیرهـای درون‌زا A مـاتریس پارامتر، α پارامتر ثابت و p نشان‌دهنده طول وقفه‌هـای بهینـه متغیرهای درون‌زا و ε_t بردار اجزای اخـلال هسـتند. وابسـتگی بین متغیرها توسط توابع عکس‌العمـل انـدازه‌گیـری شـده کـه واکنش متغیرهای درون‌زا را بـه شـوک‌هـای وارد بـر ε_t نشـان می‌دهند.

الگوی خودرگرسیون بـرداری آسـتانه‌ای حالـت خاصـی از الگوی خودرگرسیون برداری است که در آن متغیرها بسـته بـه مقادیر آستانه – در این پـژوهش متغیـر آسـتانه نسـبت بـدهی بانکی دولت به تولید ناخالص داخلی است – بین رژیم‌ها حرکت می‌کنند. در صورت وجود یک آستانه و درنتیجه وجود دو رژیم، می‌توان رابطه (۱) را به‌صورت یک مدل خودرگرسیون بـرداری آستانه‌ای دو رژیمه به‌صورت زیر نوشت:

(۲)

$$Y_t = I\left[C_{t-d} \le \gamma\right](\alpha^1 + \sum_{i=0}^{p} A_i^1 Y_{t-i}) + I\left[C_{t-d} \ge \gamma\right](\alpha^2 + \sum_{i=0}^{p} A_i^2 Y_{t-i}) + \varepsilon_t$$

که C متغیر آستانه و γ مقدار آستانه هستند؛ I[.] تابع شـاخص مجازی است که درصورت $C_{t-d} \le \gamma$ مقـدار آن یـک و در غیر این‌صورت صفر می‌باشـد؛ C_{t-d} متغیـر آسـتانه‌ای باوقفـه توسط d دوره است. در تحقیق حاضـر، Y_t در بردارنـده نسـبت بدهی بانکی دولـت بـه تولیـد ناخـالص داخلـی، تـورم و رشـد اقتصادی است[1].

۳-۲- علّیت طیفی

سلا[2] (۲۰۰۸: ۴۴۴–۴۳۱) بیان مـی‌کنـد وقتـی متغیـر x علّـت متغیر y به شمار می‌رود که اطلاعاتی در رابطه بـا متغیـر y در آینده داشته باشد به گونـه‌ای کـه اطلاعـات مـذکور در مقـادیر گذشته متغیر y وجود نداشته باشد. چون این امکان وجـود دارد که رابطه علّی در کوتاه‌مدت متفاوت از بلندمدت باشد، ضروری

۱. با توجه به هدف تحقیق و به منظور صرفه‌جویی در تعداد صفحات، سـایر توابع عکس‌العمل ارائه نشـده اسـت. در صـورت نیـاز خوانـندگان محتـرم و مکاتبه با نویسنده مسئول، نتایج مذکور ارسال خواهند شد.

2. Sella (2008)

است رابطه علّیت در حوزه فرکانس بررسی شود. برای این منظور، از طریق تجزیه متغیرها در فرکانس‌های پایین و بالا می‌تواند به روشن شدن روابط علّی و واکنش بین متغیرهای اقتصادی و در چارچوب تحلیل طیفی به کار آید.

در تحلیل طیفی فرض می‌شود سری زمانی $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ مجموعه‌ای از مشاهدات است که بر حسب تاریخ فهرست شده‌اند و ویژگی‌های آن به طور کلی در حوزه زمانی خاصی مدنظر است. یعنی مقدار متغیر Y_t در زمان t به شکل زیر ارائه می‌شود:

$$Y_t = \mu + \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j} \qquad (۳)$$

که در آن $\{\varepsilon_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ توالی‌ای از نوآوری‌ها و μ میانگین Y_t است. تحلیل طیفی با شناسایی الگوهای چرخه‌ای داده‌ها ارتباط دارد و هدف مهم آن تجزیه سری‌های اصلی به جمع نامحدودی از توابع دوره‌ای است که هر کدام دامنه فرکانسی متفاوتی ω بین صفر تا π دارد. این مفهوم از تحلیل طیفی بر پایه این قضیه است که هر رویه از فرایند مانایی کوواریانس[1] $\{Y_t\}_{t=-\infty}^{\infty}$ به صورت زیر بیان می‌شود:

(۴)

$$Y_t = \mu + \int_0^{\pi} \alpha(\omega)\cos(\omega t)d\omega + \int_0^{\pi} \beta(\omega)\sin(\omega t)d\omega$$

که در آن هر فرکانس ω مطابق با افق زمانی خاص T به صورت $T = 2\pi/\omega$ تعریف می‌شود. $\alpha(\omega)$ و $\beta(\omega)$ نیز وزن هستند که به صورت متغیر تصادفی با میانگین صفر ظاهر می‌شوند. این بدین معناست که Y_t تابع دوره‌ای با فرکانس ω یا با دوره T است و در واقع رابطه بالا نشان دهنده تبدیل فوریه[2] است که با استفاده از آن داده‌ها به حوزه فرکانسی تبدیل می‌شوند. با توجه به تعریف فرکانس ($\omega = 2\pi/T$) اگر $\omega = 0.5\pi$، آن‌گاه T (بیان‌گر تعداد سال) چهار برابر می‌شود (زمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵-۱۲۴).

معیارهای علّیت در حوزه فرکانس توسط گویکی[3] (۱۹۸۶: ۶-۱) و هاسویا[4] (۱۹۹۱: ۴۴۴-۴۳۱) مطرح شدند. آزمون علّیت در حوزه فرکانس بر اساس یک الگوی خودرگرسیونی برداری دو متغیری است. نقطه شروع میانگین متحرک ارائه شده در یک سیستم به صورت زیر است:

(۵)

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \psi_{11}(L) & \psi_{12}(L) \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{pmatrix}$$

که در آن $\psi_{ab}(L)$، a,b = 1,2 به عنوان عملگر L چندجمله‌ای و η_{1t} و η_{2t} تکانه‌های متعامد هستند. اگر $\psi_{12}(L)$ مخالف صفر باشند علّت گرنجر از متغیر x به متغیر y می‌باشد. معیار گویکی و هاسویا به شرح زیر است:

$$M_{y\to x}(\omega) = \log\left(\frac{2\pi f_x(\omega)}{\left|\psi_{11}(e^{-i\omega})\right|^2}\right) =$$

$$\log\left(\frac{\left|\psi_{11}(e^{-i\omega})\right|^2 + \left|\psi_{12}(e^{-i\omega})\right|^2}{\left|\psi_{11}(e^{-i\omega})\right|^2}\right) \qquad (۶)$$

$$M_{y\to x}(\omega) = \log\left(1 + \frac{\left|\psi_{12}(e^{-i\omega})\right|^2}{\left|\psi_{11}(e^{-i\omega})\right|^2}\right)$$

در شرایطی که $\psi_{12}(L)$ صفر باشد، متغیر x در فرکانس ω، علّت متغیر y نیست. می‌توان معیار علّیت را برای سیستم‌هایی با ابعاد بیش‌تر نیز تعمیم داد. همچنین، فرضیه $M_{\mu\to\pi}(\omega) = 0$ با محدودیت خطی بر الگوی VAR هم‌ارز است و معناداری آن با یک آزمون F متداول قابل ارزیابی است (برینتونگ و کندلان[5]، ۲۰۰۶: ۳۶۶-۳۶۴؛ زمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۵-۱۲۴).

٤- نتایج برآورد مدل

۴-۱- نتیجه آزمون پایایی

اهمیت پایایی سری‌های زمانی در مطالعات رگرسیونی به این دلیل است که در بسیاری از مواقع، برآوردکننده‌هایی که در نمونه‌های بزرگ به طور نسبی دارای توزیع نرمال فرض می‌شوند، در صورت ظاهر شدن متغیرهای ناپایا در مدل، فرض نرمال بودن توزیع برآوردکننده را مردود می‌سازد. به همین دلیل، ویژگی‌های این سری‌های زمانی نقش تعیین‌کننده‌ای در انتخاب روش برآورد و نحوه استنباط آماری خواهند داشت. بنابراین، نخستین اقدام برای تخمین مدل اقتصادسنجی تعیین درجه جمعی سری‌های تحت بررسی است. نظر به این اهمیت، آزمون ریشه واحد دیکی – فولر تعمیم‌یافته برای متغیرهای

1. Covariance - Stationary Process
2. Fourier Transform
3. Geweke (1986)
4. Hosoya (1991)
5. Breitung & Candelon (2006)

تحقیق به کار گرفته شد. نتایج این آزمون در جدول (۱) به طور خلاصه ذکر شده است[1].

بر اساس جدول ۱، آماره آزمون برای رشد اقتصادی و تورم در هر دو حالت بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی است. بنابراین، متغیرهای مذکور در سطح پایا هستند.

جدول ۱. نتیجه آزمون ریشه واحد

متغیر	با عرض از مبدأ و بدون روند*		با عرض از مبدأ و مشتمل بر روند**	
	آماره آزمون	سطح احتمال	آماره آزمون	سطح احتمال
Debt (فصلی)	-۱/۰۸	۰/۷۲	-۲/۴۲	۰/۳۶
Debt (سالانه)	-۲/۹۳	۰/۷۶	-۲/۷۶	۰/۲۲
Growth (فصلی)	-۵/۰۴	۰/۰۰	-۶/۰۷	۰/۰۰
Growth (سالانه)	-۴/۴۹	۰/۰۰	-۴/۶	۰/۰۰
Inflation	-۴/۷۵	۰/۰۰	-۴/۶۴	۰/۰۰

ملاحظات: * و ** مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ ٪ برای تواتر فصلی و سالانه به ترتیب ۲/۸۸-، ۳/۴۴-، ۲/۹۳- و ۳/۵۲- هستند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی که آماره آزمون برای بدهی دولت از مقدار بحرانی در سطح ۹۵ ٪ کوچک‌تر می‌باشد، این متغیر در سطح پایا نیست. به دلیل اینکه وجود شکست ساختاری در یک سری زمانی باعث ناپایا بودن آن در سطح می‌شود، آزمون پایایی برای متغیر مذکور با لحاظ شکست ساختاری آنجام شد. جدول (۲) نتایج این آزمون را به طور خلاصه بیان می‌کند.

جدول ۲. نتیجه آزمون شکست ساختاری

متغیر	زمان شکست	نوع شکست	آماره آزمون	مقدار بحرانی
Debt (فصلی)	۱۳۶۷Q۱	عرض از مبدأ و شیب	-۵/۶۴	-۵/۱۷
Debt (سالانه)	۱۳۷۹	عرض از مبدأ و شیب	-۶/۲۳	-۵/۱۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۱. نرخ رشد اقتصادی از داده‌های تعدیل فصلی شده تولید ناخالص داخلی محاسبه شده است. متغیر بدهی دولت نیز طبق آزمون HEGY فاقد ریشه واحد فصلی در تواترهای متفاوت بود.

از آنجایی که آماره آزمون برای بدهی دولت در هر دو تواتر از مقدار بحرانی در سطح ۵ ٪ بزرگ‌تر است، می‌توان گفت متغیر مذکور نیز رشد اقتصادی در سطح پایا است. بنابراین، بررسی پایایی برای تفاضل مرتبه اول متغیرها و آزمون هم‌جمعی ضرورت ندارد.

۴-۲- نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری آستانه‌ای

اولین گام در برآورد الگوهای آستانه‌ای، آزمون وجود اثرات غیرخطی بین متغیرها و تخمین مقدار آستانه(ها) است. در این تحقیق از آزمون نسبت راستنمایی استفاده شد. جدول (۳) نتایج این آزمون را به طور خلاصه بیان می‌کند.

جدول ۳. نتیجه آزمون غیرخطی بودن الگو

فرضیه‌ها	آماره آزمون	سطح احتمال	نتیجه
H_0 : الگوی VAR (یک رژیم) H_1 : الگوی TVAR با یک آستانه (دو رژیم)	۳۴۸/۷۶	۰/۰۰	عدم پذیرش H_0
H_0 : الگوی VAR (یک رژیم) H_1 : الگوی TVAR با دو آستانه (سه رژیم)	۶۴۴/۲۱	۰/۰۰	عدم پذیرش H_0
H_0 : الگوی TVAR با یک آستانه (دو رژیم) H_1 : الگوی TVAR با دو آستانه (سه رژیم)	۲۹۵/۴۸	۰/۳۳	پذیرش H_0

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در این آزمون‌ها سطح احتمال و مقادیر بحرانی به پیروی از لو و زیوت[2] (۲۰۰۱) توسط فرآیند بوت استرپ با ۱۰۰۰ تکرار شبیه سازی، محاسبه شده است. متغیر انتقال نیز بر اساس هدف تحقیق، نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی در نظر گرفته شد.

مطابق با جدول فوق؛ اولاً، فرضیه وجود اثرات خطی را نمی‌توان پذیرفت؛ ثانیاً، برای برآورد رابطه (۲)، فرضیه وجود یک آستانه را نمی‌توان رد کرد. از این‌رو، الگوی تحقیق با در نظر گرفتن یک آستانه و دو رژیم متفاوت برآورد می‌شود.

از آنجایی که متغیر مجازی در رابطه (۲) ناپیوسته است، تخمین پارامتر آستانه واضح نبوده و تخمین یک برآوردگر حداقل کننده مجموع مربعات یا حداکثر کننده لگاریتم

2. Lo & Zivot (2001)

راست‌نمایی از راه روش‌های بهینه‌سازی معمول میسر نیست. این مشکل با حداقل کردن تابع زیر قابل حل است.

$$\hat{\theta} = arg \min_{\theta} SSR(\theta) \quad (۷)$$

حداقل کردن تابع فوق از طریق جستجوی شبکه‌ای امکان‌پذیر است. در این روش، مقادیر متغیرها مرتب می‌شوند سپس درصد معینی از اولین و آخرین مقادیر[۱] برای اطمینان از اینکه تعداد کمی از مشاهدات در هر رژیم وجود دارد استخراج می‌شود. برای هر کدام از مقادیر انتخاب شده، SSR تخمین زده می‌شود، مقدار SSR حداقل کننده تابع فوق، به عنوان پارامتر آستانه انتخاب می‌شود. روش جستجوی شبکه‌ای در اقتصادسنجی با نام‌های دیگری نظیر حداقل مربعات متمرکز و حداقل مربعات شرطی نیز شناخته شده است (استیگلر[۲]، ۲۰۱۰). شکل (۱) نتیجه جستجوی شبکه ای تابع (۷) را نشان می‌دهد.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، یک اثر آستانه‌ای به U شکل شدن نمودار جستجوی شبکه‌ای منجر شده است. مقدار آستانه در این الگو ۱۸/۱۷۸۰۹٪ می‌باشد.

با توجه به نتایج جدول (۳) و همچنین تعیین مقدار آستانه، الگوی تحقیق با یک وقفه برآورد شد. مانند الگوهای خودرگرسیون برداری خطی، در اینجا نیز رابطه بین متغیرها با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی تحلیل می‌شود. با توجه به هدف تحقیق، شکل‌های (۲) و (۳) به توابع مذکور اختصاص یافته‌اند. در شکل‌های مذکور، خطهای سبز و مشکی، به ترتیب واکنش متغیرها در رژیم پایین (زمانی که متغیر انتقال کم‌تر از مقدار آستانه باشد) و بالا (زمانی که متغیر انتقال بیش‌تر از مقدار آستانه باشد) را نشان می‌دهند.

شکل (۲) واکنش‌های رشد اقتصادی را به تکانه وارد بر نسبت بدهی به تولید نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود، واکنش رشد اقتصادی قویاً وابسته به وضعیت بدهی دولت به نظام بانکی است. زمانی که نسبت بدهی به تولید کم‌تر از مقدار ۱۸/۸٪ باشد (رژیم پایین)، در اثر وارد شدن یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار مثبت بر متغیر مذکور، رشد اقتصادی در سال اول، واکنش مثبت شدیدی نشان می‌دهد. این اثرگذاری مثبت به تدریج اثر خود را از دست داده و از دوره پنجم به بعد به صفر همگرا می‌شود. با بیش‌تر شدن نسبت بدهی از مقدار ۱۸/۸٪ (رژیم بالا)، کماکان رشد اقتصادی در سال اول به طور مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. اما، از دوره دوم به بعد واکنش شدیدتری در جهت عکس داشته و به طور منفی تأثیر می‌پذیرد. تفاوت مهم دیگر، طولانی بودن اثرگذاری منفی نسبت بدهی به تولید بر رشد اقتصادی در رژیم بالا است. به گونه‌ای که اثر یک تکانه مثبت ماندگاری بیش‌تری دارد.

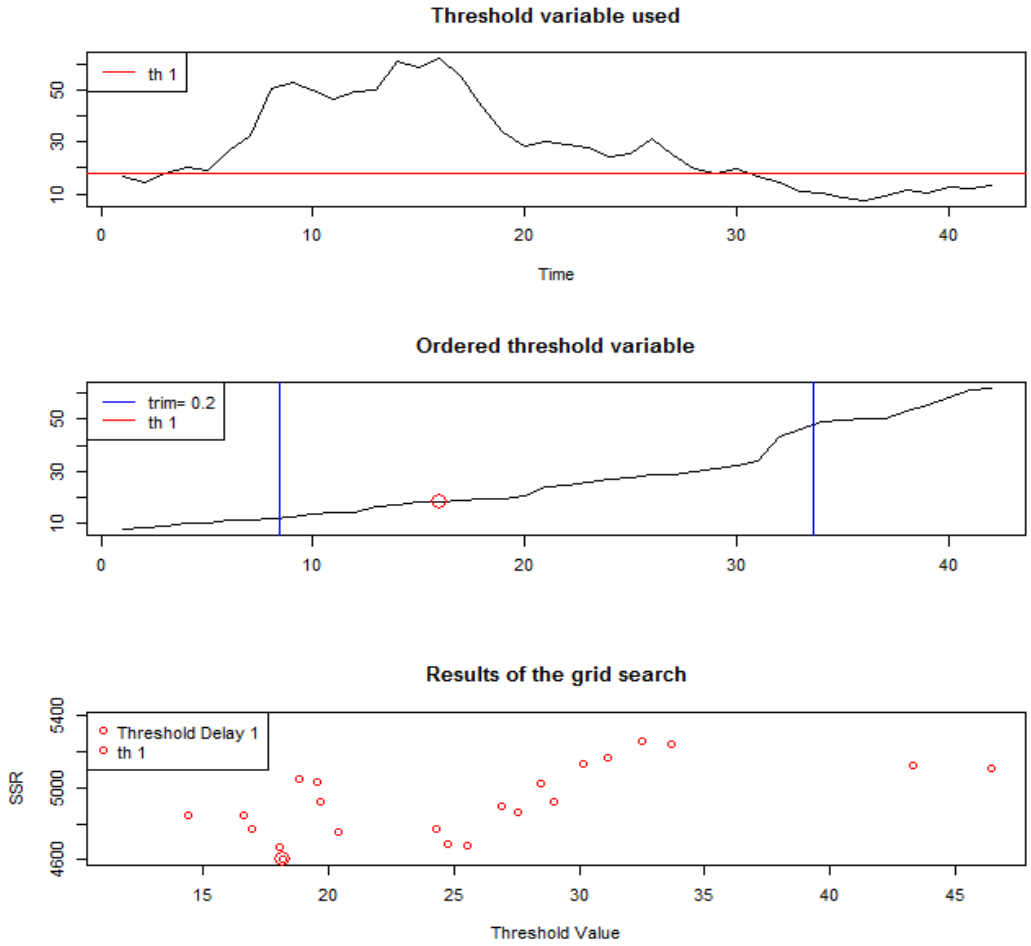
با توجه به نتیجه به دست آمده می‌توان گفت ایجاد بدهی دولت به نظام بانکی تا سقف ۱۸/۸٪ می‌تواند موجب رشد اقتصادی شود. اما با استمرار ایجاد بدهی و عبور آن از حد آستانه تعیین شده اثر معکوس و مخرب آن بر رشد اقتصادی پدیدار می‌شود. افزایش بدهی دولت به نظام بانکی همواره یکی از منابع ایجاد کننده تورم در اقتصاد ایران محسوب می‌شود. بنابراین، علت معکوس شدن اثرگذاری بدهی‌های دولت پس از آستانه را می‌توان بروز تورم دانست. به عبارت دیگر، اگر بدهی دولت به نظام بانکی از آستانه ۱۸/۸٪ بگذرد، به علت تحریک سطح عمومی قیمت‌ها، اثر بدهی بر رشد اقتصادی معکوس می‌شود. علاوه بر این، افزایش بدهی دولت می‌تواند منجر به کاهش وجوه قابل دسترس وام گیرندگان بخش خصوصی شود. بنابراین، در صورتی که بدهی دولت از آستانه برآوردی تجاوز کند، با کاهش یافتن سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به علت کاهش دسترسی به تسهیلات، رشد اقتصادی صدمه خواهد دید.

شکل (۳) واکنش بدهی بانکی دولت را نسبت به تکانه رشد اقتصادی نشان می‌دهد. نکته قابل توجه واکنش منفی بدهی بانکی دولت به رشد اقتصادی در هر دو رژیم است. از آنجایی که رشد اقتصادی با افزایش درآمدهای مالیاتی دولت همراه است، با افزایش رشد اقتصادی درآمدهای دولت از این منبع افزایش می‌یابد. در نتیجه، نیاز کم‌تری به استقراض از بخش بانکی برای دولت قابل تصور است. در عین حال، واکنش بدهی‌های بانکی دولت در دو رژیم از لحاظ قدر مطلق متفاوت است و شدیداً به مقدار آستانه بستگی دارد. با وارد شدن یک تکانه مثبت به اندازه یک انحراف معیار بر رشد اقتصادی، زمانی که نسبت بدهی به تولید کم‌تر از ۱۸/۸٪ باشد (رژیم پایین)، متغیر مذکور کاهش شدیدی تجربه می‌کند. اما، در رژیم بالا واکنش بسیار شدید است.

---

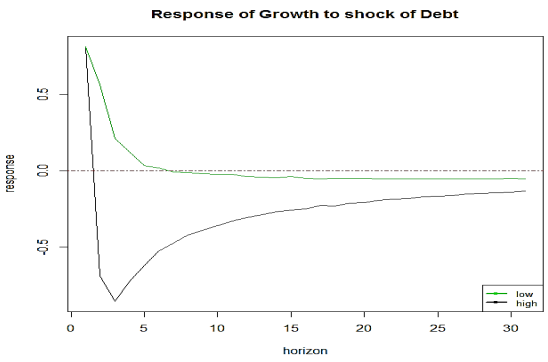
۱. در این تحقیق ۲۰٪ در نظر گرفته شده است.

2. Stigler (2010)



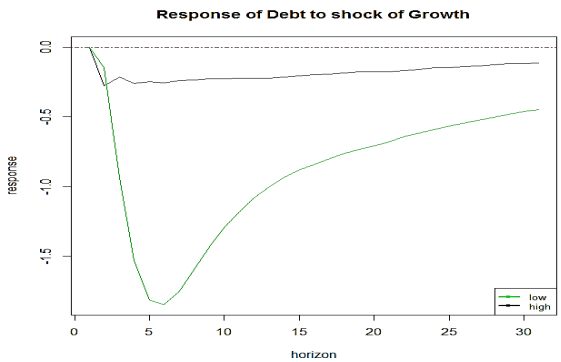
شکل ۱. نتایج جستجوی شبکه‌ای و تعیین مقدار آستانه

مأخذ: یافته‌های تحقیق



شکل ۲. تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته رشد اقتصادی نسبت به تکانه نسبت بدهی به تولید

مأخذ: یافته‌های تحقیق

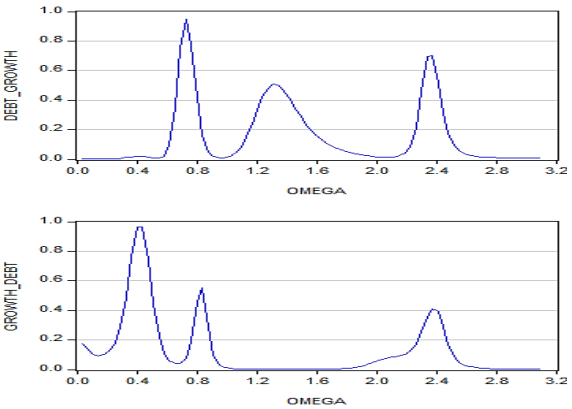


شکل ۳. تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته نسبت بدهی بانکی دولت به تولید نسبت به تکانه رشد اقتصادی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۳- نتایج آزمون علّیت طیفی

در این قسمت با استفاده از آزمون علّیت طیفی، رابطه بین بدهی دولت به نظام بانکی و رشد اقتصادی در حوزه فرکانس بررسی می‌شود. نتایج این آزمون برای متغیرهای مذکور، توسط شکل (۴) بیان شده است.



شکل ۴. رابطه علّی بین نسبت بدهی به تولید و رشد اقتصادی در حوزه فرکانس

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در شکل (۴)، محور عمودی سطح احتمال رد فرضیه صفر مبنی بر وجود نداشتن رابطه علّی از متغیر دوم به متغیر اول را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهنده فرکانس است که با رابطه $T = \frac{2\pi}{\omega}$ به تناوب قابل تبدیل است. لازم به ذکر است که فرکانس بالا (پایین) با کوتاه‌مدت (بلندمدت) در ارتباط است. مانند مطالعات تحلیل‌های طیفی، در این تحقیق فرکانس‌های کم‌تر از ۱ سال، بین ۱ تا ۴ سال و بیش‌تر از ۴ سال به عنوان دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت در نظرگرفته می‌شود.

بر اساس نتایج، در چرخه‌های کم‌تر از ۰/۷، ۰/۸–۰/۷، ۱/۸–۱/۵ و بیش‌تر از ۲/۷ سال، فرضیه صفر مبنی بر عدم اثرگذاری رشد اقتصادی بر نسبت بدهی بانکی دولت به تولید پذیرفته نمی‌شود. در چرخه‌های ۲/۴، ۱/۷–۰/۸ و کم‌تر از ۰/۶ سال جریان علّیت از بدهی بانکی دولت به رشد اقتصادی برقرار است.

نتیجه آزمون علّیت در حوزه فرکانس در جدول (۴) ذکر شده است. به طور خلاصه؛ اولاً، جریان علّیت در کوتاه‌مدت و میان‌مدت دو سویه است؛ ثانیاً، نمی‌توان انتظار داشت در بلندمدت با تغییر در نسبت بدهی دولت به نظام بانکی رشد اقتصادی را تحریک کرد.

جدول ۴. نتیجه آزمون علّیت در حوزه فرکانس

نتیجه در افق زمانی / فرضیه صفر	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
نسبت بدهی به تولید اثر علّی بر رشد اقتصادی ندارد	عدم تأیید	عدم تأیید	تأیید
رشد اقتصادی اثر علّی بر نسبت بدهی به تولید ندارد	عدم تأیید	عدم تأیید	عدم تأیید

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

ارتباط میان بدهی‌های دولت و رشد اقتصادی یکی از مسائل قدیمی در ادبیات علم اقتصاد به شمار می‌رود. طرفداران سیاست‌های ریاضتی، افزایش بدهی‌های دولت را مانعی برای رشد اقتصادی قلمداد می‌کنند. در دیدگاه رقیب، این استدلال وجود دارد که می‌توان با تکیه بر بدهی‌های دولت وضعیت رشد اقتصادی را بهبود بخشید. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی اندک درآمدهای مالیاتی دولت کاهش می‌یابد. از آنجایی که مخارج دولت ثابت هستند، ضروری است برای جلوگیری از وخامت شرایط اقتصاد، مخارج دولت از طریق بدهی تأمین شود. در نتایج تجربی نیز تکثر آرا به چشم می‌خورد و نتیجه‌ای کلی گزارش نشده است. در این راستا، پژوهش حاضر به منظور بازنگری رابطه میان این دو متغیر مهم در اقتصاد ایران، از تحلیل آستانه‌ای و علّیت طیفی استفاده کرده است. طبق نتایج به دست آمده از رهیافت خودرگرسیون برداری آستانه‌ای، رابطه میان رشد اقتصادی و بدهی دولت به بخش بانکی غیرخطی است. به گونه‌ای که با عبور سطح بدهی دولت (۱۸/۸٪) اثر منفی بدهی بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند. از طرف دیگر، مادامی که بدهی دولت کم‌تر از آستانه باشد با افزایش رشد اقتصادی و فراهم شدن منابع درآمدی برای دولت، بدهی بانکی واکنشی معکوس و شدید به افزایش رشد اقتصادی نشان می‌دهد. این نتیجه، هم سو با پژوهش وزارت امور اقتصادی و دارایی (۱۳۹۵: ۲۳–۱) است.

آزمون علّیت در حوزه فرکانس نشان داد در کوتاه‌مدت و میان‌مدت رابطه علّی دوسویه میان دو متغیر برقرار است. اما، در بلندمدت علّیت تنها از رشد اقتصادی به بدهی‌های بانکی دولت برقرار است. با توجه به نتایج تحقیق، ابزار بدهی بانکی تحت

شرایط خاصی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت می‌تواند به عنوان یکی از منابع برای تحریک رشد اقتصادی قلمداد شود. بنابراین، توصیه می‌شود دولت انضباط مالی را رعایت کرده و سقف بدهی بانکی ۱۸/۸٪ را مدنظر قرار دهد. از طرف دیگر، باید توجه داشت رشد اقتصادی در تمامی مقیاس‌ها بر بدهی بانکی دولت اثر مثبتی می‌گذارد. این نتیجه را می‌توان به مقدار اندک درآمدهای مالیاتی دولت نسبت داد. از این‌رو، توجه به ظرفیت‌های مالیاتی و تحقق بیش‌تر از این مجرا ضروری به نظر می‌رسد.

منابع

آقازاده بکتاش، فرانک و دیزجی، منیره (۱۳۹۶). "تأثیر کارایی هزینه و اندازه دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب جهان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۴۲-۱۲۵.

چهرازی مدرسه، سرور و نجاتی، مهدی (۱۳۹۶). "اثر بدهی‌های عمومی و بهره‌وری بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۸-۷.

خداویسی، حسن و عزتی شورگلی، احمد (۱۳۹۷). "بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی ایران: کاربردی از مدل‌های حالت-فضا و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۶۸-۱۵۱.

زمانی، زهرا؛ طیبی، سیدکمیل و کاظمی، ایرج (۱۳۹۵). "تحلیل طیفی رابطهٔ علّی بین چرخه‌های تولید و تجارت بین‌الملل در بلوک‌های اقتصادی منتخب". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۱، شماره ۱، ۱۳۵-۱۱۳.

سخنور، محمد (۱۳۹۷). " تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۲۴-۱۱۱.

سلمانی، یونس؛ یاوری، کاظم؛ سحابی، بهرام و اصغرپور، حسین (۱۳۹۵). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۵ ۱۸، ۱۰۷-۸۱.

غلامی، الهام و هژبرکیانی، کامبیز (۱۳۹۴). "بررسی آثار برنامه‌های محرک مالی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از مدل TVAR". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۳، ۱۴۳-۱۲۷.

گزارش وزارت امور اقتصادی (۱۳۹۵). "تأثیر بدهی بانکی بخش دولتی بر رشد اقتصادی و کانال اثرگذاری آن". دفتر تحقیقات و سیاست‌های مالی، معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی جمهوری اسلامی ایران، ۲۳-۱.

Abbas, S. M. A. & Christensen, J. E. (2010). "The Role of Domestic Debt Markets in Economic Growth: an Empirical Investigation for Low–Income Countries and Emerging Markets". *IMF Staff Papers*, 57(1), 209–255.

Aguiar, M., Amador, M. & Gopinath, G. (2009). "Investment Cycles and Sovereign Debt Overhang". *The Review of Economic Studies*. 76(1), 1–31.

Ajovín, M. & Navarro, M. (2015). "Granger Causality between Debt and Growth: Evidence from OECD Countries". *International Review of Economic and Finance,* 35, 66–77.

Ash, M., Basu, D. & Dube, A. (2017). "Public Debt and Growth: An Assessment of Key Findings on Causality and Thresholds". *Political Economy Research Institute*, University of Massachusetts Amherst, Working Paper 433, 1-88.

Assenmacher-Wesche, K. & Gerlach, S. (2005). "Interpreting Euro Area Inflation at High and Low Frequencies". *BIS Working Paper*, No. 195.

Bal, D. P. & Rath, B. (2014). "Public Debt and Economic Growth in India: A Reassessment". *Economic Analysis and Policy*, 44(3), 292-300

Barro, R. J. (1979). "On the Determination of the Public Debt". *The Journal of Political Economy*, 8(5), 940-971.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth".*Journal of Political Economy*, 98(5), 103-125.

Baum, A., Checherita-Westphal, C. & Rother, P. (2013). "Debt and Growth: New Evidence for the Euro Area". *Journal of International Money and Finance*, 32, 809–821.

Bell, A., Johnston, R. & Jones, K. (2015). "Stylized Fact or Situated Messiness? The Diverse Effects of Increasing Debt on National Economic Growth". *Journal of Economic Geography,* 15(2), 449–472.

Blanchard, O. J. (1985). "Debt, Deficits, and Finite Horizons". *Journal of Political Economy,* 93(2), 223–247.

Breitung, J. & Candelon, B. (2006). "Testing for Short-and Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach". *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.

Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S. & Zampolli, F. (2011). "The Real Effects of Debt". *Working Paper, Bank for International Settlements (BIS), 1-33.*

Checerita, C. W. & Rother, P. (2012). "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: an Empirical Investigation for the Euro Area". *European Economic Review*, 56, 1392-1405.

Cochrane, J. H. (2011). "Understanding Policy in the Great Recession: Some Unpleasant Fiscal Arithmetic", *European Economic Review*, 55, 2-30.

Codogno, L., Favero, C. & Missale, A. (2003). "Yield Spreads on EMU Government Bonds". *Economic Policy*, 18(37), 503–532

De Vita, G., Trachanas, E. & Luo, Y. (2018). "Revisiting the Bi-directional Causality between Debt and Growth: Evidence from Linear and Nonlinear Tests". *Journal of International Money and Finance,Elsevier,* 83, 55-74.

DeLong, B. J. & Summers, L. H. (2012). "Fiscal Policy in a Depressed Economy". *Brookings Papers on Economic Activity,* 44(1), 233–297.

Di Sanzo, S. & Bella, M. (2015). "Public Debt and Growth in the Euro Area: Evidence from Parametric and Nonparametric Granger Causality". *The B. E. Journal of Macroeconomics,* 15(2), 631–648.

Diamond, P. (1965). "National Debt in a Neoclassical Growth Model". *The American Economic Review*, 55, 1126-1150.

Dotsey, M. (1994). "Some Unpleasant Supply Side Arithmetic". *Journal of Monetary Economics*, 33, 507-524.

Dritsaki, Ch. (2013). "Causal Nexus between Economic Growth, Export and Government Debt: The Case of Greece". *International Conferace on Applied Economic (ICOAE). Procedia Economics and Finance,* 5, 251-259.

Eberhardt, M. & Presbitero, A. F. (2015). "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity". J*ournal of International Economics*, 97(1), 1-33.

Egert, B. (2015). "Public Debt, Economic Growth and Nonlinear Effect: Myth or Reality?". J*ournal of Macroeconomics*, 43, 226-238.

Eichengreen, B. & Leblang, D. (2003). "Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right?" *International Journal of Finance & Economics*, 8(3), 205–224.

Ferreira, C. (2009). "Public Debt and Economic Growth: a Granger Causality Panel Data Approach". *Working Paper no. 24, Technical University of Lisbon: Lisbon, 1-18.*

Geweke, J. (1986). "The Super Neutrality of

Money in the United States: An Interpretation of the Evidence". *Econometrica*, 54(1), 1-21.

Ghosh, A. R., Kim, Jun I., Mendoza, E. G., Ostry, J. D. & Qureshi, M. S. (2013). "Fiscal Fatigue, Fiscal Space and Debt Sustainability in Advanced Economies". *International Finance and Macroeconomics*, 123(566), 4–30.

Greenlaw, D., Hamilton, J., Hooper, P. & Mishkin, F. S. (2013). "Crunch Time: Fiscal Crises and the Role of Monetary Policy". *Proceedings of the U.S. Monetary Policy Forum*, 1-94

Grobety, M. (2018). "Government Debt and Growth: the Role of Liquidity". *Journal of International Money and Finance, Elsevier,* 83, 1-22.

Hansen, H. (2004). "The Impact of External Aid and External Debt on Growth and Investment". In Debt Relief for Poor Countries. Addison, T., Hansen, H., Tarp, F. (eds.). *Palgrave: Basingstoke.*

Holmstrom, B. & Tirole, J. (1998). "Private and Public Supply of Liquidity". *The Journal of Political Economy*, 106, 1-40.

Hosoya, Y. (1991). "The Decomposition and Measurement of the Interdependency between Second-Order Stationary Processes". *Probability Theory and Related Fields*, 88, 429- 444.

Karadam, D. Y. (2018). "An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on Growth". *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, 1-13.

Kourtellos, A., Stengos, Th. & Tan, C. M. (2013). "The Effect of Public on Growth in Multiple Regimes". *Journal of Macroeconomics*, 38, 35-43.

Krugman, P. (1988). "Financing vs. Forgiving a Debt Overhang". *Journal of Development Economics*, 29(3), 253–268.

Kumar, M. S. & Woo, J. (2010). "Public Debt and Growth". *IMF Working Paper no. 174, International Monetary Fund: Washington DC, 1-47.*

Kurihara, Y. (2015). "Debt and Economic Growth: The Case of Japan". *Journal of Economics Library*, 2(2), 45-52.

Lo, M. C. & Zivot, E. (2001). "Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment to the Law of One Price". *Macroeconomic Dynamics. Cambridge University Press*, 5(4), 533-576.

Modigliani, F. (1961). "Long-Run Implications of Alternative Fiscal Policies and the Burden of the National Debt". *The Economic Journal,* 71(1)*,* 730–755.

Moss, T. J. & Chiang, H. S. (2003). "The Other Costs of High Debt in Poor Countries: Growth, Policy Dynamics, and Institutions". Issue Paper on Debt Sustainability, 3, *Center for Global Development: Washington DC*, 1-16.

Mupunga, N. & Roux, P. (2015). "Estimating the Optimal Growth Maximizing Public Debt Threshold for Zimbabwe". *Southern African Business Review*, 19(3), 101-128.

Nyambuu, U. & Bernard, L. (2015). "A Quantitative Approach to Assessing Sovereign Default Risk in Resource-Rich Emerging Economies". *International Journal of Finance & Economics*, 20(3), 220–241.

Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2012). "Public Debt and Economic Growth: Is There a Causal Effect?". *Mo.Fi.R. Working Papers 65, Money and Finance Research group (Mo.Fi.R.) - Univ. Politecnica Marche - Dept. Economic and Social Sciences, 1-48.*

Panizza, U. & Presbitero, A. F. (2013). "Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies: A Survey". *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 149(2), 175–204.

Puig, G. M. & Rivero, S. (2015). "The Casual Relationship between Debt and Growth in EMU Countries". *Journal of Policy Modeling*, 37, 974-989.

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. (2010). "Growth in a Time of Debt". *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 100(2), 573–578.

Reinhart, C. M., Reinhart, V. R. & Rogoff, K. S. (2012). "Public Debt Overhangs: Advanced-Economy Episodes since 1800". *Journal of Economic Perspectives*, 26(3), 69–86.

Sachs, J. D. (1989). "Developing Country Debt and Economic Performance, The International Financial System". In Developing Country Debt and Economic Performance, Volume 1: The International Financial System (pp. 12-0). *University of Chicago Press.*

Saint-Paul, G. (1992). "Fiscal Policy in an Endogenous Growth Model". *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1243–1259.

Sella, L. (2008). "Old and New Spectral Techniques for Economic Time Series". *Working paper,* No. 09/2008.

Stigler, M. (2010). "Threshold Cointegration: Overview and Implementation in R, Retrieved from ftp://hubble21.math.ethz.ch/sfs/Software/CRAN /web/packages/tsDyn/vignettes/ThCointOverview.pdf.

Teles, V. K. & Mussolini, C. C. (2014). "Public Debt and the Limits of Fiscal Policy to Increase Economic Growth". *European Economic Review*, 66, 1–15.

Umaru, A., Hamidu, A. A. & Musa, S. (2013). "External Debt and Domestic Debt Impact on the Growth of the Nigerian Economy". *International Journal of Educational Research*, 1(2), 70-85.

Westphal-Checherita, C. & Rother, P. (2012). "The Impact of High Government Debt on Economic Growth and its Channels: an Empirical Investigation for the Euro Area". *European Economic Review*, 56, 1392–1405.

Woodford, M. (1990). "Public Debt as Private Liquidity". *The American Economic Review*, 80, 382-388.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۷۸-۵۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (53-78)

بررسی نقش نهادها و زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای عمده تجاری

*حنانه آقاصفری[۱]، میلاد امینی‌زاده[۲]، علیرضا کرباسی[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۲. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران
۳. استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۵/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/٦)

Investigating the Role of Institutions and Infrastructures on Iran's Bilateral Trade with Main Trading Partners

*Hanane Aghasafari[1], Milad Aminizadeh[2], Alireza Karbasi[3]

1. Ph.D. Candidate in Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
2. Ph.D. Candidate in Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran
3. Professor of Agricultural Economics, Ferdowsi University of Mashhad, Mashhad, Iran

(**Received:** 3/Aug/2018 **Accepted:** 25/Feb/2019)

چکیده:

نهادها و زیرساخت‌ها به عنوان مجموعه‌ای از عوامل اجتماعی، قوانین و خدمات زیربنایی از جمله عوامل کلیدی اثرگذار بر تجارت دوجانبه کشورها می‌باشند. از این رو، در این مطالعه سعی شده است تا اثرات نهادها و زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای اصلی تجاری مورد بررسی قرار گیرد. به منظور دستیابی به این هدف، از الگوی جاذبه و روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن بهره گرفته شده است و برآورد الگو بر اساس داده‌های تابلویی حجم تجارت میان ایران و شرکای تجاری در حال توسعه و توسعه‌یافته در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ انجام شده است. نتایج مطالعه بیانگر آن است که اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای تجاری توسعه‌یافته منفی و معنی‌دار است. به گونه‌ای که ایران متمایل به تجارت بیش‌تر با کشورهای دارای فساد کمتر، ثبات سیاسی بالاتر، مجری قوانین تسهیل‌کننده تجارت و با دموکراسی بیش‌تر است. اثرگذاری مثبت و معنی‌دار متغیرهای تفاوت شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای اصلی توسعه‌یافته نشان داد که ایران با توجه به داشتن نهادهای ضعیف، متمایل به تجارت بیش‌تر با شرکایی است که دارای تفاوت نهادی بیش‌تر یا نهادهای قوی‌تر هستند. در نهایت، نتایج اثرات متقابل مثبت و معنی‌دار زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای تجاری توسعه‌یافته گویای آن است که این زیرساخت‌ها تسهیل‌کننده تجارت میان ایران و شرکای تجاری است.

واژه‌های کلیدی: الگوی جاذبه، نهادها، تفاوت نهادی، زیرساخت‌ها، ایران، شرکای تجاری.

طبقه‌بندی JEL: C23، E02، F14.

Abstract:

Institutions and infrastructures as a set of social factors, rules, beliefs and infrastructure services are the key factors influencing bilateral trade between countries. So, this study investigates the effects of institutions and infrastructures on Iran's bilateral trade with the main trading partners. For this purpose, gravity model, poisson pseudo maximum likelihood was developed and the analysis was based on panel data of trade volume between Iran and the trading partners over the period 2003-2016. The results implie that the interaction effect of different institutional indicators on Iran's bilateral trade with developing country partners and developed country partners are negative and significant. So that, Iran tends to trade more with less corrupt countries, higher political stability, implementing trade facilitation laws and more democracy. The positive and significant impact of the different institutional distance indicators on Iran's bilateral trade with developing country partners and developed country partners confirm that Iran tends to trade more with the partners that have stronger institutions. Moreover, the positive and significant effect associated with transport and communications infrastructure on Iran's bilateral trade with developing country partners and developed country partners indicates that the infrastructure facilitates trade between Iran and the main trading partners.

Keywords: Gravity Model, Infrastructure, Institutions, Institutional Distance, Iran, Trading Partners.
JEL: C23, E02, F14.

* **نویسنده مسئول:** حنانه آقاصفری
E-mail: Aghasafari@mail.um.ac.ir

*Corresponding Author: Hanane Aghasafari

۱- مقدمه

تجارت بین‌المللی نقش مهمی در رشد اقتصادی ایفا می‌کند و به تعبیر آدام اسمیت[1]، پدر علم اقتصاد، تجارت به عنوان موتور رشد اقتصادی کشورها عمل می‌کند. تجارت بین‌المللی، به کشورهایی که از طریق تجارت با یکدیگر در ارتباط هستند، امکان دستیابی به منافع بسیاری را فراهم می‌کند. افزایش کارایی، صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس، افزایش رقابت و کاهش قیمت از جمله این منافع است. افزون بر این، تجارت تنوع بیش‌تری از محصولات را در اختیار مصرف‌کننده قرار می‌دهد (مندونکا[2] و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۶۵) و به تخصیص منابع بر اساس مزیت رقابتی کمک می‌کند (وی و لیو[3]، ۲۰۰۶: ۵۴۶).

امروزه راز اصلی در حوزه تجارت این است که چه عواملی تقویت‌کننده و تضعیف‌کننده تجارت میان کشورهاست. فهم "راز تجارت گمشده[4]" مهمترین مسئله در حوزه تجارت است (ترفلر[5]، ۱۹۹۵: ۱۰۲۹). به عبارتی، سیاست‌گذاران و اقتصاددانان به دنبال پاسخگویی به این پرسش هستند که "چرا حجم تجارت تحقق‌یافته برای کشورها، کمتر از تجارت پیش‌بینی شده است؟" (دی جانگ و بوگمنس[6]، ۲۰۱۱: ۳۸۵ و برقی اسگویی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۱). از این رو، پژوهش‌های مختلفی در این حوزه از سوی محققان انجام شده که بیانگر اثرات مثبت و منفی متغیرهای مختلف بر حجم تجارت است. بررسی‌های انجام شده گویای این است که عواملی همچون تحریم‌های اقتصادی (کازرونی و همکاران، ۱۳۹۴: ۸۳؛ آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۳۹)، محصور به خشکی بودن (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۳۹)، فاصله بین شرکای تجاری (سباق[7] و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۹؛ کازرونی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۳۹) و تفاوت اقتصادی (اولنجین[8] و همکاران، ۲۰۱۵: ۱) اثر منفی و معنی‌دار و عواملی همانند تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری (ضیائی بیگدلی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۰۹؛ لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۳)، تولید سرانه شرکای تجاری (شکیبائی و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۸)، اندازه اقتصاد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۴: ۵۳۹؛ کازرونی و همکاران، ۱۳۹۴: ۸۳؛ رازینی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۴۷)، اندازه بازار (آلر[9] و همکاران، ۲۰۱۵: ۵۵؛ رازینی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۴۷) و موافقت‌نامه‌های تجاری (الورز[10] و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۲؛ لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۳) اثر مثبت و معنی‌داری بر حجم تجارت دارد.

افزون بر عوامل فوق، نهادها[11] نیز به عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم و اثرگذار بر تجارت میان کشورها، یکی از موضوعات اساسی در ادبیات تجارت به شمار می‌رود. نهادها، به عنوان مجموعه‌ای از عوامل اجتماعی، قوانین، باورها و ارزش‌هایی تعریف می‌شوند که بر رفتار فردی و اجتماعی اثرگذار است (گریف[12]، ۲۰۰۶: ۱۴). اقتصاددانان نهادگرا همچون نورث[13] (۱۹۹۰: ۱) تأکید بالایی بر نقش نهادها در عملکرد اقتصادی داشته و عملکرد و کارایی اقتصادها را متأثر از ویژگی نهادی آنها می‌دانند. نهادها با کاهش عدم تقارن اطلاعات در مورد شرایط بازار، کالاها و شرکای تجاری موجب کاهش نااطمینانی و افزایش رقابت در بازار می‌شوند. حقوق مالکیت، قراردادها و حاکمیت قانون از مهمترین نهادها هستند (رودریک[14] و همکاران، ۲۰۰۴: ۲). چنانچه بازیگران اقتصادی بتوانند به حقوق مالکیت، قراردادها یا حاکمیت قانون اعتماد کنند، هزینه‌های معاملات کاهش می‌یابد که این باعث استقرار کسب و کار جدید، تسهیل در عملکرد بازارها و کمک به افزایش بهره‌وری می‌شود. نهادهای با کیفیت بالا، امکان انجام عملیات در مقیاس بزرگ‌تر و استفاده از فناوری‌های کارآمدتر را فراهم می‌کند. این امر، سبب افزایش بهره‌وری، افزایش رقابت‌پذیری، کمک به تقسیم کار بهتر در زمینه‌های ملی و بین‌المللی و افزایش میزان تجارت می‌شود. بالاترین کیفیت نهادها ناشی از کارایی قوانین مربوط به تعاملات اقتصادی و اثربخشی اجرای آنها است (برمن[15] و همکاران، ۲۰۰۶: ۳۴۶). کیفیت نهادی بالا همچنین منعکس‌کننده نهادهای سیاسی متنوع و فراگیر است که تسهیل‌کننده شرایطی هستند که در آن عوامل اقتصادی به طور انفرادی نمی‌توانند با ایجاد انحصار در تجارت از طریق تعرفه و سهمیه محدودیت ایجاد کنند (الورز و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۲).

محققین بر این باورند که با وجود اهمیت نقش نهادها بر تجارت، تفاوت نهادی میان کشورها نیز می‌تواند به عنوان یکی

1. Adam Smith
2. Mendonca et al. (2014)
3. Wei & Liu (2006)
4. Mystery of Missing Trade
5. Trefler (1995)
6. De Jong & Bogmans (2011)
7. Sebbagh et al. (2015)
8. Ulengin et al. (2015)
9. Aller et al. (2015)
10. Alvarez et al. (2018)
11. Institutions
12. Greif (2006)
13. North (1990)
14. Rodrik et al. (2004)
15. Borrmann et al. (2006)

از مهم‌ترین موانع تجارت هزینه بالایی بر کشورها وارد سازد (عابدینی[1]، ۲۰۱۵: ۱۲۲). چرا که ممکن است کشورهایی با نهادهای ضعیف ولی به دلیل تشابه نهادی از سطوح تجارت بالایی برخوردار باشند. از این رو ارزیابی نقش تفاوت نهادی بر تجارت کشورها تبدیل به موضوعی مهم در ادبیات نهادها شده است.

از سویی دیگر زیرساخت‌های کشورها همانند شبکه حمل و نقل هوایی و ریلی و گستره شبکه‌های ارتباطی همانند استفاده از تلفن‌های ثابت و غیرثابت (تلفن‌های همراه) نیز نقش تعیین‌کننده‌ای بر تجارت میان کشورها دارد (دی[2]، ۲۰۰۶: ۷۳۱ و احمدزاده و نصری، ۱۳۹۷: ۱۴۵). به گونه‌ای که بر اساس پژوهش لیمائو و ونابلز[3] (۲۰۰۱: ۴۵۱) زیرساخت ضعیف کشورها تشکیل‌دهنده ۴۰ تا ۶۰ درصد هزینه‌های حمل و نقل کشورها است. این موضوع در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته است که می‌توان به مطالعات برن[4] و همکاران (۲۰۰۵: ۹۹)، دی (۲۰۰۶: ۷۰۸) و فرانسیس و منچین[5] (۲۰۱۳: ۱۶۵) اشاره کرد که بیان داشتند زیرساخت‌های کشورها اثری معنی‌دار بر حجم تجارت میان کشورها دارد.

ایران یکی از کشورهای دارای ذخایر غنی گازی، نفتی، معدنی، برخوردار از نیروی کار فراوان و ارزان، تنوع اقلیمی و مزایای دیگر است و از صادرکنندگان بزرگ محصولات نفتی و غیر نفتی نظیر زعفران و کشمش به شمار می‌رود. نگاهی به آمار سازمان تجارت جهانی در سال‌های مختلف حاکی از آن است که ایران از نظر تجارت جهانی در جایگاه مناسبی قرار ندارد. به طوری که سهم آن از کل صادرات جهانی حدود ۰/۵ درصد و از واردات جهانی ۰/۲۶ درصد است (سازمان تجارت جهانی[6]، ۲۰۱۷). از این رو با توجه به مزایای تجارت، لازم است تا سیاست‌هایی در حوزه افزایش تجارت انجام پذیرد. این سیاست‌ها بدون شناسایی و تشخیص عوامل مؤثر و مهم بر تجارت نمی‌توانند اتخاذ گردند. لذا هدف اصلی این مقاله، بررسی اثرگذاری کیفیت نهادی، تفاوت نهادی و زیرساخت‌ها به طور خاص بر تجارت ایران با شرکای تجاری است. ساختار پژوهش حاضر به این شکل است که در بخش دوم، ادبیات موضوع مشتمل بر مبانی نظری و پیشینه پژوهش ارائه می‌شود. بخش سوم به معرفی الگوی تجربی پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش چهارم، نتایج الگو به همراه بحث مربوط به آن ارائه می‌شود و نتیجه‌گیری و پیشنهادها در بخش پایانی بیان می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

در ادبیات تجارت بین‌المللی، جهت بررسی مؤلفه‌های اثرگذار بر تجارت از الگوی جاذبه به طور گسترده استفاده شده است. در فرم اولیه الگوی جاذبه، جریان تجارت دوجانبه توسط متغیرهای اندازه اقتصادی و فاصله جغرافیایی بین شرکای تجاری تعیین شده است که معمولاً تولید ناخالص داخلی به عنوان اندازه اقتصادی شرکای تجاری در نظر گرفته می‌شود و افزایش آن، نشانه توانایی شرکا در تولید محصولات بیش‌تر و افزایش تجارت می‌باشد. فاصله جغرافیایی یا مسافت زیاد بین پایتخت شرکای تجاری نیز انتظار می‌رود به دلیل افزایش هزینه‌های حمل و نقل تأثیر منفی بر تجارت بگذارد (تینبرگن[7]، ۱۹۶۲: ۲۶۴). به مرور زمان، این الگو با اضافه شدن متغیرهایی مانند موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای (برادا و مندز[8]، ۱۹۸۸: ۲۶۳)، جمعیت (شنگ و مولن[9]، ۲۰۱۰: ۱۶۳)، آزادسازی تجاری (جو[10] و همکاران، ۲۰۱۰: ۴۲۷) و غیره توسعه یافته است. نهادها برای اولین بار توسط دی گروت[11] و همکاران در سال ۲۰۰۴ وارد الگوی جاذبه شدند و اثر آنها از طریق شش شاخص حکمرانی و شاخص شباهت نهادی بر تجارت مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس این مطالعه، بهبود عملکرد نهادها و شبیه بودن نهادها عاملی مؤثر بر تجارت بیان شد. به دنبال مطالعه دی گروت و همکاران (۲۰۰۴: ۱۰۳)، اشکال مختلف نهادها و تفاوت نهادی توسط پژوهشگران مختلفی همچون جانی و پراساد[12] (۲۰۰۶: ۱) و کنکیک[13] (۲۰۱۲: ۱) در الگوی جاذبه مورد توجه قرار گرفت. از سال ۲۰۰۲ که بانک جهانی، نهادهای حاکمیتی و حکمرانی را بر اساس شش شاخص کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و پاسخگویی تعریف و اندازه‌گیری کرده است، مطالعات مختلف به منظور بررسی اثر نهادها بر تجارت، از این

1. Abedini (2015)
2. De (2006)
3. Limao & Venables (2001)
4. Burn et al. (2005)
5. Francois & Manchin (2013)
6. WTO (2017)
7. Tinbergen (1962)
8. Brada & Mendez (1988)
9. Sheng & Mullen (2010)
10. Ju et al. (2010)
11. de Groot et al. (2004)
12. Gani & Prasad (2006)
13. Kuncic (2012)

شش شاخص بهره گرفته‌اند. همچنین زیرساخت‌ها نیز توسط ویلسون[1] و همکاران در سال ۲۰۰۲ سبب توسعه الگوی جاذبه گردید. آنها با استفاده از چهار شاخص کارایی بندرها و فرودگاه‌ها، محیط گمرک، محیط قانونی و دسترسی به شبکه‌های ارتباطاتی مانند تلفن، اثر زیرساخت‌ها را بر تجارت از طریق الگوی جاذبه مورد ارزیابی قرار دادند و به نقش مثبت آنها در توسعه تجارت پی بردند. نقش نهادها و زیرساخت‌ها و مسیر اثرگذاری آنها بر تجارت از طریق الگوی جاذبه در ادامه مورد بررسی قرار می‌گیرد.

۲-۱-۱- مسیرهای اثرگذاری نهادها بر تجارت

۲-۱-۱-۱- شاخص کنترل فساد[2]

این شاخص معیاری از سیاست ضد فساد است و نشان‌دهنده شیوه‌ای است که یک جامعه می‌تواند اتخاذ کند تا مانع استفاده قدرت عمومی توسط افراد برای دستیابی به منافع شخصی شود. همچنین این شاخص، میزان پرداختی‌های نامنظم، میزان فساد در ادارات، شرکت‌ها و نهادهای عمومی را تعیین و اندازه می‌گیرد. فساد هزینه‌های معامله را افزایش می‌دهد و عدم اطمینان در معاملات اقتصادی را به وجود می‌آورد و سبب انحراف در بازار می‌شود. از این رو، فساد مانع تجارت دوجانبه کشورها می‌شود (الورز[3] و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۶).

۲-۱-۱-۲- شاخص اثربخشی دولت[4]

این شاخص، معیاری از مؤثر بودن دولت در زمینه کیفیت و در دسترس بودن خدمات عمومی، صلاحیت کارمندان دولت، سطح بوروکراسی، میزان تشریفات اداری، استقلال خدمات مدنی از فشارهای سیاسی، اعتبار و شفافیت تعهدات و سیاست‌های دولت است (ترک و احمد[5]، ۲۰۱۳: ۳). دولت می‌تواند با ایجاد و اجرای سیاست‌های مناسب، موجب توسعه تجارت و سرمایه‌گذاری شده و با ایجاد، حمایت و اجرای حقوق مالکیت بدون محدود شدن مبادلات، از بازار حمایت کند و محیطی امن و مناسب را برای تجارت و دادوستدهای داخلی و بین‌المللی فراهم کند (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۸).

۲-۱-۱-۳- شاخص ثبات سیاسی[6]

بیانگر احتمال بی‌ثباتی و سرنگونی دولت به وسیله ابزارهای غیرقانونی و خشونت‌آمیز از جمله خشونت سیاسی، تروریسم، کودتا، آشوب‌های شهری و تنش‌های قومی است (بردن[7] و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۶۶). بی‌ثباتی سیاسی، تداوم سیاست‌های جاری را از بین می‌برد و با کاهش امکان سرمایه‌گذاری برای تولید، بستر تجارت را متزلزل می‌نماید.

۲-۱-۱-۴- شاخص کیفیت قوانین[8]

بیانگر توانایی طراحی و فراهم کردن سیاست‌هایی همسو با بازار است که با کنترل قیمت‌ها، اقدامات رقابت ناعادلانه و حمایت بیش از حد مقابله کرده و سهولت شروع تجارت جدید، آزادی مالی، اثربخشی مالیاتی را به همراه داشته باشد (الورز و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۶). چنین سیاست‌ها و قوانینی تسهیل‌کننده تجارت دوجانبه کشورها خواهد بود.

۲-۱-۱-۵- شاخص حاکمیت قانون[9]

به مجموعه‌ای از شاخص‌ها اشاره دارد که میزان اعتماد شهروندان و مردم را نسبت به قوانین اجتماعی از جمله حقوق مالکیت، اثربخشی سیستم قضایی، پلیس و دادگاه و کیفیت اجرای قراردادها نشان می‌دهد (ترک و احمد، ۲۰۱۳: ۳). قانون و نهادهای خوب، بازارها و تجارت را تقویت می‌کنند؛ چرا که مبادلات در بازار متضمن به رسمیت شناختن حقوق مالکیت خریداران و فروشندگان و اجرای آن است.

۲-۱-۱-۶- حق اظهارنظر و پاسخگویی[10]

این شاخص بیانگر مفاهیمی چون حقوق سیاسی، آزادی بیان و تجمعات سیاسی و اجتماعی، آزادی مطبوعات، میزان نمایندگی حکام از طبقات اجتماعی، فرآیندهای سیاسی در برگزاری انتخابات است که با عنوان شاخص دموکراسی از آن یاد می‌شود (عیسی‌زاده و احمدزاده، ۱۳۸۸: ۱۲). با وجود دموکراسی، فساد و روابط غیرشفاف در جامعه که بستر اصلی فعالیت بازیگران اقتصاد (دولت، سرمایه‌گذاران، تولیدکنندگان، مصرف کنندگان و فعالان تجاری) است کاهش یافته که موجب شفافیت بازارها و تسهیل تجارت می‌شود.

1. Wilson et al. (2002)
2. Control of Corruption
3. Alvarez et al. (2018)
4. Government Effectiveness
5. Tarek & Ahmed (2013)
6. Political Instability and Violence
7. Berden et al. (2014)
8. Regulatory Quality
9. Rule of Law
10. Voice and Accountability

۲-۱-۱-۷- شاخص کیفیت نهادی

این شاخص، یک شاخص مرکب است که به منظور بررسی اثر کلی کیفیت نهادها بر تجارت استفاده شده است که برای محاسبه آن ابتدا تمامی شش شاخص نهادی فوق جمع شده و سپس میانگین ساده مجموع شش شاخص بدست آمده است.

۲-۱-۲- شاخص تفاوت نهادی[1]

تفاوت نهادی بین شرکای تجاری از جمله عوامل اثرگذار بر سطح تجارت دوجانبه کشورهاست. تفاوت نهادی یا ناهمگنی در کیفیت نهادها، آگاهی از قوانین و شرایط نهادی را در کشور شریک تجاری کاهش می‌دهد. این امر موجب به وجود آمدن هزینه‌های تعدیل و سایر هزینه‌های معامله مربوط به تفاوت‌ها در شیوه‌های غیررسمی کسب و کار می‌شود و ممکن است اعتماد متقابل شرکا را کاهش دهد (لیندرز[2] و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۴۸).

۲-۱-۳- زیرساخت‌ها

زیرساخت‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای بر حجم تجارت میان کشورها دارند. به طوری که زیرساخت‌های بیش‌تر و بهتر، هزینه‌های مبادله تجاری را کاهش داده و از این رو روابط تجارت بین‌الملل را ارتقاء می‌دهد (فرانسیس و منچین، ۲۰۱۳: ۱۷۳؛ بنساسی[3] و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۸؛ سک[4]، ۲۰۱۶: ۲۴). بر اساس اطلاعات بانک جهانی (۲۰۱۸) زیرساخت‌ها را می‌توان در دو دسته کلی متغیرهای زیرساختی حمل و نقل و شبکه‌های ارتباطی قرار داد. از مهمترین متغیرهای زیرساختی حمل و نقل می‌توان به شبکه هوایی حمل و نقل و شبکه ریلی حمل و نقل اشاره کرد. در حالی که زیرساخت‌های شبکه ارتباطی به تعداد افراد استفاده کننده از تلفن‌های ثابت و غیرثابت (تلفن همراه) اشاره دارد.

علاوه بر اثرگذاری نهادها از طریق شاخص‌های مختلف نهادی و زیرساخت‌ها از منظر زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه بر تجارت ایران و شرکای تجاری، بررسی اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی و زیرساخت‌های ایران و شرکای تجاری بر تجارت نیز از اهمیت بسزایی برخوردار است که کمتر مورد توجه قرار گرفته است. از این رو، مطالعه حاضر به آن می‌پردازد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

با توجه به اهداف پژوهش، پیشینه مطالعات در سه دسته قرار می‌گیرد. در بخش نخست، به مطالعاتی که اثر متغیرهای نهادی بر تجارت را ارزیابی کرده‌اند، اشاره می‌شود. در بخش دوم، به مطالعاتی که بر تفاوت نهادی و اثرگذاری آن بر تجارت تمرکز کرده‌اند، پرداخته می‌شود. در بخش سوم، پژوهش‌هایی که اثر متغیرهای زیرساختی را بر تجارت مورد توجه قرار داده‌اند، بررسی می‌شود.

۲-۲-۱- اثر کیفیت نهادها بر تجارت

کیم[5] و همکاران در مطالعه‌ای اثرات نهادهای سیاسی را بر انتخاب شریک تجاری و حجم تجارت مورد بررسی قرار دادند. آنها با بهره‌گیری از برآوردگر لاسو بیزین دو مرحله‌ای و داده‌های ۱۳۱ کشور در طول نیم قرن نشان دادند که نهادهای سیاسی جهت انتخاب شریک تجاری مهم هستند و برخی ویژگی‌های دموکراسی تجارت را ارتقاء می‌دهند. آنها همچنین اثرات متقابل نهادهای سیاسی را مورد توجه قرار دادند (کیم و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

جانی و سریماگو[6] در پژوهش خود به ارزیابی اثر نهادی کشورهای واردکننده بر تجارت نیوزیلند در قالب دو الگوی صادرات و واردات پرداختند. آنها معتقدند که همه شاخص‌ها اثراتی با علامت یکسان بر تجارت نداشته و از همین رو به ارزیابی هر یک از این شاخص‌ها بر تجارت نیوزیلند پرداختند. نتایج این پژوهش با استفاده از الگوی جاذبه و روش درستنمایی شبه بیشینه پوآسن نشان داد که فساد، حاکمیت قانون، کیفیت مقررات و اثربخشی دولت به ترتیب اثراتی منفی، مثبت، مثبت و مثبت بر صادرات نیوزیلند داشته‌اند که تنها فساد اثری معنی‌دار داشته است. در حالی‌که نتایج الگوی واردات نیز نشان داد که فساد و کیفیت مقررات اثر منفی و حاکمیت قانون و اثربخشی دولت اثر مثبتی بر واردات نیوزیلند داشته‌اند که در الگوهای وارداتی نیز تنها شاخص فساد اثری معنی‌دار بر واردات داشته است (جانی و سریماگو، ۲۰۱۶: ۳۶). فاخر[7] در تحقیقی به بررسی نقش کیفیت نهادها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی

1. Institutional Distance
2. Linders et al. (2008)
3. Bensassi et al. (2015)
4. Seck (2016)
5. Kim et al. (2017)
6. Gani & Scrimgeour (2016)
7. Fakher (2014)

و تجارت در مصر در دوره ۲۰۱۰-۱۹۹۵ پرداخته است و برای اندازه‌گیری کیفیت نهادها از شاخص‌های حکمرانی مسئولیت پذیری، نقش قانون، کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی و کیفیت قوانین و مقررات استفاده کرده است. تجزیه و تحلیل تجربی با بهره‌گیری از رگرسیون خطی نشان می‌دهد که کیفیت نهادها اثر مثبت و معنی‌داری بر جریان تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد (فاخر، ۲۰۱۴: ۶۹).

بردن[1] و همکاران در پژوهش خود به ارزیابی اثر شاخص‌های نهادی بر تجارت و سرمایه‌گذاری خارجی پرداختند. نتایج که با استفاده از الگوی جاذبه و برای دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۷ محاسبه شد، نشان داد که در میان ۶ شاخص نهادی مورد بررسی تنها اثربخشی دولت و کیفیت مقررات اثری مثبت و معنی‌دار بر سطح تجارت میان کشورها داشتند. در حالی‌که اثر ۴ شاخص کنترل فساد، اظهارنظر و پاسخگویی، حاکمیت قانون و ثبات سیاسی بر تجارت میان کشورها بی‌معنی بوده است. شایان ذکر است نتایج، اثرگذاری متفاوت شاخص‌های نهادی را بر سرمایه‌گذاری خارجی نشان داد (بردن و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۵۳).

سلاطین و اسلامبولچی[2] به ارزیابی اثرگذاری کیفیت نهادی بر حجم تجارت در گروه‌های منتخب کشورهای با درآمد متوسط و با درآمد بالا در دوره ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۰ پرداختند. کیفیت نهادی در این مطالعه میانگین غیر وزنی ۵ شاخص اثربخشی دولت، کیفیت قوانین و مقررات، ثبات سیاسی، حق اظهارنظر و پاسخگویی و کنترل فساد است. نتایج با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته نشان داد که کیفیت نهادی اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت کشورهای منتخب با درآمد بالا دارد، این در حالی است که کیفیت نهادی اثر منفی بر تجارت کشورهای منتخب با درآمد متوسط دارد (سلاطین و اسلامبولچی، ۲۰۱۴: ۱۲).

فرانسیس و منچین در بخشی از مطالعه خود با ارزیابی اثر کیفیت نهادها و سازمان‌ها بر الگوی تجارت کشورهای صادرکننده و واردکننده در سال‌های ۱۹۹۰، ۱۹۹۵، ۲۰۰۰، ۲۰۰۱، ۲۰۰۲ و ۲۰۰۳ و استفاده از الگوی جاذبه و برآوردگر درستنمایی شبه بیشینه پوآسن نشان دادند که کیفیت نهادها (فساد، کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، حاکمیت قانون، کیفیت مقررات و پاسخگویی و صدا) اثر مثبتی بر تجارت کشورهای صادرکننده و واردکننده دارد. در حالی‌که کشورهای با درآمدهای پایین اغلب کیفیت نهادی پایین‌تری در مقایسه با کشورهای با درآمد بالا دارند که این موضوع بر حجم تجاری آنها اثر قابل توجهی دارد (فرانسیس و منچین، ۲۰۱۳: ۱۶۵).

تد و گوستافسون[3] به بررسی اثر فساد به عنوان یکی از شاخص‌های نهادی بر تجارت بین‌الملل پرداختند. نتایج نشان داد که اثر فساد بر کل تجارت بزرگ و منفی است. زیرا فساد، هزینه اضافی را ایجاد کرده و تجارت را کاهش می‌دهد (تد و گوستافسون، ۲۰۱۲: ۶۵۱).

فنسترا و همکاران[4] (۲۰۱۲: ۱)، باسیو و داس[5] (۲۰۱۰: ۱)، مئون و سکات[6] (۲۰۰۸: ۲۲۷) و جانی و پراساد (۲۰۰۶: ۱) نیز نشان دادند کیفیت نهادها اثر معنی‌داری بر تجارت میان کشورها داشته که اصلاح و بهبود کیفیت آنها برای افزایش روابط تجاری مهم است. در مطالعات داخلی، شیران و همکاران در مطالعه‌ای متغیرهای تأثیرگذار بر تجارت با تأکید بر شاخص کیفیت نهادها تحت عنوان حکمرانی خوب را بر تجارت کشورهای منتخب گروه منا در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۰۰ مورد ارزیابی قرار دادند. نتایج پژوهش تأییدکننده تأثیرگذاری شاخص های حکمرانی خوب بر تجارت در کشورهای مورد بررسی است. بدین صورت که شاخص های حق اظهارنظر و پاسخگویی، اثربخشی دولت و کیفیت تنظیم قوانین تأثیر مثبت و شاخص‌های ثبات سیاسی و عدم خشونت، حاکمیت قانون و کنترل فساد تأثیر منفی بر میزان تجارت در کشورهای منتخب عضو منا دارند (شیران و همکاران، ۱۳۹۵: ۱).

آذربایجانی و همکاران به بررسی تأثیر شاخص نهادهای حاکمیتی همچون شاخص‌های حاکمیت قانون، اثربخشی دولت، کیفیت مقررات و کنترل فساد بر تجارت منتخبی از کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی در دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های پنل بیانگر آن است که شاخص‌های کیفیت قوانین، اثربخشی دولت و کنترل فساد تأثیر مثبت و معنادار و شاخص حاکمیت قانون دارای تأثیر منفی و معناداری بر تجارت کشورهای مورد بررسی می‌باشد (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱).

آذربایجانی و همکاران در مطالعه‌ای دیگر اثر شاخص کلی نهاد (میانگین ساده مجموع شش شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی، ثبات سیاسی و عدم خشونت، اثربخشی دولت،

1. Berden et al. (2014)
2. Salatin & Eslambolchi (2014)
3. Thede & Gustafson (2012)
4. Feenstra et al. (2012)
5. Basu & Das (2010)
6. Meon & Sekkat (2008)

کیفیت قوانین و مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد) را بر جریان‌های تجاری کشورهای منتخب منطقه خاورمیانه بین سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۸ با به کارگیری مدل جاذبه مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که در مقایسه با سایر عوامل مؤثر بر روی تجارت دو طرفه، کیفیت نهادها از اثرگذاری بیش‌تری برخوردار است (آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱).

۲-۲-۲- اثر تفاوت نهادی بر تجارت

الورز و همکاران در مطالعه‌ای اثرات شاخص‌های نهادی و تفاوت آنها را بر جریان تجارت صنعت ۱۸۶ کشور صادرکننده و واردکننده برای دوره ۱۹۹۶ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار دادند. نتایج با استفاده از مدل جاذبه حاکی از اثرگذاری مثبت و معنی‌دار هر دو عامل بر جریان دوجانبه کشورها است (الورز و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۲).

لیو[1] و همکاران نقش تفاوت نهادی و فرهنگی را در تجارت چین با شرکای تجاری مورد توجه قرار دادند و با بهره‌گیری از مدل جاذبه بسط داده شده دریافتند که تفاوت نهادی و تفاوت فرهنگی مانعی برای تجارت دوجانبه چین با شرکایش است. همچنین تجارت دوجانبه به تغییرات تفاوت فرهنگی نسبت به تفاوت نهادی حساسیت بیش‌تری را نشان داد (لیو و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

عابدینی در پژوهش خود به برآورد فرم هزینه تجارت توده یخی ساموئلسون در کشورهای OECD طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۸۸ پرداخت. او در این مطالعه با ارزیابی تفاوت کشورها همچون تفاوت‌های نهادی، فرهنگی و جغرافیایی هزینه تجارت را برآورد کرد. نتایج نشان داد که تفاوت‌های نهادی میان کشورهای OECD، اثر منفی بر جریان تجاری دارد (عابدینی، ۲۰۱۵: ۱۱۵).

بوژنس و فرتو[2] در پژوهشی به ارزیابی اثر کیفیت و تفاوت نهادی بر تجارت محصولات کشاورزی در میان کشورهای OECD پرداختند. آنها در این پژوهش به تفاوت هر یک از مؤلفه‌های نهادی میان کشورها بر تجارت محصولات کشاورزی پرداختند. نتایج نشان داد که تفاوت شاخص‌های نهادی میان کشورها بر جریان تجاری محصولات کشاورزی اثر معنی‌داری دارد. شایان ذکر است که تفاوت بعضی از شاخص‌های نهادی میان کشورها موجب کاهش تجارت و بعضی شاخص‌های دیگر موجب افزایش تجارت میان آنها شده است (بوژنس و فرتو، ۲۰۱۵: ۳۵).

مندونکا و همکاران تفاوت‌های نهادی بین کشورها را بر جریان تجارت محصولات کشاورزی ۵۹ کشور، طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۰ بررسی کردند. نتایج نشان داد که تفاوت‌های نهادی بین کشورها اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت کشاورزی دارد (مندونکا و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۶۴).

داکسو[3] و همکاران در مطالعه خود اثر تفاوت‌های نهادی را بر جریان تجارت خارجی چین در سال‌های ۱۹۹۶ تا ۲۰۰۸ بررسی کردند. نتایج نشان داد که تفاوت‌های نهادی اثر مثبتی بر جریان تجارت خارجی چین دارد. این در حالی است که مربع تفاوت‌های نهادی اثری منفی بر جریان تجارت خارجی چین دارد و رابطه بین تفاوت‌های نهادی و جریان تجارت خارجی را به صورت U شکل به دست آوردند (داکسو و همکاران، ۲۰۱۳: ۵۵).

کنکیک در بررسی عوامل مؤثر بر تجارت، دریافت که تفاوت‌های نهادی بر تجارت اثر منفی و معنی‌داری دارد و کشورها با مشابهت نهادی بیش‌تر، از روابط تجاری بیش‌تری برخوردار هستند (کنکیک، ۲۰۱۲: ۴۶۲).

۲-۲-۳- اثر زیرساخت‌ها بر تجارت

داناباور[4] و همکاران در مطالعه‌ای اثر زیرساخت‌ها را بر تجارت دوجانبه کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته مورد ارزیابی قرار دادند و با بهره‌گیری از مدل جاذبه به این نتیجه رسیدند که کشورهای با زیرساخت‌های پیشرفته، هزینه‌های تجارت دوجانبه کم‌تری دارند و زیرساخت‌های بهتر، صادرات را افزایش می‌دهد. این نتایج در مورد تجارت کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه قابل تعمیم است (داناباور و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۴۵).

سلبیس[5] و همکاران در مطالعه خود به تعیین اهمیت زیرساخت‌های حمل و نقل و ارتباطات بر تجارت پرداختند و با استفاده از تکنیک‌های متا آنالیز و متا رگرسیون نشان دادند که افزایش یک درصدی در زیرساخت ها، صادرات را حدود ۰/۶ درصد و واردات را حدود ۰/۳ درصد افزایش می‌دهد (سلبیس و همکاران، ۲۰۱۴: ۲۵).

فرانسیس و منچین در بخشی از پژوهش خود به ارزیابی اثر زیرساخت‌های کشورها بر تجارت پرداختند. نتایج آنها نشان داد که کشورهای توسعه یافته به منظور توسعه تجارت خود به

1. Liu et al. (2018)
2. Bojnec & Ferto (2015)
3. Da-Xue et al. (2013)
4. Donaubauer et al. (2018)
5. Celbis et al. (2014)

دنبال شرکای تجاری با شبکه‌های ارتباطی و اجتماعی پیشرفته توسعه یافته هستند. همچنین آنها نشان دادند که زیرساخت‌های ضعیف در کشورهای در حال توسعه موجب کاهش دسترسی به بازارهای وارداتی به منظور صادرات می‌شود (فرانسیس و منچین، ۲۰۱۳: ۱۶۵).

پرتگال پرز و ویلسون[1] در پژوهش خود اثر زیرساخت‌های نرم‌افزاری و سخت‌افزاری را بر عملکرد صادراتی کشورهای در حال توسعه ارزیابی کردند. یافته‌های آنها نشان داد که این عوامل تسهیل‌کننده تجارت می‌باشند و اثر مثبتی بر عملکرد صادرات دارند (پرتگال پرز و ویلسون، ۲۰۱۲: ۱۲۹۵).

احمد[2] و همکاران با بررسی اثر زیرساخت‌های ICT بر تجارت مالزی و استفاده از مدل جاذبه دریافتند که اشتراکات تلفن ثابت و همراه، استفاده‌کنندگان از اینترنت و کامپیوتر شخصی اثر مثبت و معناداری بر تجارت مالزی با شرکای تجاری‌اش دارد (احمد و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۹۲).

نتایج مطالعه بهار[3] و همکاران بیانگر آن است که کاهش در انحراف معیار تدارکات و زیرساخت‌ها می‌تواند صادرات را به میزان ۴۶ درصد برای یک کشور در حال توسعه افزایش دهد (بهار و همکاران، ۲۰۰۹: ۱).

ایوانو و کیرک پاتریک[4] در پژوهشی، شاخص‌هایی برای تجمیع شاخص‌های تسهیل تجارت و زیرساخت‌ها ساختند و تأثیر آنها را بر صادرات مثبت ارزیابی کردند (ایوانو و کیرک پاتریک، ۲۰۰۸: ۷۳۵). در مطالعات داخلی نیز حسینی و همکاران با بهره‌گیری از تعدادی از شاخص‌های زیرساخت به بررسی تجارت ایران و منتخبی از کشورها پرداختند که نتایج این مطالعه نیز بیانگر اثر مثبت زیرساخت‌ها بر تجارت کشورها بوده است (حسینی و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۲۳).

همچنین هوشمند و همکاران به بررسی اثر زیرساخت‌های حمل و نقل ریلی و جاده‌ای و نیز اثرات متقابل آنها بر تجارت ایران و کشورهای اکو پرداختند. نتایج این مطالعه با استفاده از الگوی جاذبه نشان داد که افزایش زیرساخت‌های حمل و نقل زمینی اثری مثبت و معنی‌دار بر تجارت دارد (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۲۵).

بررسی مطالعات انجام شده نشان می‌دهد علی‌رغم توجه مطالعات خارجی به اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی، تفاوت نهادی و زیرساخت‌ها، مطالعات داخلی اندکی این شاخص‌ها را تنها به صورت جمعی یا زیر شاخص مورد بررسی قرار داده‌اند. از این رو، مطالعه حاضر، ارزیابی اثر متقابل و تفاوت شاخص‌ها را مورد توجه قرار داده است. چرا که باید همه مؤلفه‌های اثرگذار همانند تفاوت نهادها، اثرات متقابل آنها و اثرات متقابل زیر ساخت‌ها بر تجارت میان کشورها مورد بررسی قرار گیرد تا بتوان سیاست های مناسبی در پیش گرفت. همچنین در این مطالعه سعی شده است که اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی، تفاوت نهادی و اثرات متقابل زیر ساخت‌ها برای دو گروه کشور توسعه یافته و در حال توسعه مورد بررسی قرار گیرد. چرا که رویکردهای کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه و حجم تجارت کشور با آنها متفاوت است. لذا تفکیک این دو گروه می‌تواند نتایج مطلوبی در پیش داشته باشد.

۳- روش‌شناسی

همان‌طور که اشاره شد، الگوی تجربی مورد استفاده در پژوهش حاضر، الگوی جاذبه[5] است. الگوی جاذبه پس از اینکه نخستین بار توسط تینبرگن در سال ۱۹۶۲ برای تحلیل جریان‌های تجاری بین‌المللی بکار برده شد، به ابزاری مهم در پژوهش‌های مرتبط با جریان‌های تجاری تبدیل شد که محققین بسیاری چون جانی و سریماگو (۲۰۱۶: ۳۶)، ناتاله[6] و همکاران (۲۰۱۵: ۹۸)، کاپوراله[7] و همکاران (۲۰۱۵: ۲۶۱)، باراتیری[8] (۲۰۱۴: ۱) و محققینی دیگر از آن بهره برده‌اند. الگوی جاذبه معرفی شده توسط تینبرگن به صورت رابطه (۱) تعریف می‌شود (تینبرگن، ۱۹۶۲: ۲۶۴):

$$T_{ijt} = \alpha_0 Y_{it}^{\alpha_1} Y_{jt}^{\alpha_2} D_{ij}^{\alpha_3} \qquad (۱)$$

که در آن، T_{ijt} سطح تجارت بین دو کشور i و j در زمان t، Y_{it} تولید ناخالص داخلی کشور i در زمان t، Y_{jt} تولید ناخالص داخلی کشور j در زمان t و D_{ij} فاصله بین دو کشور است. این الگو در مطالعات مختلف حسب متغیرهای مورد استفاده بسط داده شده است. در پژوهش حاضر، الگوی (۱) به صورت رابطه (۲) تعریف و بسط داده می‌شود:

1. Portugal-Perez & Wilson (2012)
2. Ahmad et al. (2011)
3. Behar et al. (2009)
4. Iwanow & Kirkpatrick (2008)
5. Gravity Model
6. Natale et al. (2015)
7. Caporale et al. (2015)
8. Barattieri (2014)

$$T_{ijt} = C + \beta_1 \ln(SD_{ijt}) + \beta_2 \ln(P_{ijt}) + \beta_3 \ln(Open_{jt}) + \beta_4 \ln(D_{ij}) + \beta_5 RTA_{ijt} + \beta_6 A_j + \beta_7 \ln(IN_{kit} * IN_{kjt}) + \varepsilon_{ij} \quad (۲)$$

بنابر رابطه (۲) متغیر وابسته میزان تجارت دوجانبه میان شرکای تجاری در سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۲ است. متغیر توضیحی (SD) بیانگر تفاوت اقتصادی بین ایران و شرکای تجاری است و گویای این است که تفاوت بیش‌تر دو کشور در محصولات مبادله‌ای، موجب پتانسیل تجاری بزرگ‌تر می‌شود و هر چه شکاف در ساختار اقتصادی کمتر شود، تشابه صادرات و واردات بین آنها بیش‌تر می‌شود. به عبارتی، کشورهای مشابه تمایل بیش‌تری به تجارت با یکدیگر نسبت به کشورهای غیرمشابه دارند. این شاخص بر این حقیقت تکیه دارد که تمام توان و ظرفیت‌های اقتصادی یک کشور در طول یک سال در تولید ناخالص داخلی (GDP) آن کشور خلاصه می‌شود. لذا، بررسی تفاوت تولید ناخالص داخلی می‌تواند بیانگر تفاوت اقتصادی دو کشور باشد. این شاخص بر اساس رابطه (۳) بدست می‌آید (اولنجین و همکاران، ۲۰۱۵: ۴؛ کاهولی و مکتوف[1]، ۲۰۱۴: ۵۲۷؛ آنتونوسی و مانزوچی[2]، ۲۰۰۶: ۱۶۸):

$$Size\ Distance = \left[1 - \left(\frac{GDP_{it}}{GDP_{it} + GDP_{jt}}\right)^2 - \left(\frac{GDP_{jt}}{GDP_{it} + GDP_{jt}}\right)^2\right] \quad (۳)$$

یکی دیگر از متغیرهای توضیحی مورد استفاده در پژوهش توده جمعیت (P) است که بیانگر اندازه بازار دو کشور است. این متغیر در پژوهش حاضر به صورت ضرب دو متغیر جمعیت ایران و شریک تجاری محاسبه شده است. این متغیر بیانگر آن است که جمعیت بیش‌تر کشورها، به سبب افزایش تقاضا برای کالاهای مختلف، بازار داخلی بزرگ‌تری را برای کالاها (وارداتی) فراهم می‌کند. از این رو، جهت تأمین تقاضای بازار، تجارت دو جانبه کشورها افزایش می‌یابد (بیسواز و کندی[3]، ۲۰۱۶: ۱۱؛ شنگ و مولن، ۲۰۱۰: ۱۶۹).

آزادسازی تجاری (Open) یکی از متغیرهای مهم رابطه (۲) است که نشان می‌دهد یک کشور به چه میزان از درجه باز بودن تجاری برخوردار است. این متغیر به صورت تقسیم مجموع صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی بدست می‌آید. انتظار می‌رود که تجارت دوجانبه کشورها با آزادسازی تجاری به جهت رفع موانع تجارت افزایش یابد (جو و همکاران، ۲۰۱۰: ۳). مطابق با تئوری الگوی جاذبه، مسافت بر میزان تجارت اثرگذار است. بنابراین، فاصله جغرافیایی بین ایران و شرکای تجاری (D) در نظر گرفته شده است. انتظار می‌رود با افزایش فاصله جغرافیایی بین دو کشور به دلیل افزایش هزینه‌های حمل و نقل، حجم روابط تجاری بین آنها کاهش یابد (تینبرگن، ۱۹۶۲: ۲۶۴).

یکی از متغیرهای حاضر در این پژوهش، متغیر مجازی عضویت در موافقت‌نامه تجاری (RTA) است. بر این اساس در صورتی که ایران و شرکای تجاری در یک توافق‌نامه تجاری قرار داشته باشند، عدد ۱ و در غیر این صورت عدد صفر داده می‌شود. انتظار می‌رود کشورهای عضو موافقت‌نامه تجاری به دلیل ماهیت این موافقت‌نامه‌ها در کاهش موانع تجاری، از میزان تجارت دوجانبه بیش‌تری برخوردار باشند (الورز و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۵). شایان ذکر است که به دلیل نبود موافقت‌نامه تجاری میان ایران و کشورهای توسعه‌یافته (غیر از کره جنوبی)، این متغیر در الگوی مربوط به کشورهای توسعه یافته برآورد نشده است. یکی دیگر از متغیرهای توضیحی مدل، شرکای تجاری آسیایی (A) است. با توجه به اینکه کشورهای آسیایی بیش‌تر کشورهای در حال توسعه بوده و حضور فراوانی در بازار جهانی نداشته، درصد بالایی از شرکای تجاری خود را از کشورهای همسایه انتخاب کرده و با آنها موافقت‌نامه‌های تجاری تنظیم می‌کنند (پیتیگالا[4]، ۲۰۰۵: ۱)، از این رو کشورهایی که در آسیا حضور داشته‌اند، عدد ۱ و کشورهای دیگر عدد صفر را به خود اختصاص داده‌اند.

با توجه به هدف پژوهش، جهت بررسی اثرگذاری شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه، ضرب شاخص‌های نهادی (k=1, ..., 7) ($IN_{ki}*IN_{kj}$) ایران و شرکای تجاری در الگو وارد شده است[5]. به عبارتی عدد بزرگ‌تر این حاصل‌ضرب، بیانگر کیفیت نهادی بهتر ایران و شریک تجاری و عدد کوچک‌تر به معنی کیفیت نهادی پایین‌تر ایران و شریک تجاری است (کیم و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

همان‌طور که بیان شد یکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر جریان تجاری، تفاوت در شاخص‌های نهادی شرکای تجاری است.

1. Kahouli & Maktouf (2014)
2. Antonucci & Manzocchi (2006)
3. Biswas & Kennedy (2016)
4. Pitigala (2005)
۵. با توجه به اینکه بازه اعداد متغیرهای نهادی در بانک جهانی از ۲/۵- تا ۲/۵+ بوده است، به منظور جلوگیری از مشکل در ضرب اعداد مطابق با پژوهش فرانسیس و منچین (۲۰۱۳) تغییر مقیاس صورت گرفته است. بر اساس تغییر مقیاس، بازه بدست آمده از ۱ تا ۶ بوده است.

الگوی (۴) بیانگر الگوی تجربی مورد استفاده در پژوهش حاضر به منظور بررسی اثر تفاوت شاخص‌های نهادی بر تجارت ایران با شرکای تجاری است.

$$T_{ijt} = C + \beta_1 \ln(SD_{ijt}) + \beta_2 \ln(P_{ijt}) + \beta_3 \ln(Open_{jt}) + \beta_4 \ln(D_{ij}) + \beta_5 RTA_{ijt} + \beta_6 A_j + \beta_7 \ln(ID_{ijt}) + \varepsilon_{ij} \quad (۴)$$

متغیر (ID) بیانگر تفاوت شاخص‌های نهادی میان ایران و شرکای تجاری است. لیندرز و همکاران اولین بار در سال ۲۰۰۸ تفاوت شاخص‌های نهادی را به عنوان یک متغیر در الگوی جاذبه وارد کردند. تفاوت هر یک از شاخص‌های نهادی میان ایران و شرکای تجاری با به کارگیری تابع غیرخطی از تفاوت در این شاخص‌ها بین شرکای تجاری از طریق رابطه زیر بدست می‌آید (لیندرز و همکاران، ۲۰۰۸: ۴۴۸):

$$Institutional\ Distance = (I_{kit} - I_{kjt})^2 / V_{kt}^I \quad (۵)$$

در رابطه بالا، I_{kit} نشان‌دهنده نمره شاخص‌های نهادی k (k=1, ..., 6) برای کشور i در زمان t و V_{kt}^I بیانگر واریانس شاخص‌ها میان کشورها در زمان t است. تفاوت شاخص کیفیت نهادی جهت ارزیابی اثر کلی تفاوت در شاخص‌های نهادی بر تجارت با استفاده از میانگین ساده شش متغیر تفاوت در شاخص‌های کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و پاسخگویی حاصل می‌شود. این روش محاسبه ابتدا توسط کوگوت و سینگ[1] (۱۹۸۸: ۴۱۱) بیان شد و توسط لیندرز (۲۰۰۶: ۱) توسعه یافت. تفاوت‌های نهادی می‌تواند از یک طرف به دلیل هزینه‌های تعدیل مربوط به تفاوت در شیوه‌های تجارت، اثر منفی بر تجارت میان کشورها داشته باشد (عابدینی، ۲۰۱۵: ۱۲۲) و از طرف دیگر وابسته به ضعیف یا قوی بودن نهادهای کشورهای طرف تجارت، ممکن است بر تجارت دوجانبه کشورها اثر مثبت داشته باشد (الورز و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۵). سایر متغیرهای توضیحی همانند الگوی (۲) بوده که پیش‌تر شرح داده شده است.

$$T_{ijt} = C + \beta_1 \ln(SD_{ijt}) + \beta_2 \ln(P_{ijt}) + \beta_3 \ln(Open_{jt}) + \beta_4 \ln(D_{ij}) + \beta_5 RTA_{ijt} + \beta_6 A_j + \beta_7 \ln(INF_{kit} * INF_{kjt}) + \varepsilon_{ij} \quad (۶)$$

در نهایت الگوی تجربی (۶) به منظور ارزیابی اثر متغیرهای زیرساختی بر جریان تجاری ایران و شرکای تجاری برآورد شد.

متغیر ساختاری مورد بررسی ($INF_{ki}*INF_{kj}$) به صورت ضرب دو متغیر که معرف زیرساخت‌های (k=1, ..., 4) ایران و شریک تجاری بوده است، مورد ارزیابی قرار گرفته است. بر این اساس هر چه این متغیر بزرگ‌تر باشد، بیانگر زیرساخت‌های مناسب دو کشور بوده، در حالی‌که عدد کوچک‌تر بیانگر ضعف زیرساخت‌های دو کشور برای تجارت با یکدیگر است (هوشمند و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۸۵). سایر متغیرهای توضیحی همانند الگوی (۲) بوده که پیش‌تر بیان شده است.

به منظور دستیابی به اهداف پژوهش، تجارت محصولات ایران با ۲۴ شریک اصلی تجاری که بیش از ۸۰ درصد تجارت را در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ به خود اختصاص داده‌اند، مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور دستیابی به نتایج کاربردی‌تر، این کشورها به دو گروه کشورهای توسعه‌یافته (اتریش، آلمان، بلژیک، فرانسه، هنگ کنگ، ایتالیا، ژاپن، کره جنوبی، هلند، اسپانیا، سوئیس و انگلستان) و در حال توسعه (آذربایجان، برزیل، چین، هند، عراق، مازی، پاکستان، روسیه، عربستان، ترکیه، ترکمنستان و اوکراین) تقسیم شده‌اند. در این پژوهش بنا بر کارایی بالای روش برآوردی PPML[2] نسبت به روش‌های سنتی (OLS) که توسط سنتوس سیلوا و تنریرو[3] (۲۰۰۶: ۶۴۱) ارائه شد، از این روش استفاده شده است. یکی از مهمترین محدودیت های روش های سنتی (OLS) این است که متغیر وابسته باید به صورت لگاریتمی وارد شود و اگر تجارت بین دو کشور صفر باشد، نمی‌توان از آن لگاریتم گرفت. گروهی از محققین با دادن مقدار کمی سعی در برطرف سازی این مشکل داشته‌اند که سنتوس سیلوا و تنریرو (۲۰۰۶: ۶۴۱) نشان دادند این موضوع موجب اریب نتایج می شود. لذا آنها در روش پیشنهادی خود از توزیع پوآسن استفاده کردند که بتواند دربرگیرنده داده صفر باشد. از این رو، متغیر وابسته در این روش بدون لگاریتم وارد الگو می شود. مزیت دیگر این روش این است که آزمون های مختلف انجام شده توسط محققین نشان دهنده آن است که این روش با پدیده ناهمسانی واریانس روبه رو نمی شود. به منظور برآورد الگوی جاذبه از بسته‌های نرم‌افزاری Stata13 بهره گرفته شده است. جدول ۱ بیانگر علامت مورد انتظار و منابع اطلاعاتی متغیرهای توضیحی است.

1. Kogut & Singh (1988)

2. Poisson Pseudo Maximum Likelihood

3. Santos Silva & Tenreyro (2006)

جدول ۱. علامت مورد انتظار متغیرهای توضیحی بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری*

متغیرهای توضیحی	علامت موردانتظار	منابع اطلاعاتی	مأخذ تجربی (کاربرد متغیرها در مطالعات)
تفاوت اقتصادی	+ / −	محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات بانک جهانی	اولنجین و همکاران (۲۰۱۵: ۱)
توده جمعیت	+	محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات بانک جهانی	بیسواز و کندی (۲۰۱۶: ۱)، آلر و همکاران (۲۰۱۵: ۵۵)؛ شنگ و مولن (۲۰۱۰: ۱۶۳) و رازینی و همکاران (۱۳۹۴: ۱۴۷)
آزادسازی تجاری	+ / −	بانک جهانی (World Bank)	جو و همکاران (۲۰۱۰: ۴۲۷)
فاصله بین ایران و شرکای تجاری	−	مرکز مطالعات آینده‌نگر و اطلاعات بین المللی (CEPII)	سباق و همکاران (۲۰۱۵: ۱۹)؛ کازرونی و همکاران (۱۳۹۴: ۸۳)
موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای	+	بانک جهانی (World Bank)	الورز و همکاران (۲۰۱۸: ۷۲)؛ لطفعلی پور و همکاران (۱۳۹۰: ۷۳)
متغیر مجازی کشورهای آسیایی	+ / −	تقسیمات بانک جهانی (World Bank)	
ضرب متغیر نهادی ایران و شریک تجاری	+ / −	محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات بانک جهانی	کیم و همکاران (۲۰۱۷: ۱)؛ ایوانو (۲۰۰۸: ۱)
تفاوت نهادی	+ / −	محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات بانک جهانی	الورز و همکاران (۲۰۱۸: ۷۲)؛ عابدینی (۲۰۱۵: ۱۱۵)
ضرب متغیر زیرساختی ایران و شریک تجاری	+ / −	محاسبات تحقیق بر اساس اطلاعات بانک جهانی	فرانسیس و منچین (۲۰۱۳: ۱۶۵)؛ هوشمند و همکاران (۱۳۸۵: ۱۲۵)

* داده‌های تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری (متغیر وابسته) از گمرک جمهوری اسلامی ایران بدست آمده است.

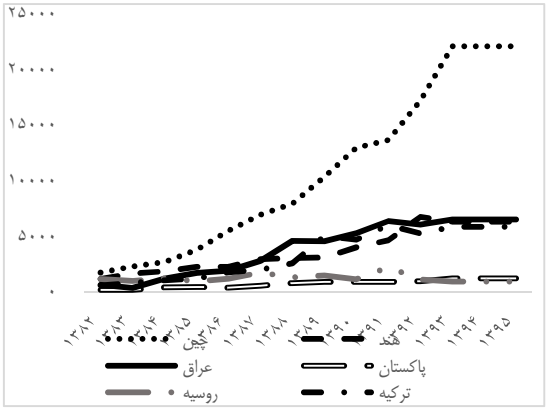
جدول ۲. توصیف آماری متغیرهای مطالعه

متغیر	میانگین	انحراف معیار	حداکثر	حداقل
تجارت (میلیون دلار)	۱۹۵۵/۷۴	۲۸۶۱/۸۳	۲۲۱۲۱/۶۶	۱۰۱/۰۹
تفاوت اقتصادی	۰/۳۲	۰/۱۴	۰/۵۰	۰/۰۲
توده جمعیت (هزار میلیارد نفر)	۱۱۸۳۸/۷	۲۵۵۷۷/۶	۱۱۰۶۷۶	۷۴/۸
آزادسازی تجاری (درصد از تولید ناخالص داخلی)	۹۱/۵۴	۷۱/۹۱	۴۴۲/۶۲	۲۱/۵۸
کنترل فساد ایران* کنترل فساد شرکا	۱۰/۸۵	۳/۳۵	۱۷/۹۵	۵/۰۲
اثربخشی دولت ایران* اثربخشی دولت شرکا	۱۱/۹۵	۳/۲۵	۱۷/۸۰	۵/۲۹
ثبات سیاسی ایران* ثبات سیاسی شرکا	۸/۲۶	۲/۵۸	۱۳/۱۳	۱/۸۷
کیفیت قوانین ایران* کیفیت قوانین شرکا	۷/۹۹	۲/۲۹	۱۲/۸۴	۲/۶۲
حاکمیت قانون ایران* حاکمیت قانون شرکا	۱۰/۰۱	۲/۹۲	۱۵/۳۹	۴/۱۹
حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران* حق اظهارنظر و پاسخگویی شرکا	۷/۲۰	۲/۴۳	۱۱/۷۸	۲/۳۷
شاخص کیفیت نهادی ایران* شاخص کیفیت نهادی شرکا	۹/۳۵	۲/۵۹	۱۴/۲۵	۴/۵۸
تفاوت شاخص کنترل فساد	−۰/۴۷	۲/۰۶	۲/۲۶	−۹/۴۶
تفاوت شاخص اثربخشی دولت	−۰/۶۸	۲/۵۳	۱/۸۸	−۱۲/۱۰
تفاوت شاخص ثبات سیاسی	−۰/۱۵	۲/۰۴	۲/۰۴	−۱۶/۶۲
تفاوت شاخص کیفیت قوانین	۰/۹۰	۱/۳۷	۲/۵۶	−۵/۲۹
تفاوت شاخص حاکمیت قانون	−۰/۲۷	۲/۳۵	۲/۲۲	−۱۰/۶۴
تفاوت شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی	۰/۲۵	۲/۱۷	۲/۳۳	−۷/۹۴
تفاوت شاخص کیفیت نهادی	۲/۸۹	۲/۵۴	۸/۳۸	۰/۰۸
حمل و نقل هوایی ایران* حمل و نقل هوایی شرکا (میلیون تن کیلومترمربع)	۳۳۷۳۹۶/۱	۴۰۷۵۹۶/۲	۲۹۶۵۰۷۲	۱۱۶/۸۴
شبکه ریلی ایران* شبکه ریلی شرکا (میلیارد کیلومتر مربع)	۰/۱۴	۰/۱۷	۰/۷۳	۰/۰۱
اشتراکات تلفن ثابت ایران* اشتراکات تلفن ثابت شرکا (در ده هزار نفر)	۱۱۰۹/۶۳	۶۸۲/۳۴	۲۳۷۰/۲۶	۶۱/۰۹
اشتراکات تلفن همراه ایران* اشتراکات تلفن همراه شرکا (در ده هزار نفر)	۶۵۹۱/۱۹	۴۸۸۰/۴۹	۲۴۱۵۲/۴۶	۰/۹۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

توصیف آماری متغیرهای مطالعه در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ در جدول ۲ بیانگر آن است که میانگین تجارت ایران با شرکای اصلی تجاری به ارزش تقریباً ۱۹۵۵ میلیون دلار در دوره مورد بررسی بوده است. میانگین متغیر تفاوت اقتصادی نشان‌دهنده تفاوت کم در ساختار اقتصادی ایران با شرکای اصلی تجاری است. مشخصات آماری متغیر آزادسازی تجاری یا درصد تجارت از تولید ناخالص داخلی، مناسب بودن وضعیت تجاری شرکای تجاری را نشان می‌دهد. کمترین میانگین اثرات متقابل شاخص‌های نهادی مربوط به کیفیت قوانین ایران و شرکای تجاری است که حاکی از پایین بودن کیفیت قوانین ایران یا شریک تجاری است. بیش‌ترین تفاوت در شاخص‌های نهادی نیز به شاخص کیفیت قوانین تعلق دارد و گویای تفاوت کیفیت قوانین ایران و شرکای تجاری است. وضعیت اثرات متقابل زیرساخت‌ها نیز بیانگر مناسب بودن زیرساخت‌ها به ویژه اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری است.

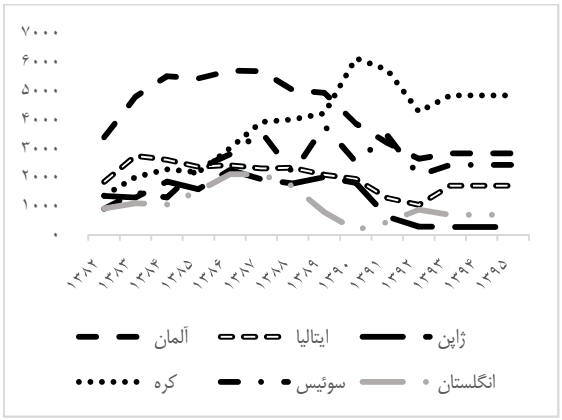
به منظور تشخیص بهتر روند تغییرات متغیرهای مهم مطالعه، در ادامه شکل‌های ۱ تا ۸ به وضعیت این متغیرها در ارتباط با مهمترین شرکای تجاری در حال توسعه و توسعه‌یافته در بین ۲۴ شریک اصلی تجاری مورد مطالعه اشاره دارد.



شکل ۱. تجارت دوجانبه ایران با برخی شرکای در حال توسعه

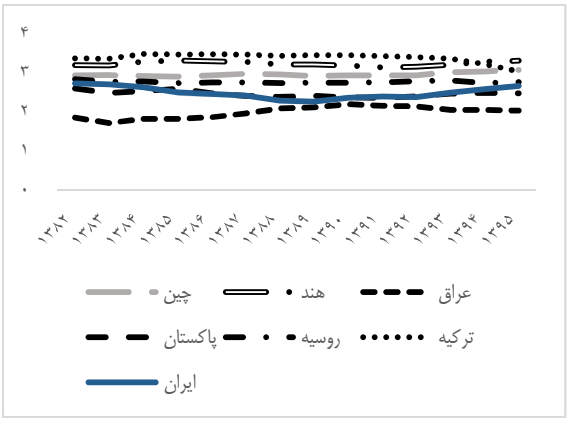
مأخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران

شکل ۱ و ۲ وضعیت تجارت دوجانبه ایران با برخی از شرکای در حال توسعه و توسعه‌یافته را در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، بیش‌ترین میزان تجارت دوجانبه ایران با شرکای در حال توسعه و توسعه‌یافته مورد مطالعه به ترتیب مربوط به کشور چین و کشور کره است. میزان تجارت دوجانبه ایران با شرکای در حال توسعه به طور کلی در طی مدت زمان مورد بررسی، افزایشی بوده است. در حالی که تجارت دوجانبه ایران با شرکای توسعه‌یافته سیر کاهشی را نشان می‌دهد.



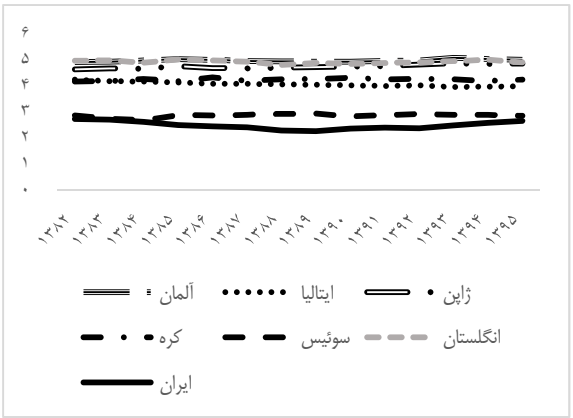
شکل ۲. تجارت دوجانبه ایران با برخی شرکای توسعه‌یافته

مأخذ: گمرک جمهوری اسلامی ایران



شکل ۳. شاخص کیفیت نهادی ایران و برخی شرکای در حال توسعه

مأخذ: بانک جهانی



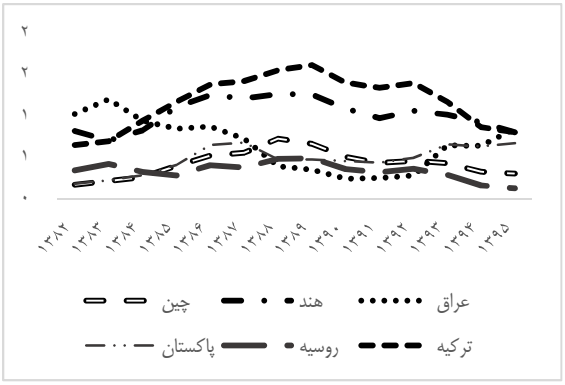
شکل ۴. شاخص کیفیت نهادی ایران و برخی شرکای توسعه‌یافته

مأخذ: بانک جهانی

بررسی روند تغییرات شاخص کیفیت نهادی به عنوان میانگین شش شاخص نهادی کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و

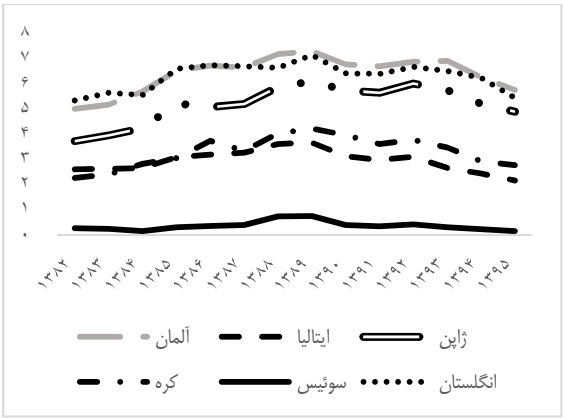
پاسخگویی در شکل ۳ و ۴ بیانگر آن است که ایران بـه لحـاظ کیفیت نهادی در بین شرکای در حال توسعه مورد بررسی تنهـا نسبت بـه عـراق وضـعیت مناسـبی دارد و در بـین کشـورهای توسعه‌یافته نیز پایین‌ترین کیفیت نهادی را داراست.

تغییرات تفاوت شاخص کیفیت نهادی ایـران و شـرکای در حال توسعه و توسعه‌یافته در شکل ۵ و ۶ گویای آن اسـت کـه ایـران در بـین شـرکای در حـال توسـعه مـورد بررسـی، دارای بیش‌ترین تفاوت شاخص کیفیت نهادی با ترکیه است و در بین کشورهای توسعه‌یافته نیز بیش‌تـرین تفـاوت شـاخص کیفیـت نهادی را با آلمان دارد.



شکل ۵. تفاوت شاخص کیفیت نهادی ایران و برخی شرکای در حال توسعه

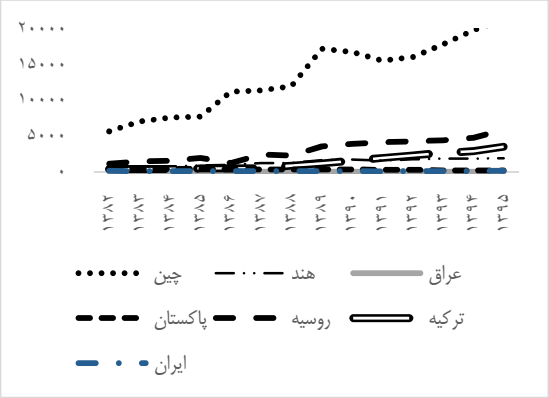
مأخذ: بانک جهانی



شکل ۶. شاخص کیفیت نهادی ایران و برخی شرکای توسعه‌یافته

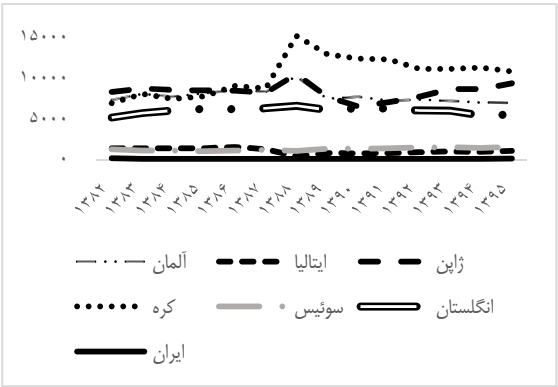
مأخذ: بانک جهانی

زیرساخت‌های مورد مطالعـه نیـز در ایـران و شـرکای تجـاری دارای تغییراتی در دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۹۵ هست کـه بـرای نمونه سیر تغییرات حمل و نقل هـوایی در شـکل ۷ و ۸ نشـان داده شده است. همان‌طور که مشاهده مـی‌شـود، حمـل و نقـل هـوایی ایـران نسـبت بـه هـر دو شـرکای در حـال توسـعه و توسعه‌یافتـه مـورد مطالعـه در وضـعیت نامناسـبی قـرار دارد و کشورهای چین و کره به ترتیب در بین شرکای در حال توسـعه و توسعه‌یافته از حمل و نقل هوایی مناسب‌تری برخوردارند.



شکل ۷. حمل و نقل هوایی ایران و برخی شرکای در حال توسعه

مأخذ: بانک جهانی



شکل ۸. حمل و نقل هوایی ایران و برخی شرکای توسعه‌یافته

مأخذ: بانک جهانی

٤- نتایج برآورد مدل

پیش از تخمین الگوی جاذبه، ایستایی متغیرهای مورد اسـتفاده در مدل، از طریق آزمون ایستایی لوین، لـین و چـو[1] (۲۰۰۲: ۱) مورد بررسی قرار گرفت. آزمون‌های ایسـتایی بـرای اجتنـاب از برآورد رگرسیون کاذب و برآورد ضرایب قابـل اعتمـاد ضـروری است. نتایج آزمون ایستایی در دو حالت تجارت با شرکای اصلی در حال توسعه و تجارت با شرکای اصلی توسعه‌یافته در جـدول ۳ نشان می‌دهد که با توجه به معنی‌داری آماره آزمون، فرضـیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد رد می‌شـود و همـه متغیرهـا در سطح ایستا هستند.

1. Levin, Lin & Chu (2002)

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو بر اساس آزمون لوین، لین و چو (*LLC*)

متغیر		تجارت با شرکای در حال توسعه		تجارت با شرکای توسعه‌یافته	
		آماره	سطح معنی‌داری	آماره	سطح معنی داری
متغیر وابسته	تجارت	-۳/۹۷	۰/۰۰	-۸/۴۷	۰/۰۰
متغیرهای توضیحی	تفاوت اقتصادی	-۵/۹۴	۰/۰۰	-۱۰/۷۸	۰/۰۰
	توده جمعیت	-۱/۷۳	۰/۰۵	-۳/۲۷	۰/۰۰
	آزادسازی تجاری	-۴/۳۷	۰/۰۳	-۷/۲۴	۰/۰۰
	کنترل فساد ایران* کنترل فساد شرکا	-۶/۶۱	۰/۰۳	-۶/۵۴	۰/۰۰
	اثربخشی دولت ایران* اثربخشی دولت شرکا	-۹/۲۷	۰/۰۰	-۹/۶۵	۰/۰۰
	ثبات سیاسی ایران* ثبات سیاسی شرکا	-۶/۵۰	۰/۰۰	-۶/۵۰	۰/۰۰
	کیفیت قوانین ایران* کیفیت قوانین شرکا	-۸/۵۱	۰/۰۰	-۶/۸۵	۰/۰۱
	حاکمیت قانون ایران* حاکمیت قانون شرکا	-۷/۹۹	۰/۰۲	-۹/۸۹	۰/۰۰
	حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران* حق اظهارنظر و پاسخگویی شرکا	-۹/۹۱	۰/۰۰	-۱۳/۸۴	۰/۰۰
	شاخص کیفیت نهادی ایران* شاخص کیفیت نهادی شرکا	-۲/۵۳	۰/۰۰	-۷/۶۰	۰/۰۱
	تفاوت شاخص کنترل فساد	-۸/۶۹	۰/۰۰	-۷/۰۲	۰/۰۰
	تفاوت شاخص اثربخشی دولت	-۹/۷۱	۰/۰۰	-۶/۸۲	۰/۰۰
	تفاوت شاخص ثبات سیاسی	-۶/۹۹	۰/۰۱	-۱/۹۱	۰/۰۲
	تفاوت شاخص کیفیت قوانین	-۷/۶۲	۰/۰۰	-۶/۶۲	۰/۰۰
	تفاوت شاخص حاکمیت قانون	-۹/۴۴	۰/۰۰	-۱۰/۳۷	۰/۰۰
	تفاوت شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی	-۱۸/۴۳	۰/۰۰	-۲/۲۱	۰/۰۱
	تفاوت شاخص کیفیت نهادی	-۸/۴۳	۰/۰۰	-۷/۶۷	۰/۰۰
	حمل و نقل هوایی ایران* حمل و نقل هوایی شرکا	-۶/۵۱	۰/۰۵	-۷/۵۳	۰/۰۲
	شبکه ریلی ایران* شبکه ریلی شرکا	-۷/۴۰	۰/۰۰	-۹/۶۵	۰/۰۰
	اشتراکات تلفن ثابت ایران* اشتراکات تلفن ثابت شرکا	-۱۲/۸۲	۰/۰۰	-۲۲/۲۲	۰/۰۰
	اشتراکات تلفن همراه ایران* اشتراکات تلفن همراه شرکا	-۱۷/۶۷	۰/۰۰	-۱۵/۵۶	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج برآورد ۷ الگوی جاذبه مربوط به اثرات متقابل نهادهای مختلف بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه در ستون‌های ۲ تا ۸ جدول ۴ نشان داده شده است. بر اساس نتایج، ضریب تعیین (R^2) قدرت توضیح دهندگی بالای ۷ الگوی مورد بررسی را نشان می‌دهد. نتایج تخمین الگوهای جاذبه با روش اثرات ثابت در جدول ۴ نشان می‌دهد که در تمام الگوها متغیر تفاوت اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه دارد. به طوری که، برای نمونه در الگوی ۱ با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تفاوت اقتصادی، تجارت دوجانبه به میزان ۰/۹۹ درصد کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر کاهش شباهت اقتصادی کشورها با شرکای تجاری، حجم تجارت آنها با یکدیگر را کاهش می‌دهد. متغیر توده جمعیت در تمام الگوها اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه دارد. در الگوی ۱ با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در توده جمعیت، تجارت دوجانبه به میزان ۳/۹۳ درصد افزایش می‌یابد. در واقع، تجارت با شرکای پر جمعیت در حال توسعه به سبب بازار بزرگ‌تر، فرصتی را برای افزایش مبادلات تجاری فراهم می‌کند. متغیر فاصله که بیانگر یکی از محدودیت‌های تجارت است، در تمام الگوها تأثیر منفی و معنی‌داری بر تجارت ایران با شرکای اصلی در حال توسعه دارد. برای نمونه در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در فاصله شرکای تجاری، تجارت دوجانبه به میزان ۵/۵۵ درصد کاهش می‌یابد. به عبارتی افزایش فاصله، امکان تجارت بین کشورها را کاهش می‌دهد. زیرا شرکایی که فاصله زیادی از یکدیگر دارند، طبعاً نیازمند زمان و هزینه بیش‌تری می‌باشند تا کالا را مابین خود مبادله نمایند که این امر گاهی منجر به هزینه‌ای برابر با ارزش

ذاتی کالاهایی که به موقع تحویل داده نمی‌شوند می‌گردد، بدین جهت اثر منفی بر تجارت دوجانبه دارد. متغیر کشورهای آسیایی بیانگر آن است که این متغیر در تمام الگوها اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری دارد. به عبارتی، داشتن شرکای تجاری آسیایی حجم تجارت دوجانبه را کاهش داده است. یکی از دلایل تأثیرگذاری منفی متغیر شرکای تجاری آسیایی می‌تواند عدم مشابهت عوامل اقتصادی از جمله تولید ناخالص داخلی این کشورها باشد.

جدول ۴. نتایج اثرگذاری نهادها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
تفاوت اقتصادی	-۰/۹۹*** (-۶/۶۴)	-۰/۸۱*** (-۵/۴۳)	-۰/۸۶*** (-۵/۹۹)	-۰/۸۷*** (-۶/۵۷)	-۰/۷۷*** (-۵/۸۴)	-۰/۷۸*** (-۵/۸۵)	-۰/۸۹*** (-۶/۷۰)
توده جمعیت	۳/۹۳*** (۱۲/۱۴)	۴/۲۲*** (۱۰/۱۰)	۴/۱۱*** (۱۲/۶۰)	۴/۴۸*** (۱۳/۴۴)	۴/۰۶*** (۱۲/۲۰)	۳/۷۴*** (۱۲/۸۸)	۴/۲۳*** (۱۳/۵۹)
آزادسازی تجاری	-۰/۱۱ (-۰/۴۵)	-۰/۱۲ (-۰/۴۳)	-۰/۱۷ (-۰/۶۷)	-۰/۱۴ (-۰/۶۰)	-۰/۳۵ (-۱/۲۶)	-۰/۳۶ (-۱/۳۵)	-۰/۳۸ (-۱/۵۱)
فاصله	-۵/۵۵*** (-۱۰/۷۱)	-۶/۲۲*** (-۹/۰۸)	-۶/۰۱*** (-۱۱/۶۲)	-۶/۶۴*** (-۱۲/۱۶)	-۶/۰۲*** (-۱۱/۲۵)	-۵/۵۲*** (-۱۱/۹۴)	-۶/۲۶*** (-۱۲/۳۸)
موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای	۴/۴۱*** (۸/۷۵)	۴/۷۰*** (۷/۸۲)	۴/۶۳*** (۸/۷۵)	۵/۰۵*** (۹/۹۴)	۴/۳۸*** (۸/۲۷)	۴/۲۱*** (۹/۰۰)	۴/۷۰*** (۹/۶۴)
کشورهای آسیایی	-۵/۲۰*** (-۹/۱۸)	-۵/۵۹*** (-۷/۶۸)	-۵/۴۷*** (-۹/۲۲)	-۶/۰۱*** (-۱۰/۱۸)	-۵/۲۹*** (-۹/۰۱)	-۵/۷۶*** (-۱۰/۴۲)	-۵/۸۶*** (-۱۰/۲۸)
کنترل فساد ایران* کنترل فساد شرکا	-۱/۷۷*** (-۴/۲۸)						
اثربخشی دولت ایران* اثربخشی دولت شرکا		-۰/۱۸ (-۰/۴۸)					
ثبات سیاسی ایران* ثبات سیاسی شرکا			-۰/۶۰*** (-۳/۵۳)				
کیفیت قوانین ایران* کیفیت قوانین شرکا				-۱/۴۸*** (-۳/۷۱)			
حاکمیت قانون ایران* حاکمیت قانون شرکا					-۱/۱۳** (-۲/۲۸)		
حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران* حق اظهارنظر و پاسخگویی شرکا						-۱/۵۵*** (-۳/۴۳)	
شاخص کیفیت نهادی ایران* شاخص کیفیت نهادی شرکا							-۲/۱۱** (-۴/۳۰)
جزء ثابت	۱۹/۳۵*** (۸/۳۵)	۱۹/۲۲*** (۵/۶۸)	۱۹/۴۹*** (۸/۲۱)	۲۲/۷۰*** (۸/۵۴)	۲۱/۸۹*** (۷/۲۶)	۲۱/۴۹*** (۸/۴۱)	۲۴/۲۸*** (۸/۶۶)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۶	۰/۹۷

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۴ گویای این است که در تمام الگوها متغیر موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تجارت ایران با شرکای تجاری در حال توسعه دارد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که عضویت در موافقت‌نامه‌های تجارت منطقه‌ای سبب افزایش تجارت با شرکای تجاری در حال توسعه می‌شود. در واقع، عضویت در چنین موافقت‌نامه‌هایی امکان تجارت را به دلیل کاهش موانع تجاری فراهم می‌آورد. اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه در الگوهای مورد بررسی منفی و معنی‌دار بدست آمده است. در الگوهای ۱ تا ۶، اثرات

متقابل شش شاخص کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران و شرکای تجاری بیانگر آن است که برای نمونه در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش تقابل کنترل فساد شرکای تجاری، تجارت دوجانبه به میزان ۱/۷۷ درصد کاهش می‌یابد. در واقع، ایران کشوری با نهادهای ضعیف، تجارت کم‌تر با کشورهای دارای نهادهای ضعیف خواهد داشت و تمایل به تجارت بیش‌تر با کشورهای دارای فساد کم‌تر، اثربخشی بیش‌تر دولت در زمینه ارائه خدمات عمومی و مدنی و تدوین سیاست‌های مناسب، ثبات سیاسی بالاتر، تدوین و اجرای قوانین تسهیل‌کننده تجارت و دموکراسی خواهد داشت. در بین شاخص‌های نهادی، تقابل شاخص کنترل فساد بیش‌ترین اثر را بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای در حال توسعه دارد. به طوری که فساد حکومت و کارگزاران دولتی مهم‌ترین عامل کاهنده تجارت دو جانبه می‌باشد. در الگوی ۷، اثرات متقابل شاخص کیفیت نهادی که میانگین ساده شش شاخص نهادی بیان شده است، نیز تأییدکننده اثرگذاری منفی این شاخص‌ها بر تجارت دو جانبه است.

جدول ۵. نتایج اثرگذاری تفاوت نهادها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
تفاوت اقتصادی	−۰/۷۲*** (−۴/۹۰)	−۰/۷۹*** (−۵/۴۷)	−۰/۸۱*** (−۵/۲۳)	−۰/۸۲*** (−۶/۱۴)	−۰/۷۵*** (−۵/۶۸)	−۰/۷۴*** (−۵/۸۸)	−۰/۸۰*** (−۵/۵۴)
توده جمعیت	۴/۰۳*** (۱۱/۷۸)	۴/۱۵*** (۱۱/۷۴)	۴/۱۵*** (۱۱/۷۱)	۴/۶۶*** (۱۳/۵۲)	۴/۱۵*** (۱۱/۷۲)	۴/۰۸*** (۱۱/۶۷)	۴/۱۳*** (۱۱/۶۵)
آزادسازی تجاری	−۰/۰۷ (−۰/۲۸)	−۰/۰۹ (−۰/۳۶)	−۰/۰۷ (−۰/۲۸)	−۰/۰۶ (−۰/۲۳)	−۰/۰۷ (−۰/۲۷)	−۰/۲۱ (−۰/۸۰)	−۰/۱۵ (−۰/۵۹)
فاصله	−۵/۸۸*** (−۱۰/۷۸)	−۶/۱۱*** (−۱۰/۶۲)	−۶/۰۸*** (−۱۰/۸۴)	−۶/۹۵*** (−۱۲/۳۳)	−۶/۱۴*** (−۱۰/۵۸)	−۶/۰۳*** (−۱۰/۸۸)	−۶/۱۳*** (−۱۰/۳۵)
موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای	۴/۴۳*** (۸/۱۳)	۴/۶۳*** (۸/۲۵)	۴/۶۴*** (۸/۱۷)	۵/۳۳*** (۹/۹۲)	۴/۶۱*** (۸/۴۱)	۴/۵۲*** (۸/۱۵)	۴/۵۴*** (۸/۴۹)
کشورهای آسیایی	−۵/۱۹*** (−۸/۴۶)	−۵/۵۰*** (−۸/۴۰)	−۵/۴۸*** (−۸/۵۶)	−۶/۴۵*** (−۱۰/۱۰)	−۵/۴۸*** (−۸/۸۵)	−۵/۶۲*** (−۸/۸۹)	−۵/۳۹*** (−۹/۰۷)
تفاوت شاخص کنترل فساد	۰/۰۵* (۱/۹۰)						
تفاوت شاخص اثربخشی دولت		۰/۰۱ (۰/۵۸)					
تفاوت شاخص ثبات سیاسی			۰/۰۲ (۰/۱۹)				
تفاوت شاخص کیفیت قوانین				۰/۱۹*** (۴/۵۶)			
تفاوت شاخص حاکمیت قانون					۰/۰۶* (۱/۸۵)		
تفاوت شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی						۰/۰۶** (۲/۶۲)	
تفاوت شاخص کیفیت نهادی							۰/۱۱ (۰/۹۹)
جزء ثابت	۱۷/۸۴*** (۷/۳۸)	۱۸/۵۵*** (۷/۴۵)	۱۸/۲۰*** (۷/۷۲)	۲۰/۶۲*** (۸/۷۵)	۱۸/۹۲*** (۹/۴۶)	۱۹/۱۲*** (۷/۹۵)	۱۹/۱۰*** (۷/۲۷)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۶	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نهادها علاوه بر اثرگذاری متقابل در سطح، در حالت تفاوت بین شاخص‌های مربوطه نیز بر تجارت دوجانبه مؤثر هستند. از این رو، نتایج اثر تفاوت شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه در جدول ۵ گزارش شده است. ضریب تعیین (R^2) در این حالت نیز قدرت توضیح‌دهندگی بالای ۷ الگوی مورد بررسی را نشان می‌دهد. علائم و معنی‌داری ضرایب متغیرهای تفاوت اقتصادی، توده جمعیت، فاصله، موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای و کشورهای آسیایی همانند حالت اثرگذاری نهادها در سطح است. به گونه‌ای که متغیرهای تفاوت اقتصادی، فاصله و کشورهای آسیایی دارای اثر منفی و معنی‌دار و متغیرهای توده جمعیت و موافقت‌نامه تجاری دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه است.

بر اساس نتایج جدول ۵، متغیرهای تفاوت شاخص‌های نهادی در الگوهای ۱، ۴، ۵ و ۶ اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه دارند. به طوری که، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تفاوت شاخص کنترل فساد شرکای تجاری، تجارت دوجانبه به میزان ۰/۰۵ درصد افزایش می‌یابد. این بدان معنا است که ایران متمایل به تجارت با شرکایی است که دارای نهادهای با تفاوت کیفی بالاتری هستند. به عبارت دیگر، تجارت با کشورهایی که توانایی بیش‌تر در کنترل فساد دارند، موانع کم‌تری در صادرات و واردات و ایجاد بنگاه‌های اقتصادی جدید اعمال می‌کنند، تنظیم‌کننده و مجری سیاست‌های و قوانین تسهیل‌کننده تجارت هستند و دموکراسی بیش‌تری در آنها حاکم است، بیش‌تر خواهد بود. از میان تفاوت شاخص‌های نهادی، تفاوت شاخص کیفیت قوانین بیش‌ترین اثر را بر تجارت دو جانبه ایران با شرکای در حال توسعه دارد که این امر حاکی از اهمیت کیفیت قوانین در جریان تجارت است.

ادبیات موضوع همچنین شواهدی از اثرگذاری زیرساخت‌ها بر تجارت دو جانبه کشورها را نشان می‌دهد. نتایج این اثرگذاری، در جدول ۶ گزارش شده است. ضریب تعیین (R^2) در جدول ۶، حاکی از قدرت توضیح‌دهندگی بالای الگوهای مورد بررسی است. متغیرهای تفاوت اقتصادی، توده جمعیت، فاصله، موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای و کشورهای آسیایی نیز همانند حالت اثرگذاری نهادها، دارای اثر معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه است. به طوری که با افزایش تفاوت اقتصادی و فاصله بین کشورها و همچنین کشورهای آسیایی تجارت دوجانبه کاهش می‌یابد و افزایش جمعیت کشورها و عضویت در موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای موجب رشد تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه می‌شود.

نتایج جدول ۶ بیانگر آن است که اثرات متقابل زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری، بر تجارت دوجانبه آنها مثبت و معنی‌دار است. به طوری که برای نمونه در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تقابل حمل و نقل هوایی ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه به میزان ۰/۰۸ درصد افزایش می‌یابد. این نتیجه مطابق با انتظارات تئوریکی است. به عبارتی زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه، امکانات مبادله و دادوستد بین کشورها را فراهم می‌کند و از این رو تجارت با کشورهای دارای زیرساخت‌های مذکور تسهیل می‌شود. تعداد اشتراکات تلفن ثابت به عنوان پایه شکل دهنده ارتباط میان کشورها از میان زیرساخت‌های مورد بررسی، مؤثرترین عامل بر تجارت ایران با شرکای در حال توسعه بدست آمده است.

نتایج مربوط به اثرات متقابل شاخص‌های نهادی مختلف بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته در جدول ۷ گزارش داده شده است. بنابر ضریب تعیین (R^2) بدست آمده، الگوهای مورد بررسی از قدرت توضیح دهندگی بالایی برخوردارند. در اینجا نیز در تمام الگوها متغیر تفاوت اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. به نحوی که در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تفاوت اقتصادی ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۱/۳۷ درصد کاهش می‌دهد. متغیر توده جمعیت در تمام الگوها برخلاف حالت تجارت با شرکای در حال توسعه، اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. برای نمونه در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در توده جمعیت ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۲/۳۲ درصد کاهش می‌دهد. به عبارتی، از آنجا که اکثر شرکای تجاری توسعه‌یافته، کشورهایی با جمعیت کم و با فاصله زیاد از ایران هستند، فرصت مبادلات تجاری کاهش می‌یابد. آزادسازی تجاری متغیر دیگری است که برخلاف تجارت با شرکای در حال توسعه، اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. به طور مثال در الگوی ۱، با

فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در آزادسازی تجاری ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۱/۴۳ درصد افزایش می‌دهد. در واقع با آزادسازی تجاری، موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای تجارت حذف یا کاهش می‌یابد و امکان تجارت دوجانبه کشورها فراهم می‌شود. علامت ضریب متغیر کشورهای آسیایی نیز در این حالت متفاوت است. به گونه‌ای که این متغیر در تمام الگوها اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. به این معنا که، تجارت دو جانبه با شرکای تجاری آسیایی افزایش یافته است. یکی از دلایل تأثیرگذاری مثبت متغیر شرکای تجاری توسعه‌یافته آسیایی می‌تواند فاصله کم‌تر این شرکا از ایران و صرفه‌جویی در زمان و هزینه‌ها باشد.

جدول ۶. نتایج اثرگذاری زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
تفاوت اقتصادی	−۰/۷۱*** (−۴/۶۰)	−۰/۷۹*** (−۵/۵۳)	−۱/۰۱*** (−۵/۵۷)	−۰/۸۱*** (−۷/۸۱)
توده جمعیت	۴/۰۹*** (۱۲/۶۱)	۴/۰۵*** (۱۲/۱۲)	۴/۰۹*** (۱۲/۲۴)	۲/۰۲*** (۵/۱۹)
آزادسازی تجاری	−۰/۱۱ (−۰/۴۲)	−۰/۱۰ (−۰/۴۰)	۰/۰۴ (۰/۱۶)	۰/۱۴ (۰/۶۴)
فاصله	−۶/۱۸*** (−۱۱/۹۱)	−۵/۳۷*** (−۱۱/۴۰)	−۵/۹۷*** (−۱۱/۳۷)	−۲/۴۵*** (−۳/۹۴)
موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای	۴/۵۵*** (۸/۶۰)	۶/۲۴*** (۹/۱۷)	۴/۷۲*** (۸/۵۳)	۱/۸۸*** (۳/۲۱)
کشورهای آسیایی	−۵/۵۷*** (−۹/۳۰)	−۳/۲۹*** (−۷/۴۷)	−۵/۴۷*** (−۹/۱۷)	−۱/۶۸** (−۲/۴۵)
حمل و نقل هوایی ایران* حمل و نقل هوایی شرکا	۰/۰۸* (۱/۹۸)			
شبکه ریلی ایران* شبکه ریلی شرکا		۰/۱۵** (۲/۷۲)		
اشتراکات تلفن ثابت ایران* اشتراکات تلفن ثابت شرکا			۰/۴۴** (۲/۱۴)	
اشتراکات تلفن همراه ایران* اشتراکات تلفن همراه				۰/۲۰*** (۵/۹۳)
جزء ثابت	۱۹/۰۲*** (۷/۹۵)	۹/۱۹*** (۵/۳۷)	۱۴/۱۲*** (۵/۴۵)	۴/۹۶** (۱/۹۹)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۷

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته مشابه حالت تجارت با کشورهای در حال توسعه در الگوهای مورد بررسی منفی و معنی‌دار بدست آمده است. بدان معنا که، به عنوان نمونه در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تقابل شاخص کنترل فساد ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۳/۳۹ درصد کاهش می‌دهد. به عبارتی، اثرات متقابل شش شاخص کنترل فساد، اثربخشی دولت، ثبات سیاسی، کیفیت قوانین، حاکمیت قانون و حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران و شرکای تجاری بر تجارت دو جانبه کاهنده است و ایران که کشوری با نهادهای ضعیف است، تجارت کم‌تر با کشورهای دارای نهادهای ضعیف خواهد داشت و با کشورهای دارای فساد کم‌تر، اثربخشی بیش‌تر دولت، ثبات سیاسی بالاتر، تدوین و اجرای قوانین تسهیل‌کننده تجارت و دموکراسی بیش‌تر، تجارت بیش‌تری خواهد داشت. اثرات متقابل شاخص کیفیت نهادی در الگوی ۷

نیز مؤید اثرگذاری منفی این شاخص‌ها بر تجارت دو جانبه است. مشابه حالت تجارت با شرکای در حال توسعه، تقابل شاخص کنترل فساد بیش‌ترین اثر را بر تجارت دو جانبه ایران با شرکای توسعه یافته دارد.

لازم به ذکر است، از آنجایی که در بین شرکای توسعه‌یافته، تنها کره جنوبی عضو موافقت‌نامه تجاری منطقه‌ای است، بنابراین این متغیر در حالت تجارت ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته حذف شده است.

جدول ۷. نتایج اثرگذاری نهادها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
تفاوت اقتصادی	−۱/۳۷*** (−۷/۸۰)	−۰/۸۱*** (−۵/۲۵)	−۰/۹۸*** (−۷/۰۹)	−۱/۰۶*** (−۸/۲۴)	−۰/۹۶*** (−۵/۹۳)	−۱/۱۷*** (−۷/۵۵)	−۱/۲۴*** (−۸/۳۳)
توده جمعیت	−۲/۳۲*** (−۳/۶۱)	−۰/۷۶ (−۱/۱۴)	−۱/۳۶** (−۲/۰۴)	−۰/۵۳ (−۰/۸۱)	−۰/۸۳* (−۱/۸۰)	−۱/۴۹ ** (−۲/۴۳)	−۰/۹۸* (−۱/۸۳)
آزادسازی تجاری	۱/۴۳*** (۳/۴۵)	۱/۵۴*** (۳/۱۶)	۱/۵۰*** (۳/۲۷)	۱/۲۶** (۲/۵۵)	۱/۳۴** (۲/۶۲)	۱/۰۶** (۲/۰۵)	۱/۲۶** (۲/۶۲)
فاصله	−۰/۰۹ (−۰/۶۳)	۰/۰۳ (۰/۲۲)	۰/۰۷ (۰/۴۷)	۰/۰۲ (۰/۱۱)	۰/۰۷ (۰/۴۸)	۰/۰۴ (۰/۲۶)	۰/۰۸ (۰/۵۲)
کشورهای آسیایی	۶/۶۹*** (۳/۲۴)	۳/۳۸* (۱/۸۰)	۴/۶۸** (۲/۰۸)	۲/۰۲* (۱/۸۵)	۲/۹۶* (۱/۸۰)	۴/۱۳* (۱/۹۲)	۲/۸۴* (۱/۹۲)
کنترل فساد ایران* کنترل فساد شرکا	−۳/۳۹*** (−۶/۳۰)						
اثربخشی دولت ایران* اثربخشی دولت شرکا		−۰/۷۵ (−۱/۳۰)					
ثبات سیاسی ایران* ثبات سیاسی شرکا			−۱/۰۵*** (−۵/۰۶)				
کیفیت قوانین ایران* کیفیت قوانین شرکا				−۱/۶۵*** (−۵/۴۱)			
حاکمیت قانون ایران* حاکمیت قانون شرکا					−۱/۷۳** (−۲/۱۴)		
حق اظهارنظر و پاسخگویی ایران* حق اظهارنظر و پاسخگویی شرکا						−۲/۶۸*** (−۳/۸۵)	
شاخص کیفیت نهادی ایران* شاخص کیفیت نهادی شرکا							−۳/۲۱*** (−۵/۸۹)
جزء ثابت	۲۳/۶۹*** (۵/۳۹)	۵/۴۷* (۱/۸۵)	۹/۶۵*** (۲/۷۳)	۷/۱۱*** (۲/۰۵)	۸/۹۵*** (۲/۳۱)	۱۶/۱۴*** (۳/۸۶)	۱۳/۵۷*** (۳/۳۳)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۸۴	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۲

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مشابه حالت تجارت با شرکای در حال توسعه، اثرگذاری تفاوت بین شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه مورد بررسی قرار گرفته است که نتایج آن در جدول ۸ گزارش شده است. ضریب تعیین (R^2) در این حالت نیز قدرت توضیح‌دهندگی بالای ۷ الگوی مورد بررسی را نشان می‌دهد. متغیرهای تفاوت اقتصادی، توده جمعیت، فاصله، آزادسازی تجاری و کشورهای آسیایی همانند حالت اثرگذاری متقابل نهادها در سطح، اثر معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. به بیان دیگر، متغیرهای تفاوت اقتصادی و توده جمعیت دارای اثر منفی و معنی‌دار و متغیرهای آزادسازی تجاری و کشورهای آسیایی دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته است.

از دیگر یافته‌های جدول ۸، اثرگذاری مثبت و معنی‌دار متغیرهای تفاوت شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای اصلی توسعه‌یافته است. این بدان معنا است که در الگوی ۱، با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش

در تفاوت شاخص کنترل فساد ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۰/۱۲ درصد افزایش می‌دهد. در واقع، ایران با توجه به داشتن نهادهای ضعیف، تجارت بیش‌تر با شرکایی دارد که دارای نهادهای قوی‌تر و در نتیجه با تفاوت بالاتری هستند. به عبارت دیگر، تجارت با کشورهایی که توانایی بیش‌تر در کنترل فساد دارند، اثربخشی دولت آنها بیش‌تر است، از ثبات نسبی سیاسی برخوردارند، سیاست‌ها و قوانین تسهیل کننده تجارت در آنجا اجرا می‌شود و دموکراسی در آنها حاکم است، بیش‌تر خواهد بود. در الگوی ۸ تفاوت شاخص کیفیت نهادی که میانگین ساده ۶ متغیر تفاوت شاخص‌های مختلف نهادی است، نیز بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای اصلی توسعه‌یافته اثر مثبت و معنی‌دار دارد. تفاوت شاخص کیفیت قوانین مشابه حالت تجارت با شرکای در حال توسعه، در میان تفاوت شاخص‌های نهادی بیش‌ترین تأثیر را بر تجارت دوجانبه با شرکای توسعه‌یافته دارد.

جدول ۸. نتایج اثرگذاری تفاوت نهادها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	(۵)	(۶)	(۷)
تفاوت اقتصادی	-۰/۶۴*** (-۴/۲۰)	-۰/۷۰*** (-۴/۴۵)	-۰/۹۲*** (-۶/۶۲)	-۰/۷۴*** (-۷/۹۵)	-۰/۵۷*** (-۳/۵۶)	-۰/۷۵*** (-۴/۹۷)	-۰/۷۷*** (-۵/۵۷)
توده جمعیت	-۱/۱۶* (-۱/۹۳)	-۱/۲۵** (-۲/۰۹)	-۰/۵۷ (-۰/۸۹)	-۰/۸۱ (-۱/۳۶)	-۱/۷۹*** (-۲/۵۳)	-۱/۱۱* (-۱/۸۱)	-۰/۷۳* (۱/۷۹)
آزادسازی تجاری	۱/۲۵** (۲/۵۴)	۱/۵۴*** (۳/۱۸)	۱/۲۹** (۲/۷۲)	۰/۹۸** (۲/۱۷)	۱/۳۴** (۲/۷۴)	۱/۵۵*** (۳/۱۳)	۱/۰۷** (۲/۲۰)
فاصله	۰/۰۱ (۰/۰۴)	۰/۰۳ (۰/۱۷)	۰/۰۷ (۰/۴۶)	۰/۰۵ (۰/۳۲)	۰/۰۲ (۰/۱۱)	۰/۰۰ (۰/۰۱)	۰/۰۵ (۰/۳۶)
کشورهای آسیایی	۴/۴۷** (۲/۱۵)	۴/۹۴** (۲/۴۲)	۲/۴۵ (۱/۱۱)	۳/۱۷* (۱/۸۲)	۶/۴۲** (۲/۷۲)	۴/۴۸** (۲/۰۵)	۲/۹۵* (۱/۸۸)
تفاوت شاخص کنترل فساد	۰/۱۲** (۲/۴۱)						
تفاوت شاخص اثربخشی دولت		۰/۰۴* (۱/۸۸)					
تفاوت شاخص ثبات سیاسی			۰/۱۸*** (۳/۲۹)				
تفاوت شاخص کیفیت قوانین				۰/۷۶*** (۴/۱۶)			
تفاوت شاخص حاکمیت قانون					۰/۲۲*** (۳/۳۳)		
تفاوت شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی						۰/۰۱ (۰/۲۵)	
تفاوت شاخص کیفیت نهادی							۰/۵۰*** (۳/۰۷)
جزء ثابت	۷/۶۱** (۲/۳۳)	۷/۲۶** (۲/۱۴)	۲/۷۲ (۰/۸۳)	۴/۶۴ (۱/۳۷)	۱۰/۸۸** (۲/۷۲)	۵/۹۵* (۱/۸۰)	(۱/۲۸) ۴/۳۱
ضریب تعیین (R^2)	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۸۱

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در نهایت جدول ۹، نتایج اثرگذاری زیرساخت‌ها را بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته نشان می‌دهد. قدرت توضیح دهندگی الگوهای مورد بررسی با توجه به ضریب تعیین (R^2) در حد مطلوبی است. ضرایب متغیرهای تفاوت اقتصادی و توده جمعیت نیز حاکی از تأثیر منفی و معنی‌دار و ضرایب آزادسازی تجاری و کشورهای آسیایی بیانگر اثر مثبت و معنی‌دار این متغیرها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته است. به بیان دیگر افزایش تفاوت

اقتصادی و کم‌تر بودن جمعیت شرکای تجاری توسعه‌یافته، تجارت دوجانبه را کاهش می‌دهد و کاهش موانع تعرفه‌ای و غیرتعرفه‌ای و قرار داشتن شرکا در آسیا تجارت دوجانبه را افزایش می‌دهد.

نتایج اثرات متقابل زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری بر تجارت دوجانبه گویای آن است که اثرات متقابل زیرساخت‌های شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری بر تجارت دوجانبه آنها مثبت و معنی‌دار است. بدان معنا که با فرض ثابت بودن سایر متغیرها، یک درصد افزایش در تقابل زیرساخت‌های شبکه ریلی ایران و شرکای تجاری، تجارت دوجانبه را به میزان ۲/۶۹ درصد افزایش می‌دهد. این نتیجه همسو با نتایج مربوط با حالت تجارت با کشورهای در حال توسعه است. در واقع، زیرساخت‌های ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه شرایط را برای ارتباط بین کشورها آسان می‌سازد و در نتیجه، تجارت با کشورهای دارای زیرساخت‌های مذکور افزایش می‌یابد. تقابل شبکه ریلی در میان زیرساخت‌های مورد بررسی، به عنوان عاملی با قیمت مناسب مهم‌ترین عامل بر افزایش تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته بدست آمده است.

جدول ۹. نتایج اثرگذاری زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی توسعه‌یافته

متغیر	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)
تفاوت اقتصادی	-۰/۶۸*** (-۳/۹۰)	-۰/۸۹*** (-۶/۱۴)	-۱/۰۶ *** (-۷/۳۴)	-۱/۲۶*** (-۸/۳۲)
توده جمعیت	-۱/۲۵*** (-۲/۲۰)	-۵/۱۲*** (-۶/۶۳)	-۲/۰۳*** (-۳/۶۶)	-۳/۸۷*** (-۵/۴۴)
آزادسازی تجاری	۱/۵۹*** (۳/۴۳)	۱/۱۳*** (۳/۰۹)	۰/۸۷* (۱/۹۳)	۰/۸۷* (۱/۹۵)
فاصله	-۰/۰۰۱ (-۰/۰۱)	۰/۱۶ (۱/۱۰)	۰/۱۴ (۰/۹۵)	۰/۰۸ (۰/۵۳)
کشورهای آسیایی	۴/۵۴** (۲/۳۵)	۴/۶۳*** (۷/۰۵)	۵/۵۰*** (۳/۰۳)	۲/۵۲*** (۳/۶۱)
حمل و نقل هوایی ایران* حمل و نقل هوایی شرکا	۰/۱۵ (۱/۱۶)			
شبکه ریلی ایران* شبکه ریلی شرکا		۲/۶۹*** (۶/۱۴)		
اشتراکات تلفن ثابت ایران* اشتراکات تلفن ثابت شرکا			۱/۲۶*** (۳/۸۹)	
اشتراکات تلفن همراه ایران* اشتراکات تلفن همراه شرکا				۰/۳۱*** (۵/۰۲)
جزء ثابت	۵/۱۱ (۱/۵۷)	۳/۶۳ (۱/۴۳)	۴/۵۹ (۱/۵۳)	۲۳/۱۴*** (۵/۲۶)
ضریب تعیین (R^2)	۰/۸۰	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۸۱

***، **، * به ترتیب معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد و اعداد داخل پرانتز آماره Z را نشان می‌دهند.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه سعی کرد تا اثرات نهادها و زیرساخت‌ها را بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای اصلی در حال توسعه و توسعه‌یافته مورد بررسی قرار دهد. نتایج مطالعه نشان داد که تفاوت اقتصادی اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و همچنین شرکای توسعه‌یافته دارد. این ارتباط منفی بین تفاوت اقتصادی و تجارت دوجانبه، در مطالعات اولنجین و همکاران (۲۰۱۵: ۱)؛ آنتونوسی و مانزوچی (۲۰۰۶: ۱۵۷) و شکیبائی و همکاران (۱۳۹۰: ۷۸) تأیید شده است. توده جمعیت متغیر دیگری است

که اثر مثبت و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه دارد. این در حالی است که تأثیر این متغیر بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری توسعه‌یافته منفی و معنی‌دار است. در واقع، تجارت با شرکای در حال توسعه به دلیل جمعیت بیش‌تر این کشورها که بازار بزرگ‌تری را فراهم می‌آورد، افزایشی خواهد بود. آلر و همکاران (۲۰۱۵: ۵۵) و شریف و فنتازی (۲۰۱۳: ۱۲) نیز بر نقش جمعیت در افزایش تجارت تأکید کردند. بر این اساس، پیشنهاد می‌شود که به منظور توسعه روابط تجاری، بر کشورهای دارای مشابهت اقتصادی یا به عبارت دیگر دارای تولید ناخالص داخلی مشابه که جمعیت بیش‌تر و در نتیجه تقاضا و بازار بزرگ‌تری دارند، تمرکز شود.

بر اساس یافته‌های مطالعه، فاصله بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای اصلی در حال توسعه اثر منفی و معنی‌داری دارد. این نتیجه همسو با یافته‌های مطالعات متعددی از جمله سباق و همکاران (۲۰۱۵: ۱۹) و مندونکا و همکاران (۲۰۱۴: ۱۶۴) است. متغیر کشورهای آسیایی در این مطالعه، اثر منفی و معنی‌داری بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری در حال توسعه و اثر مثبت بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای تجاری توسعه‌یافته دارد. این گویای آن است که در بین شرکای آسیایی، تجارت ایران با شرکای آسیایی توسعه‌یافته افزایشی است. نتایج حاکی از اثرگذاری مثبت و معنی‌دار موافقت‌نامه تجارت منطقه‌ای بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای اصلی در حال توسعه است که یافته‌های مطالعه هوچت بوردن و همکاران (۲۰۱۶: ۱) و لطفعلی‌پور و همکاران (۱۳۹۰: ۷۳) تأییدکننده این نتیجه است. اثر مثبت و معنی‌دار آزادسازی تجاری بر تجارت ایران با شرکای آسیایی توسعه‌یافته نیز در مطالعه جو و همکاران (۲۰۱۰: ۴۲۷) یافت شده است. بنابراین نتایج، توصیه می‌شود که سیاست‌هایی جهت تسهیل تجارت با کشورهای توسعه‌یافته آسیایی، با فاصله جغرافیایی کم‌تر که عضو موافقت‌نامه‌های تجاری منطقه‌ای هستند و از اقتصاد بازتری برخوردارند، اتخاذ شود.

یافته‌های مطالعه نشان داد که اثرات متقابل شاخص‌های مختلف نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای تجاری توسعه‌یافته منفی و معنی‌دار است. در واقع ایران تمایل به تجارت بیش‌تر با کشورهای دارای فساد کم‌تر، اثربخشی بیش‌تر دولت در زمینه ارائه خدمات عمومی و مدنی و تدوین سیاست‌های مناسب، ثبات سیاسی بالاتر، مجری قوانین تسهیل‌کننده تجارت و با دموکراسی بیش‌تر است. کیم و همکاران (۲۰۱۷: ۱) نیز در مطالعه خود نقش اثرات متقابل شاخص‌های نهادی را بر تجارت مؤثر دانستند. بنابراین، تجارت با کشورهای دارای شاخص‌های نهادی با کیفیت که تسهیل کننده روابط تجاری دوجانبه هستند، باید مدنظر برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران قرار گیرد. همچنین، اثرگذاری مثبت و معنی‌دار متغیرهای تفاوت شاخص‌های نهادی بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای اصلی توسعه‌یافته نشان داد که ایران با توجه به داشتن نهادهای ضعیف، تجارت بیش‌تر با شرکایی دارد که دارای نهادهای قوی‌تر و در نتیجه با تفاوت بالاتری هستند. نتایج مطالعات الورز و همکاران (۲۰۱۸: ۷۲) و بوژنک و فرتو (۲۰۱۵: ۳۵) مؤید این نتیجه است. این یافته‌ها، لزوم فراهم آوردن شرایط توسط سیاست‌گذاران جهت توسعه روابط تجاری با کشورهای دارای نهادهای بهتر و قوی‌تر نسبت به ایران را می‌نمایاند.

نتایج اثرات متقابل مثبت و معنی‌دار زیرساخت‌های حمل و نقل هوایی، شبکه ریلی، اشتراکات تلفن ثابت و اشتراکات تلفن همراه ایران و شرکای تجاری بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای تجاری در حال توسعه و نیز شرکای اصلی توسعه‌یافته گویای آن است که این زیرساخت‌ها تسهیل کننده شرایط برای تجارت بین کشورها است. فرانسیس و منچین (۲۰۱۳: ۱۶۵) و پرتگال پرز و ویلسون (۲۰۱۲: ۱۲۹۵) نیز بر اهمیت زیرساخت‌ها در توسعه تجارت تأکید کرده‌اند. با توجه به این اثرگذاری‌ها، پیشنهاد می‌شود که کشورهای برخوردار از زیرساخت‌های قوی‌تر در اولویت گسترش روابط تجاری قرار گیرد.

منابع

آذربایجانی، کریم؛ رنجبر، همایون و قدوسی دهنوی، پروین (۱۳۹۲). "تأثیر نهادهای حاکمیتی بر تجارت کشورهای منتخب عضو سازمان کنفرانس اسلامی (OIC)". *اولین همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان (اصفهان).

آذربایجانی، کریم؛ سمیعی، ندا و شیرازی، همایون (۱۳۹۰). "اثر نهادها بر روی تجارت دوجانبه کشورهای منتخب خاورمیانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره

۱۵، شماره ۴۵، ۲۳-۱.

آذربایجانی، کریم؛ طیبی، سید کمیل و صفادرگیری، حلیمه (۱۳۹۴). "اثر تحریم‌های اقتصادی ایالات متحده و اتحادیه اروپا بر تجارت دوجانبه ایران و شرکای عمده تجاری آن: کاربرد مدل جاذبه". *نشریه تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۳، ۵۶۲-۵۳۹.

احمدزاده، خالد و نصری، شعله (۱۳۹۷) "بررسی تأثیر زیرساخت‌های اقتصادی و اجتماعی بر شکاف رشد اقتصادی در استان‌های کشور". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۱۶۶-۱۴۵.

برقی اسگویی، محمد مهدی؛ کازرونی، علیرضا؛ سلمانی، بهزاد و خداوردیزاده، صابر (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر نرخ پس‌انداز بر تراز تجاری ایران، کاربرد رهیافت رگرسیون فازی و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۷۸-۶۱.

حسینی، میرعبدالله؛ رسولیان، محسن و برومند، بهمن (۱۳۹۱). "خدمات پشتیبانی تجاری و توسعه تجارت: تخمین اثرات (ایران و منتخبی از کشورها)". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۶، شماره ۶۴، ۱۴۸-۱۲۳.

رازینی، ابراهیم علی؛ میرزایی‌نژاد، محمدرضا و شیرین‌زاده، معصومه (۱۳۹۴). "بررسی پتانسیل تجاری میان ایران و کشورهای منتخب در منطقه (ترکیه، سوریه، بحرین، عمان، قطر، کویت، عربستان سعودی و امارات متحده عربی) با استفاده از مدل جاذبه". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۲۰، شماره ۷۷، ۱۶۷-۱۴۷.

شکیبائی، علیرضا؛ بطا، فاطمه‌کبری و حیدرزاده، سمیه (۱۳۹۰). "تحلیل یکپارچگی میان دو کشور ایران و ترکیه". *نشریه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، دوره ۱، شماره ۱، ۹۵-۷۸.

شیران، نگار؛ بختیاری کوه سرخی، صادق و رنجبر، همایون (۱۳۹۵). "تأثیر حکمرانی خوب بر تجارت در کشورهای منتخب منا". *دومین همایش بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و توسعه*، مؤسسه علمی کیان پژوهان تهران.

ضیائی بیگدلی، محمدتقی؛ غلامی، الهام و طهماسبی بلداجی، فرهاد (۱۳۹۲). "بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر تجارت ایران: کاربردی از مدل جاذبه". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۳، شماره ۴۸، ۱۱۹-۱۰۹.

عیسی‌زاده، سعید و احمدزاده، اکبر (۱۳۸۸). "بررسی اثر عوامل نهادی بر رشد اقتصادی با تأکید بر نهادهای حاکمیتی (مطالعه موردی بین کشوری برای دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۳، شماره ۴۰، ۲۸-۱.

کازرونی، علیرضا؛ قربانی، عادل و ثقفی کلوانق، رضا (۱۳۹۴). "بررسی کارایی تحریم‌های یک جانبه و چندجانبه بر تجارت خارجی محصولات غیرنفتی در ایران". *نشریه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۲، شماره ۱، ۹۸-۸۳.

گمرک جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۷). سالنامه‌های آماری.

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 ۱، شماره ۳، ۹۸-۷۳.

هوشمند، محمود؛ مهدوی عادلی، محمدحسین و الاهی، سعید (۱۳۸۵). "تأثیر زیرساخت‌های حمل و نقل زمینی بر حجم تجارت بین‌المناطق ایران با کشورهای اکو". *پژوهشنامه بازرگانی*، دوره ۱۱، شماره ۴۱، ۱۵۰-۱۲۵.

Abedini, J. (2015). "Iceberg Trade Cost Measures: An Application to the OECD Area over 1988–2010". *The International Trade Journal*, 29(2), 115-141.

Ahmad, N. A., Ismail, N. W. & Ilook, L. S. (2011). "The Impact of ICT Infrastructure on Malaysian Trade". *Prosiding Perkem*, 6(2), 292-298.

Aller, C., Ductor, L. & Herrerias, M. J. (2015). "The World Trade Network and the Environment". *Energy Economics*, 52, 55-68.

Alvarez, I. C., Barbero, J., Rodríguez-Pose, A. & Zofio, J. I. (2018). "Does Institutional Quality Matter for Trade? Institutional Conditions in a Sectoral Trade Framework". *World Development*, 103, 72-87.

Antonucci, D. & Manzocchi, S. (2006). "Does Turkey Have a Special Trade Relation

With the EU? A Gravity Model Approach". *Economic Systems*, 30(2), 157-169.

Barattieri, A. (2014). "Comparative Advantage, Service Trade, and Global Imbalances". *Journal of International Economics*, 92(1), 1-13.

Basu, S. & Das, M. (2010). "Institution and Development Revisited a Nonparametric Approach". *United Nations Conference on Trade and Development*, New York, 1-20.

Behar, A., Manners, P. & Nelson, B. (2009). "Exports and Logistics". *Discussion Paper Series, University of Oxford*, 439, 1-21.

Bensassi, S., Márquez-Ramos, L., Martínez-Zarzoso, I. & Suárez-Burguet, C. (2015). "Relationship between Logistics Infrastructure and Trade: Evidence from Spanish Regional Exports". *Transportation Research Part A: policy and practice*, *72*, 47-61.

Berden, K., Bergstrand, J. H. & Etten, E. V. (2014). "Governance and Globalisation". *The World Economy, 37*(3), 353-386.

Biswas, T. & Kennedy, L. (2016). "The Effect of the Internet on Bilateral Trade". *The Southern Agricultural Economics Associations Annual Meeting, Texas*, 6-9, 1-26.

Bojnec, S. & Ferto, I. (2015). "Institutional Determinants of Agro-Food Trade". *Transformations in Business & Economics,* 14(2), 35-52.

Borrmann, A., Busse, M. & Neuhaus, S. (2006). "Institutional Quality and the Gains from Trade". *Kyklos*, 9(3), 345-368.

Brada, J. & Mendez, J. (1988). "Exchange Rate Risk, Exchange Rate Regime and the Volume of International Trade". *Kyklos,* 41(2), 263-280.

Burn, J. F., Carrère, C., Guillaumont, P. & De Melo, J. (2005). "Has Distance Died? Evidence from a Panel Gravity Model". *The World Bank Economic Review*, *19*(1), 99-120.

Caporale, G. M., Sova, A. & Sova, R. (2015). "Trade Flows and Trade Specialization: The Case of China". *China Economic Review*, 34, 261-273.

Celbis, M. G., Nijkamp, P. & Poot, J. (2014). "Infrastructure and Trade: A Meta-Analysis". *The Journal of ERSA*, 1 (1), 25-65.

Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII). (2016). "GeoDist Database". Available at: http://www.cepii.fr, Accessed Online 18 December 2016.

Da-xue, K., Lian-jv, L. & Liang-wen, L. (2013). "An Empirical Study on Institutional Distance and Foreign Trade Flows of Our Country by Trade Gravity Model". *Economic Survey*, 2, 55-60.

De Groot, H. L. F., Linders, G. J., Rietveld, P. & Subramanian, U. (2004). "The Institutional Determinants of Bilateral Trade Patterns". *Kyklos*, 57(1), 103-123.

De Jong, E. & Bogmans, C. (2011). "Does Corruption Discourage International Trade?". *European Journal of Political Economy,* 27(2), 385-398.

De, P. (2006). "Trade, Infrastructure and Transaction Costs: The Imperatives for Asian Economic Cooperation". *Journal of Economic Integration*, 21(4), 708-735.

Donaubauer, J., Glas, A., Meyer, B. & Nunnenkamp, P. (2018). "Disentangling the Impact of Infrastructure on Trade Using a New Index of Infrastructure". *Review of World Economics,* 154(4), 745-784.

Fakher, A. (2014). "Quality of Institutions and Integration in the World Economy: Applied Study on Egypt". *Journal of Economics and Business*, 17(2), 69-96.

Feenstra, R. C., Hong, C., Ma, H. & Spencer, B. J. (2012). "Contractual Versus Non-Contractual Trade: The Role of Institutions in China". *NBER Working Paper*, 17728, 1-31.

Francois, J. & Manchin, M. (2013). "Institutions, Infrastructure, and Trade". *World Development*, 46, 165–175.

Gani, A. & Prasad, B. C. (2006). "Institutional Quality and Trade in Pacific Countries". *Asia-Pacific Research and Training Network on Trade Working Paper Series*, 20, 1-31.

Gani, A. & Scrimageour, F. (2016). "New Zealand's Trade with Asia and the Role of Good Governance". *International Review of Economics and Finance*, 42, 36-53.

Greif, A. (2006). "Institutions and the Path to Modern Economy: Lessons from Medieval Trade". *Cambridge, Cambridge University Press.*

Huchet-Bourdon, M., Mouel, C. L. & Peketi, M. (2016). "The Impact of Regional Trade Agreements on Agri Food Trade Flows: The Role of Rules of Origin". *Working Paper SMART-LERECO,* France, 1-30.

Iwanow, T. & Kirkpatrick, C. (2008). "Trade Facilitation, Regulatory Quality and Export Performance". *Journal of International Development*, 19, 735-753.

Iwanow, T. (2008). "Institutional Quality and Trade Performance: A Sectoral Gravity Model Approach". *European Trade Study Group Annual Conference,* Warsaw, 1-24.

Ju, J., Wu, Y. & Zeng, L. (2010), "The Impact of Trade Liberalization on the Trade Balance in Developing Countries". *IMF Staff Papers*, 57(2), 427-49.

Kahouli, B. & Makttouf, S. (2014). "The Determinants of FDI and the Impact of the Economic Crisis on the Implementation of RTAs: A Static and Dynamic Gravity Model". *International Business Review*, (24)3, 518-529.

Kim, I. S., Londregan, J. & Ratkovic, M. (2017). "The Effects of Political Institutions on the Extensive and Intensive Margins of Trade". *Princeton University Working Paper*, 1-37.

Kogut, B. & Singh, H. (1988). "The Effect of National Culture on the Choice of Entry Mode". *Journal of International Business Studies*, 19(3), 411-432.

Kuncic, A. (2012). "Institutional Determinants of Bilateral Trade: Taking another Look". *Kiel Advanced Studies Working Paper,* 462, 1-22.

Levin, A., Lin, C. & Chu, C. (2002). "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties". *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.

Limao, N. & Venables, A. J. (2001). "Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs, and Trade". *The World Bank Economic Review*, 15(3), 451-479.

Linders, G. J. M. (2006). "Intangible Barriers to Trade: The Impact of Institutions, Culture, and Distance on Patterns of Trade". *PhD Thesis, Vrije University*.

Linders, G. J. M., Burger, M. J. & Van Oort, F. G. (2008). "A Rather Empty World: The Many Faces of Distance and the Persistent Resistance to International Trade". *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 1(3), 439-458.

Liu, A., Lu, C. & Wang, Z. (2018). "The roles of cultural and institutional distance on international trade: evidence from China's trade with the Belt and Road countries". *China Economic Review*, 47, 1-34.

Mendonça, T. G., Lirio, V. S., Braga, M. J. & Silva, O. M. (2014). "Institutions and Bilateral Agricultural Trade". *Procedia Economics and Finance*, 14, 164-172.

Meon, P. G. & Sekkat, K. (2008). "Institutional Quality and Trade: Which Institutions? Which Trade?". *Economic Inquiry, 46*(2), 227–240.

Natale, F., Borrello, A. & Motova, A. (2015). "Analysis of the Determinants of International Seafood Trade Using a Gravity Model". *Marine Policy*, 60, 98-106.

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

Pitigala, N. (2005). "What Does Regional Trade in South Asia Reveal about Future Trade Integration?". *World Bank Policy Research Working Paper*, 3497, 1-66.

Portugal-Perez, A. & Wilson, J. S. (2012). "Export Performance and Trade Facilitation Reform: Hard and Soft Infrastructure". *World Development,* 40(7), 1295-1307.

Rodrik, D., Subramanian, A. & Trebbi, F. (2004). "Institutions Rule: The Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development". *Journal of Economic Growth,* 9(2), 131-165.

Salatin, P. & Eslambolchi, S. (2014). "Institutional Quality and Trade in Selected Countries: The Dynamic Panel Data Approach". *Research Journal of Economics, Business and ICT*, 9(2), 12-17.

Santos Silva, J. M. C. & Tenreyro, S. (2006). "The Log of Gravity". *Review of Economics and Statistics*, 88(4), 641-658.

Sebbagh, R., Zenagui, S. A., Mohammed, K. S., Mehdaoui, H. & Ghorzi, S. (2015). "Determinants of Bilateral Trade Flows in Arab Maghreb Union (AMU)". *International Research Journal of Social Sciences*, 4(5), 19-23.

Seck, A. (2016). "Trade Facilitation and Trade Participation: Are Sub-Saharan African Firms Different?". *Journal of African Trade*, *3*(2), 23-39.

Sheng, S. Y. & Mullen, M. R. (2010). "A Hybrid Model for Export Market Opportunity Analysis". *International Marketing Review*, 28(2), 163-182.

Sherif, S. & Fantazy, K. (2013). "Factors Influencing Export in Bilateral Trade: An Empirical Investigation in the Middle-East Context". *International Journal of Management, Economics and Social Sciences*, 2(1), 12-27.

Tarek, B. A. & Ahmed, Z. (2013). "Governance and Economic Performance in Developing Countries: an Empirical Study". *Journal of Economics Studies and Research,* 2013, 1-13.

Thede, S. & Gustafson, N. A. (2012). "The Multifaceted Impact of Corruption on International Trade". *The World Economy, 35*(5), 651-666.

Tinbergen, J. (1962). "Shaping the World Economy: Suggestions for an International Economic Policy". New York, *Twentieth Century Fund*.

Trefler, D. (1995). "The Case of Missing Trade and Other Mysteries". *The American Economic Review,* 85(5), 1029-1046.

Ulengin, F., Cekyay, B., Palut, P. T., Ulengin, B., Kabak, O., Ozaydin, O. & Ekici, S. O. (2015). "Effects of Quotas on Turkish Foreign Trade: A Gravity Model". *Transport Policy*, 38, 1–7.

Wei, Y. & Liu, X. (2006). "Productivity Spillovers from R&D, Exports and FDI in China's Manufacturing Sector". *Journal of International Business Studies*, 37(40), 544-557.

Wilson, J. S., Mann, C. L. & Otsuki, T. (2003). "Trade Facilitation and Economic Development: A New Approach to Quantifying the Impact". *World Bank Economic Review*, 17(3), 367-389.

World Bank. (2017). "World Development Indicators". Available at: http://data.worldbank.org, Accessed Online 10 July 2017.

World Trade Organization (WTO) (2017). "Statistics Database". Available at: http://wto.org, Accessed Online 16 November 2018.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۱۰۲-۷۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (79-102)

تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (SFAVAR)

***رضا شاکری بستان‌آباد[۱]، زهرا جلیلی[۲]، محسن صالحی کمرودی[۳]**

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تهران، ایران
۲. دکتری تخصصی علوم اقتصادی، دانشگاه تبریز، ایران
۳. دکتری تخصصی اقتصاد کشاورزی، دانشگاه تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۵)

The Regional Impact of Monetary Policy on the Employment of Iran's Industrial Provinces: The Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive Method (SFAVAR)

***Reza Shakeri Bostanabad[1], Zahra Jalili[2], Mohsen Salehi Komroudi[3]**

1. Ph.D. Student in Agricultural Economics, University of Tehran, Iran
2. Ph.D. in Economics, Tabriz University, Iran
3. Ph.D. in Agricultural Economics, Tabriz University, Iran

(**Received:** 8/Jan/2019 **Accepted:** 6/March/2019)

چکیده:

اهمیت سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین سیاست‌های طرف تقاضا موجب شده تا بحث رشد حجم پول و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی همواره یکی از چالش برانگیزترین مباحث در ادبیات اقتصاد کلان باشد. با وجود اینکه معمولاً سیاست پولی در سطح ملی اجرا می‌شود اما آثار آن ممکن است به ویژگی‌های مناطق، وابسته باشد. ایده تأثیر نامتقارن سیاست‌های پولی بر مناطق مختلف برگرفته از تفاوت در ساختار اقتصادی و مالی مناطق مختلف است. از این رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا اثر اجرای سیاست پولی روی اشتغال استان‌ها (استان‌های صنعتی ایران) یکسان است؟ بدین منظور، با استفاده از روش SFAVAR ارتباط بین عرضه پول و اشتغال ده استان صنعتی کشور در بازه زمانی ۱۳۹۵:۴-۱۳۸۴:۱ بررسی شده است. استان‌های مورد مطالعه بر اساس سهم ارزش افزوده بخش صنعت هر استان از کل ارزش افزوده صنعت کشور انتخاب شده‌اند. نتایج مطالعه حاکی از آن است که تأثیر سیاست پولی بر اشتغال منطقه‌ای کم و محدود به کوتاه‌مدت است. علاوه بر این، واکنش اشتغال به شوک نقدینگی در استان‌های مختلف متفاوت از یکدیگر است. در مجموع، نتایج مطالعه نشان می‌دهد سیاست پولی نمی‌تواند یک سیاست کارا برای ایجاد اشتغال منطقه‌ای باشد؛ زیرا تأثیر آن اندک و کوتاه‌مدت است. لذا برای حفظ ثبات اقتصاد منطقه‌ای و جلوگیری از افزایش تورم استان‌های کشور، باید میزان نقدینگی کنترل شود.

واژه‌های کلیدی: اشتغال منطقه‌ای، بیکاری، روش SFAVAR، سیاست پولی، نقدینگی.

طبقه‌بندی JEL: E52، E24، R11.

Abstract:

The importance of monetary policy as one of the most important demand-side policies has led to a discussion of the growth of the volume of money and its impact on various economic sectors, which has always been one of the most challenging topics in macroeconomics literature. While monetary policy is usually performed at a national level, its impact may depend on the properties of regions. Therefore, this research tries to answer the question: Is the impact of monetary policy on the employment of the provinces (Iran's Industrial Provinces) is homogenous? For this purpose, using the SFAVAR method the relation between money supply and the employment of ten Iranian industrial provinces in the period 2005:1-2016:4 is studied. The provinces studied were selected based on the share of value added of the industry sector of each province to the total value added of the country's industry.The results reveal that the impact of monetary policy on regional employment is small and is limited to short-run. Furthermore, the response of employment to liquidity shock in various provinces is different. Overall, the results show monetary policy cannot be an effective policy to create regional employment; because its effect is slight and short-lived. Therefore, to maintain the stability of the regional economy and to prevent inflation in the provinces of the country, liquidity must be controlled..

Keywords: Regional Employment, Liquidity, Monetary Policy, SFAVAR Method, Unemployment.
JEL: E52, E24, R11.

*** نویسنده مسئول:** رضا شاکری بستان‌آباد
E-mail: reza.shakeri@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Reza Shakeri Bostanabad

۱- مقدمه

سیاست‌های پولی بخشی از سیاست‌های اقتصادی هر کشور را تشکیل می‌دهند که از طریق آن مقامات پولی تلاش می‌کنند هماهنگ با سایر سیاست‌های اقتصادی، عرضه پول را طوری کنترل کنند که متناسب با اهداف کشور باشد. ثبات قیمت‌ها، رشد اقتصادی، اشتغال کامل، ثبات نرخ سود بانکی و نرخ ارز و تعادل در تراز پرداخت‌ها از مهمترین اهداف در اتخاذ سیاست‌های پولی می‌باشند (حسینی و بخشی، ۱۳۸۵: ۲ و کیا حسینی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۱۳).

اهمیت سیاست پولی به عنوان یکی از مهمترین سیاست‌های طرف تقاضا و همچنین تسهیل‌کننده فرایند رشد اقتصادی موجب شده تا بحث رشد حجم پول و اثر آن بر بخش‌های مختلف اقتصادی همواره یکی از چالش‌برانگیزترین مباحث در ادبیات اقتصاد کلان باشد و بخش بزرگی از پژوهش‌های تجربی را به خود اختصاص دهد (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۹).

سیاست پولی از اصلی‌ترین سیاست‌های تثبیتی اقتصاد است که با تنظیم نرخ رشد حجم پول موجب روان ساختن فعالیت‌های اقتصادی می‌شود. عموماً اجرای سیاست پولی انبساطی توسط بانک مرکزی برای تحریک اقتصاد داخلی و افزایش رشد اقتصادی و سیاست‌های پولی انقباضی برای مبارزه با تورم اتخاذ می‌گردد (انگلر[1]، ۲۰۱۱: ۲). بر اساس نظر لهی[2] (۱۹۹۳: ۱۱۰۵) اجرای سیاست پولی انقباضی و انبساطی (سیاست‌های تعدیل نرخ بهره) با تأثیرگذاری بر حجم سرمایه‌گذاری و بهره‌وری آن، اثربخشی قابل توجهی در نرخ و الگوی رشد اقتصادی دارد.

در سال‌های اخیر، دو گروه از اقتصاددانان یعنی کینزین‌های جدید و کلاسیک‌های جدید موضوع سیاست‌های پولی و تأثیر آن بر متغیرهای کلان اقتصادی را مطرح کردند. کلاسیک‌های جدید بحث انتظارات عقلایی را مطرح نموده و بر اساس آن ارتباطی بین سیاست پولی و روند تولید و اشتغال نمی‌بینند. بدین ترتیب آنها معتقدند شوک‌های پولی مورد انتظار قادر نیست تأثیری بر تولید و بازار کار داشته باشد. در مقابل، طرفداران مکتب کینزین‌های جدید تئوری‌های اقتصاد کلان را بر اساس پیشرفت‌های جدید اقتصاد خرد که در بازارهای کالا، اشتغال و سرمایه به وجود آمده، بنا می‌نمایند و در عین حال که به انتظارات عقلایی اعتقاد دارند، شفافیت بازار کلاسیک‌های جدید را قبول ندارند. این گروه اعتقاد دارند شوک‌های مورد انتظار مانند شوک‌های پولی بر تولید واقعی و بیکاری تأثیر می‌گذارد (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۶۶). اسین و همکاران[3] نیز معتقدند که سیاست پولی یک ابزار مناسب برای رسیدن به نرخ اشتغال بالا و ثبات قیمت است و عوامل اقتصادی در سراسر جهان نیز برای دستیابی به هر هدف قابل تصور اقتصادی با رشد اقتصادی بالا و نرخ بیکاری کم عموماً از سیاست‌های پولی بهره می‌گیرند (اسین و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۰۹). برای مثال سلون[4] (۲۰۰۴: ۷) بیان می‌کند که بانک فدرال ایالات متحده با افزایش نرخ بهره باعث کاهش مخارجی می‌شود که به نرخ بهره بانکی حساسند و به دنبال آن حجم فعالیت‌ها در اقتصاد کاهش می‌یابد. همچنین بانک انگلستان نیز از بانک فدرال ایالات متحده برای تغییر نرخ بهره پایه خود و تأثیرگذاری بر نرخ بیکاری پیروی می‌کند (چودهری[5]، ۲۰۱۳: ۱). چون اجرای سیاست‌های پولی بر متغیرهای اقتصادی زیادی که در رفاه یک کشور مهم هستند، می‌تواند تأثیر بگذارد، سیاست‌مداران و سیاست‌گذاران در سراسر دنیا مراقب اجرای سیاست پولی، مدیریت پول و نرخ بهره هستند. به منظور تصمیم‌گیری در مورد چگونگی تنظیم ابزارهای سیاستی، سیاست‌گذاران پولی باید یک ارزیابی دقیق از آثار برجای مانده از اجرای این سیاست‌ها بر اقتصاد داشته باشند.

در مطالعات زیادی عدم تقارن منطقه‌ای در اجرای سیاست‌ها، چرخه‌های تجاری و بروز شوک‌های منطقه‌ای نشان داده است (کارلینو و سیل[6]، ۲۰۰۱: ۴۴۶؛ کارلینو و دفینا[7]، ۲۰۰۴: ۲۹۸؛ اویانگ و همکاران[8]، ۲۰۰۵: ۶۰۴؛ بک و همکاران[9]، ۲۰۰۹: ۱۷۸). عدم تقارن منطقه‌ای در اجرا و تأثیرگذاری سیاست‌های پولی نیز در مطالعاتی نظیر کارلینو و دفینا[10] (۱۹۹۸: ۱۴)، کارلینو و دفینا (۱۹۹۹: ۳۳۹)، کارلینو و همکاران[11] (۲۰۰۱: ۳۹۶)، میهو[12] (۲۰۰۱: ۳۶۹)، هانسون و همکاران[13] (۲۰۰۶: ۱۵)، آرنولد و وروگت[14] (۲۰۰۲: ۱۲۳)،

1. Engler (2011)
2. Leahy (1993)

3. Essien et al. (2016)
4. Sellon (2004)
5. Choudhry (2013)
6. Carlino & Sill (2001)
7. Carlino & DeFina (2004)
8. Owyang et al. (2005)
9. Beck et al. (2009)
10. Carlino & DeFina (1998)
11. Carlino et al. (2001)
12. Mihov (2001)
13. Hanson et al. (2006)
14. Arnold & Vrugt (2002)

ژانگ[1] (۲۰۰۹: ۱) و فرانسیس و همکاران[2] (۲۰۱۱: ۱) گزارش شده است.

با وجود اینکه سیاست پولی در سطح ملی اجرا می‌شود اما آثار آن ممکن است به ویژگی‌های مناطق وابسته باشد و هر منطقه با توجه به شرایط و وضعیت خود، در مقابل سیاست پولی واکنش متفاوتی از خود نشان دهد. نظریه‌های اقتصادی چندین دلیل برای واکنش ناهمگن مناطق به سیاست پولی پیشنهاد می‌کند؛ از جمله ساختارهای اقتصادی و مالی متمایز اقتصادهای محلی که بر نحوه تأثیرگذاری سیاست اجرایی اثرگذار هستند و از آن به عنوان کانال سیاستی یاد می‌شود. در این میان، چندین مکانیسم دیگر برای انتقال اثرات سیاست پولی تأکید شده است که شامل کانال‌های نرخ بهره، قیمت سهام، نرخ ارز، اعتبار و هزینه‌ها می‌باشند. بر اساس نظر فرانسیس و همکاران (۲۰۱۱: ۲) تفاوت در ترکیب صنایع، تمرکز بانک‌ها، اندازه بنگاه‌های تولیدی یا مسائل جمعیت‌شناختی استان‌ها می‌تواند واکنش منطقه به سیاست پولی را تحت تأثیر قرار دهد.

در کشور ما اغلب برای حمایت از صنایع و ایجاد اشتغال، از تزریق پول استفاده می‌کنند، حال آنکه صنایع با نارسایی‌ها و مشکلات متعددی همچون نامساعد بودن فضای کسب و کار و مشکلات بازاریابی نیز مواجه هستند که شرایط تولید را دشوار می‌سازند (احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵). بنابراین شناسایی اثرگذاری پول بر اشتغال صنعتی، برای تدوین سیاست‌های صنعتی کارا و مؤثر اهمیت دارد. از طرف دیگر نابرابری‌هایی در وضعیت اشتغال استان‌های مختلف کشور مشاهده می‌شود. برای مثال بر اساس مرکز آمار ایران در ۱۳۹۶ نرخ بیکاری استان مرکزی ۸/۲ درصد و نرخ بیکاری استان اصفهان ۱۵/۵ درصد بوده است. حال پرسش این است که چقدر این نابرابری‌ها متأثر از سیاست پولی هستند. این مسئله اهمیت فهم مکانیزم تأثیر سیاست پولی در مناطق مختلف اقتصاد ایران را برجسته می‌کند.

بنابراین به منظور کاهش بیکاری در مناطق مختلف کشور، ابتدا باید از مؤثر بودن و نحوه اثرگذاری سیاست‌ها اطمینان یافت و سپس نسبت به اعمال آنها اقدام کرد، چرا که اجرای هر سیاستی با هزینه‌ای همراه است که بدون در نظرگیری آنها، هزینه‌های اقتصادی و اجتماعی دیگری در دوره‌های آتی به جامعه و اقتصاد تحمیل خواهند شد. با توجه به اهمیت اشتغال و نقش آن در سرنوشت فردی و اجتماعی جامعه و اهمیت اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای حقیقی در جامعه نظیر اشتغال، روشن شدن ارتباط میان سیاست پولی و اشتغال می‌تواند راهگشایی در جهت برنامه‌ریزی کلان اقتصادی کشور باشد. از این رو، پژوهش حاضر در پی پاسخ به این پرسش است که آیا سیاست‌های پولی به صورت منطقه‌ای بر سطح اشتغال در استان‌های صنعتی کشور مؤثر است یا خیر؟. به بیان دیگر، اثر اجرای سیاست پولی در استان‌های مختلف کشور (استان‌های صنعتی) یکسان است یا تفاوت دارد؟. در ادامه مقاله، به‌ترتیب به مبانی نظری، پیشینه پژوهش، روش‌شناسی پژوهش، برآورد مدل و تفسیر نتایج پرداخته می‌شود. در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مکانیسم اثرگذاری سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی در طی زمان دستخوش تحولاتی شده است و مکاتب مختلف، نظریه‌هایی در این خصوص ارائه کرده‌اند. مبدأ اولیه این بحث به نظریه مقداری پول کلاسیک‌ها برمی‌گردد. بنابر نظریات مکتب کلاسیک، پول خنثی بوده و گردش آن تأثیری بر روی متغیرهای بخش حقیقی اقتصاد ندارد. این مکتب، سیاست‌های پولی را به طور کامل بی‌اثر می‌داند (اسنودون و وینارزیک[3]، ۱۹۹۴: ۲۸۷). در مکتب کینزی و نئوکینزی تأثیرگذاری سیاست‌های پولی در مواقع دام نقدینگی و دام سرمایه‌گذاری کاهش یافته و از اهمیت پول کاسته می‌شود. از دیدگاه کینز، اختلالات حقیقی، عامل تعیین‌کننده پول است و نظریه عمومی وی دلالت بر این دارد که در شرایط بیکاری، گردش پول کاملاً بی‌ثبات است و با هر تغییر مستقلی در عرضه پول یا درآمد پولی، خود را تعدیل می‌کند. مکتب چرخه‌های تجاری حقیقی همانند کلاسیک‌ها معتقد است که متغیرهای اسمی نمی‌تواند بر روی متغیرهای حقیقی تأثیرگذار باشد و نوسانات عوامل حقیقی اقتصاد فقط می‌توانند به وسیله تغییرات واقعی در اقتصاد توضیح داده شود (پلوسر[4]، ۱۹۸۹: ۵۲-۵۱). در مکتب کلاسیک جدید (طرفداران انتظارات عقلایی) نیز تنها پول پیش‌بینی‌نشده بر نرخ رشد محصول ملی تأثیر دارد و سیاست‌های پولی پیش‌بینی‌شده مؤثر نیستند. در مقابل، پول‌گرایان با تفسیر

1. Zhang (2009)
2. Francis et al. (2011)
3. Snowdon & Wynarczyk (1994)
4. Plosser (1989)

نظریه مقداری پول به عنوان نظریه تقاضای پول، عامل مسلط تغییرات درآمد پولی را، تغییرات حجم پول می‌دانند. بر طبق دیدگاه اقتصاددانان مکتب پول‌گرایان، دولت باید به جای اعمال سیاست‌های صلاحدیدی، سیاست قانون رشد ثابت پول را دنبال کند و قاعده را بر صلاحدید ترجیح دهد. از دیدگاه کینزین‌های جدید نیز پول خنثی نیست و تأثیر تکانه‌های پولی بر تولید به دلایلی نظیر انعطاف‌ناپذیری قیمت‌ها و دستمزدها نامتقارن است. مکتب اقتصاد اتریش که به شدت مخالف مداخلات دولتی در اقتصاد است، پول را متغیری درون‌زا نسبت به تولید و نه اثرگذار بر آن در نظر می‌گیرد. بدین ترتیب این مکتب اعمال سیاست‌های پولی را راه‌حلی برای افزایش سطح تولید در نظر نمی‌گیرد (تشکینی و شفیعی، ۱۳۸۴: ۱۳۰). به طور تقریبی تمامی مکاتب تأکید دارند سیاست پولی در بلندمدت خنثی است ولی در کوتاه‌مدت و میان‌مدت خنثی نیست و از طریق کانال‌هایی می‌تواند بر متغیرهای حقیقی همچون تولید و اشتغال مؤثر واقع گردد (واشقانی و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۶۰).

ایده تأثیر نامتقارن سیاست‌های پولی بر مناطق مختلف به‌طور کلی برگرفته از تفاوت در ساختار اقتصادی و مالی مناطق مختلف است. به‌طور دقیق‌تر بر اساس تئوری‌های کلاسیک و سنتی مالی برای مکانیزم انتقال سیاست پولی علت این تفاوت ممکن است به دلیل تفاوت تعداد بنگاه بزرگ در برابر بنگاه‌های کوچک و میزان حضور بانک‌های بزرگ در برابر بانک‌های کوچک است. استدلال این تئوری‌ها بر مبنای این است که سیاست پولی با تأثیرگذاری بر توانایی بانک‌ها برای ارائه وام و تسهیلات، بر روی فعالیت‌های اقتصادی تأثیر مستقیمی دارد. در این وضعیت بنگاه‌های بزرگ می‌توانند با توجه به پتانسیل‌های خود دسترسی راحت‌تر و بیشتری به اعتبارات بانکی داشته باشند و بنگاهای کوچک نمی‌توانند با آنها رقابت داشته باشند. همچنین ممکن است که بنگاه‌های کوچک به دلیل عدم اطمینان بیشتر نسبت به چشم‌انداز بلندمدت، در مقایسه با بنگاه‌های بزرگ هزینه‌های تأمین مالی بیشتری متحمل شوند. در نتیجه در مناطقی که بنگاه‌های کوچک در برابر بنگاه‌های بزرگ بیشتر هستند، بیشتر به سیاست‌های پولی حساسیت نشان خواهند داد (برنانکی و بلیندر[1]، ۱۹۸۸: ۴۳۹؛ کاشیاپ و همکاران[2]، ۱۹۹۳: ۷۹). در رابطه با اندازه بانک‌ها نیز کاشیاپ و استین[3]، (۱۹۹۴: ۲-۱) چنین استدلال می‌کنند که در شرایط اجرای سیاست پولی انقباضی که ذخایر بانک‌ها محدود می‌شود، بانک‌های بزرگ‌تر می‌توانند از راه‌های دیگر منابع و سپرده‌های جدیدی را تأمین کنند. بنابراین بانک‌های بزرگ‌تر کمتر به سیاست‌های پولی حساسیت نشان خواهند داد. بنابراین اندازه بانک‌ها تا حد زیادی تفاوت‌ها در توانایی‌های تأمین مالی را توضیح می‌دهد، زیرا بانک‌های بزرگ دارای گزینه‌های بیشتر مالی نسبت به بانک‌های کوچک هستند. لذا می‌توان گفت که مناطقی که سهم بانک‌های کوچک در آنها زیاد است، حساسیت بیشتری نسبت به سیاست پولی از خود نشان می‌دهند.

از دیدگاهی دیگر، بخشی از این تفاوت‌ها از حساسیت‌های متفاوت در تقاضا برای محصولات بنگاه‌های مختلف ناشی می‌شود. به‌طوری که کالاهایی نظیر مسکن، اتومبیل‌ها و سایر کالاهای ساخته شده بادوام نسبت به کالاهای مصرفی بیشتر به تغییرات نرخ بهره حساسیت نشان می‌دهند. همچنین واکنش بنگاه‌ها می‌تواند بر اساس اینکه کالای تولیدی آنها ضروری است یا لوکس نیز متفاوت باشد. برخی نیز معتقدند اگر محصولات تولیدی بنگاه‌ها صادراتی باشد، وضعیت اقتصادی کشورهای هدف صادراتی نیز در حساسیت بنگاه‌ها نسبت به نرخ بهره و سیاست پولی مؤثر است (کارلینو و دفینا، ۱۹۹۸: ۵۷۳). به هر حال تفاوت در حساسیت بنگاه‌های مختلف به سیاست پولی و متنوع بودن بنگاه‌ها در مناطق مختلف کشور، می‌تواند منشأ ایجاد تفاوت در تأثیر سیاست پولی در سطح مناطق مختلف کشور گردد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

در زمینه بررسی تأثیر سیاست پولی بر اشتغال مطالعات متعددی انجام شده است. مطالعه لگانسان و همکاران[4] تعامل پویا میان شوک‌های پولی و بیکاری را در اقتصاد مالزی و دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ بررسی می‌کند و به این نتیجه می‌رسد که رابطه علّی مابین این دو متغیر وجود ندارد (لگانسان و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۴۷).

کامبزاوغلو و کاراپ[5] اثر عرضه پول و کل وام‌ها را بر اشتغال در اقتصاد ترکیه بررسی می‌کنند و نتایج مطالعه نشان می‌دهد تغییرات در عرضه پول بر اشتغال اثرگذار است

1. Bernanke & Blinder (1988)
2. Kashyap et al. (1993)
3. Kashyap & Stein (1994)
4. Loganathan et al. (2012)
5. Cambazoğlu & Karaalp (2012)

(کامبزاوغلو و کاراپ، ۲۰۱۲: ۲۳).

اسین و همکاران[1] به مطالعه اثر سیاست پولی بر بیکاری در نیجریه طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۳ با داده‌های ماهیانه و روش VAR پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد به ازای هر شوک مثبت سیاست پولی، بیکاری طی دوره ۱۰ ماهه افزایش می‌یابد و مطالعه رابطه علّی نشان از وجود رابطه پویا میان سیاست پولی و بیکاری دارد (اسین و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۰۹).

بررسی بنازیچ و رامی[2] در خصوص اثر سیاست پولی بر بیکاری در اقتصاد کرواسی با استفاده از روش ARDL انجام پذیرفت و حاکی از آن بود که رابطه همگرایی بین متغیرها در جهت کاهش بیکاری وجود دارد (بنازیچ و رامی، ۲۰۱۶: ۱۰۳۸). وو و ژیا[3] با استفاده مدل ساختاری غیرخطی برای اقتصاد آمریکا نشان دادند که تلاش‌های بانک فدرال و سیاست‌های پولی برای تحریک اقتصاد از ژوئیه ۲۰۰۹ موفق به کاهش نرخ بیکاری در دسامبر ۲۰۱۳ به میزان یک درصد شده است که در مقایسه با گذشته موفق‌تر بوده است (وو و ژیا، ۲۰۱۶: ۲۵۳).

بارنیچون و مت‌ش[4] به بررسی اثرات دینامیک شوک‌های ساختاری سیاست‌های پولی بر بیکاری در اقتصاد آمریکا پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد شوک انقباضی تأثیر مهمی بر بیکاری دارد، اما شوک انبساطی اثر کمی دارد و در واقع اثر آن بر بیکاری نامتقارن است. همچنین یک شوک انبساطی ممکن است اثر انبساطی هم داشته باشد، اما تنها زمانی که بازار کار چندان چسبنده نباشد. در یک بازار کار چسبنده، شوک انبساطی تورم انفجاری ایجاد می کند که هیچ تغییری در بیکاری ایجاد نمی‌کند (بارنیچون و مت‌ش، ۲۰۱۶: ۱).

باهاج و همکاران[5] تأثیر سیاست پولی بر بیکاری را در سطح بنگاه‌های انگلستان مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بنگاه‌های نوپا بیشتر به سیاست‌های پولی حساس هستند و واکنش بیشتری در ایجاد اشتغال از خود نشان می‌دهند (باهاج و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

در زمینه تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی مطالعات زیادی صورت گرفته است. کارلینو و دفینا در مطالعه‌ای تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی را در آمریکا با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که سیاست پولی اجرا شده توسط بانک فدرال در دوره ۱۹۹۲-۱۹۵۸ در مناطق مختلف تأثیر متفاوتی بر رشد درآمد واقعی هر ایالت داشته و ترکیب صنایع در ایالت‌ها عامل مؤثر بر این نتیجه بوده است (کارلینو و دفینا، ۱۹۹۸: ۱۴).

کارلینو و همکاران اثر شوک پولی بر اشتغال پنج منطقه شهری بزرگ در آمریکا را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها حاکی از این بود که شوک‌ها در مناطق مورد بررسی اثرات متفاوتی دارد و بین ۸۷ و ۹۴ درصد در نوسان است. آنها علت این نوسان اثرگذاری را تفاوت در اشتغال بخش ساخت و خدمات بیان کردند (کارلینو و همکاران، ۲۰۰۱: ۳۹۶).

آرنولد و وروگت اثر منطقه‌ای سیاست پولی بر تولید مناطق مختلف در هلند را با استفاده از الگوی خودرگسیون برداری بررسی کردند. نتایج آنها بیانگر این بود که تأثیر سیاست پولی به‌طور معنی‌داری به ترکیب صنایع در مناطق مختلف بستگی دارد. همچنین آنها نشان دادند که بخش‌های مختلف اقتصادی بیشتر از مناطق مختلف به سیاست‌های پولی واکنش نشان می‌دهند (آرنولد و وروگت، ۲۰۰۲: ۱۲۳).

ژانگ تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر هشت منطقه کشور چین را با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه حاکی از این بود که سیاست پولی به‌طور آشکارا در مناطق مختلف اثر متفاوتی دارد و یکی از دلایل این نتیجه، سطح بهره‌وری متفاوت در مناطق مختلف است (ژانگ، ۲۰۰۹: ۱).

فرانسیس و همکاران اثر منطقه‌ای سیاست پولی را در آمریکا با استفاده از الگوی BVAR[6] بررسی کردند. نتایج مطالعه نشان داد که تراکم جمعیت و اندازه دولت محلی، تأثیر سیاست پولی را بر اشتغال منطقه‌ای کاهش می‌دهد (فرانسیس و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

در پژوهشی دیگر پیپر و هوانگ[7] تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر شرایط اقتصادی آمریکا را مطالعه کردند. نتایج آنها نشان داد که تأثیر سیاست پولی بر نرخ بیکاری در سطح منطقه‌ای متفاوت از تأثیر آن در سطح ملی است (پیپر و هوانگ، ۲۰۱۸: ۹۳).

در داخل کشور مطالعات محدودی تأثیر سیاست پولی بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده‌اند. نظری و گوهریان اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال را به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی ایران با استفاده از روابط همجمعی بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که تغییر عرضه پول از

1. Essien et al. (2016)
2. Benazić & Rami (2016)
3. Wu & Xia (2016)
4. Barnichon & Matthes (2016)
5. Bahaj et al. (2018)
6. Bayesian Vector Autoregression
7. Pieper & Hwang (2018)

طریق تغییر حجم نقدینگی با تغییر اشتغال در بخش‌های تولیدی دارای رابطه مستقیم می‌باشد (نظری و گوهریان، ۱۳۸۱: ۱۸۷).

نوفرستی نشان داد که سیاست پولی در اقتصاد ایران به نحو بارزی تأثیر می‌گذارد. یک سیاست پولی انبساطی موجب می‌شود تا از یک سو تولید کل افزایش یابد که موجد اشتغال است و از سوی دیگر، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، صادرات غیرنفتی و واردات افزایش پیدا کند که باعث رفاه و رونق اقتصادی خواهد شد (نوفرستی، ۱۳۸۴: ۱).

شیرین‌بخش اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال را با استفاده الگوی خودرگرسیون برداری بررسی کرده است. نتایج این مطالعه نشان داد واکنش دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال به تکانه ناشی از اعتبارات، نرخ ارز و عرضه پول فاقد اعتبار آماری است. همچنین با توجه به تجزیه واریانس مربوط به دو متغیر سرمایه‌گذاری و اشتغال، کمترین سهم، متعلق به متغیرهای سیاست‌های پولی است (شیرین‌بخش، ۱۳۸۴: ۲۶۳).

دل‌انگیزان و همکاران در مطالعه‌ای تأثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری را برای اقتصاد ایران با استفاده از رهیافت GMM بررسی کرده‌اند و نتایج مطالعه آنها نشان داد که سیاست‌های پولی بر بیکاری مؤثر است، لذا سیاست پولی انبساطی، موجب کاهش بیکاری و سیاست انقباضی، موجب افزایش نرخ بیکاری می‌گردد (دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

احسانی و همکاران با بهره‌گیری از مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی کینزی، تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی را بررسی کردند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که یک شوک پولی باعث افزایش اشتغال بخش خصوصی و در نتیجه افزایش تولید می‌شود (احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵).

مرور مطالعات انجام شده حاکی از آن است که اولاً تاکنون پژوهش‌های داخلی به ندرت اثرات منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال را مورد بررسی قرار داده‌اند و ثانیاً مطالعات از رهیافت SFAVAR[1] برای تحلیل اثرات سیاست پولی در کشور استفاده نکرده‌اند؛ در حالی که در بخش بعدی نشان داده می‌شود که SFAVAR نسبت به سایر مدل‌های هم‌خانواده دارای مزیت مهمی است. از این رو، مطالعه حاضر بر آن است که اثر سیاست پولی بر اشتغال استان‌های منتخب کشور را با بهره‌گیری از این رهیافت بررسی کند.

۳- روش شناسی

برای سنجش و ارزیابی سیاست‌های پولی یا مالی مدل‌های خودرگرسیونی برداری (VAR) کاربرد گسترده‌ای در زمینه تجزیه و تحلیل تأثیر شوک‌های پولی بر متغیرها و بخش‌های مختلف اقتصادی داشته‌اند. این مدل‌ها اغلب به عنوان معیاری برای مقایسه پیامدهای مدل‌های نظری و تئوری‌های مختلف بکار برده می‌شوند. اما یکی از اصلی‌ترین نقاط ضعف این مدل‌ها این است که نمی‌توان تعداد زیادی از متغیرها را در آن به کار گرفت، زیرا افزایش تعداد متغیرها در این الگو به سرعت از درجه آزادی آن می‌کاهد. کمی متغیرها در الگوی VAR، پژوهشگر را به سمت گزینش از بین متغیرهای مختلف سوق می‌دهد که پیامد آن، استفاده ناکارآمد از اطلاعات موجود در آمارهای اقتصادی خواهد بود. ضمن اینکه استفاده گزینشی از محدود متغیرها ارزیابی جامع و کاملی از اثر شوک‌ها بر اقتصاد به دست نمی‌دهد (برناکی و بویوین[2]، ۲۰۰۳: ۳۸۸-۳۸۷). به منظور حفظ درجه آزادی، مدل‌های استاندارد VAR به ندرت بیشتر از ۶ یا ۸ متغیر به کار می‌گیرند. البته لیپر و همکاران[3] (۱۹۹۶: ۷۶-۷۳) با به کار بردن روش بیزین توانستند تعداد متغیرهای به‌کار رفته در مدل VAR را افزایش دهند. تعداد کم این متغیرها باعث می‌شود که مجموعه‌های اطلاعاتی مورد استفاده به وسیله بانک‌های مرکزی به طور کامل تحت پوشش قرار نگیرد (تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

از طرف دیگر نتایج مطالعاتی که با روش‌های سنتی VAR برای بررسی اثر سیاست‌های پولی بر قیمت‌های جزئی انجام گردیده، نشان می‌دهد که قیمت‌های جزئی در پاسخ به سیاست پولی انقباضی افزایش می‌یابد که این نتیجه در تناقض با تئوری رایج است و در ادبیات به "معمای قیمت" معروف است.

توضیح سیمز[4] (۱۹۹۲: ۹۷۵) این است که بانک مرکزی دارای مجموعه اطلاعاتی می‌باشد که توسط متغیرها در الگوی VAR پوشش داده نمی‌شود. در پاسخ برای این مشکل محققان بعد از وی نظیر هانسون (۲۰۰۴: ۱۳۸۵) متغیرهایی حاوی اطلاعات مانند نرخ ارز، قیمت نفت، قیمت طلا و

1. Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive

2. Bernanke & Boivin (2003)
3. Leeper et al. (1996)
4. Sims (1992)

متغیرهایی از این قبیل را به الگوی VAR اضافه کردند که نتیجه آن کاهش اندکی در معمای قیمت بود. با ملاحظه این مشکلات، اخیراً توجه زیادی به مدل‌هایی معطوف شده است که ساختار و محتوای آنها در برگیرنده اطلاعات گسترده اقتصادی است. این فرایند از راه تکامل و توسعه مدل‌های سنتی VAR و با استفاده از یک یا چند عامل و معرفی مدل‌های موسوم به مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده (FAVAR) که توسط برنانکی و بویوین (۲۰۰۳: ۵۲۵) و برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۸۷) ارائه گردیده، شکل گرفته است. در ایران همتی و جلالی نائینی (۱۳۹۰: ۲۳۹) اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی؛ پیش‌بهار و همکاران (۱۳۹۲: ۳۱۹) تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی؛ مرزبان و همکاران (۱۳۹۵: ۷۱) ارزیابی کارایی سیاست پولی؛ تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۶: ۱) اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی را با استفاده از این الگو بررسی کرده‌اند.

ایده اصلی الگوی خود توضیح بردار عامل افزوده این است که چند عامل اقتصادی تحت عنوان عامل‌های پویا در اقتصاد موجود است که با سایر متغیرهای اقتصادی هم حرکتی دارند. در این الگو عوامل به جای متغیرهای واقعی مورد استفاده قرار می‌گیرند و این عوامل متعامدند. بنابراین همجمعی میان این عوامل دور از انتظار است.

بلویسو و میلانی[1] (۲۰۰۶: ۱) معتقدند که این عوامل را نمی‌توان به طور منحصر به فرد شناسایی کرد و این اشکال اصلی مدل FAVAR است که نمی‌توان هرگونه تفسیر اقتصادی را به این عوامل اختصاص داد. از این‌رو بلویسو و میلانی (۲۰۰۶: ۲) سعی کردند تا عواملی را به عنوان نیروی اساسی شناسایی کنند که بخش‌های مختلف اقتصاد را کنترل می‌کنند و بر این اساس در مقاله خود الگویی را توسعه دادند که در آن عوامل تخمین زده شده از نظر اقتصادی معنی‌داری بیشتری داشت.

آنها این مدل را، مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری (SFAVAR) معرفی کردند. این مدل نسبت به مدل‌های معمول VAR دارای مزایایی است. اول اینکه، همان‌طور که برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۰) تأکید می‌کنند، اگر بانک‌های مرکزی و بخش خصوصی اطلاعاتی که در الگوهای محدود VAR وجود دارد، داشته باشند، اندازه‌گیری بخش غیرسیستماتیک سیاست پولی نادرست خواهد بود و نهایتاً منجر به تناقض معمای قیمت خواهد شد. اما چون مدل‌های خودرگرسیونی برداری عامل افزوده بر اساس یک مجموعه اطلاعات واقع گرایانه می‌باشند، امکان شناسایی بهتر شوک سیاست پولی را فراهم می‌کنند. همچنین، در الگوی VAR تابع واکنش آنی تنها برای متغیرهای محدودی که در الگو تعریف شده‌اند، قابل مشاهده است، این در حالی است که در الگوی FAVAR امکان اخذ توابع واکنش از تک تک متغیرهای موجود در مجموعه اطلاعاتی امکان‌پذیر است. برتری مدل SFAVAR نسبت به FAVAR در این است که این مدل امکان مطرح کردن تفسیر اقتصادی واضح برای عوامل را فراهم می‌کند و به خاطر کمک به درک نیروهای اصلی حرکت متغیرها و در نتیجه انتخاب سیاست مطلوب، می‌تواند یک ابزار مفید برای سیاست‌گذار باشد. از این‌رو مطالعه حاضر برای بررسی اثرات منطقه‌ای سیاست‌های پولی بر اشتغال از رهیافت SFAVAR بهره گرفته شده است.

۳-۱- مدل SFAVAR

Y_t و X_t به عنوان دو بردار با ابعاد $M \times 1$ و $N \times 1$ از متغیر اقتصادی در نظر گرفته می‌شوند. متغیر Y_t نشان دهنده ابزار سیاست پولی که تحت کنترل بانک مرکزی است و X_t مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی می‌باشند. ممکن است که بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به صورت مؤثری در تعداد اندکی عوامل غیر قابل مشاهده خلاصه شود که بر پویایی X_t تأثیرگذارند.

برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۱) بیان می‌کنند که این عوامل غیر قابل مشاهده دارای دو کاربرد اساسی هستند: اول آنکه دربردارنده نوسانات تولید بالقوه (غیر قابل مشاهده) هستند، دوم آنکه منعکس کننده مفاهیم تئوریکی مانند فعالیت اقتصادی و شرایط اعتباری که به راحتی توسط یک یا چند سری زمانی قابل بررسی نیستند و در دامنه وسیعی از متغیرهای اقتصادی انعکاس می‌یابند، می‌باشند. آنها را می‌توان با یک بردار با ابعاد $K \times 1$ به‌صورت بردار زیر تعریف کرد:

$$X_t = \Lambda F_t + e_t \qquad (۱)$$

e_t در این معادله دارای میانگین صفر است و ممکن است به طور ضعیفی همبسته باشد. اگر X_t به‌صورت $X_t^1, X_t^2, \cdots, X_t^I$ در نظر گرفته شود که X_t^i یک بردار $N_i \times 1$ است و $\sum_i N_i = N$. با فرض اینکه هر کدام از

1. Belviso & Milani (2006)

X_t^i تنها توسط تعدادی از متغیرهای بردار F_t توضیح داده شود. به این معنی که F_t برابر است با $F_t^1, F_t^2, \cdots, F_t^I$ که F_i^t یک بردار با ابعاد $K_i \times 1$ است و $\sum_i K_i = K$ و $K_i \prec N_i$. با فرض اینکه X_t^i فقط توسط F_i^t توضیح داده می‌شود، داریم:

(۲)

$$\begin{bmatrix} X_t^1 \\ X_t^2 \\ \cdots \\ X_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Lambda_1^f & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Lambda_2^f & \cdots & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Lambda_I^f \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \cdots \\ F_t^I \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ \cdots \\ e_t^I \end{bmatrix}$$

در این رابطه $\mathrm{E}\left[e_t^i e_t^j\right] = 0$ برای تمامی $i, j = 1, \cdots, I$ و $i \neq j$.

محدودیتی که در رهیافت SFAVAR اعمال می‌شود این است که فرض می‌شود هر یک از متغیرهای بردار X_t تنها از طریق عوامل متناظر تحت تأثیر وضعیت اقتصاد قرار می‌گیرند. از این رو هر بخش بردار X_t دقیقاً توسط یک عامل توضیح داده می‌شود یعنی $K_i = 1$ برای تمام i ها. در واقع بر اساس نظر بلویسو و میلانی (۲۰۰۶: ۶) عامل هر بخش باید مربوط به بخش خاص خود باشد به عبارت دیگر در این رهیافت با توجه به هر بخش اقتصادی، عاملی از آن به‌عنوان نماینده آن بخش بیرون کشیده شود.

در این رهیافت همانند الگو FAVAR فرض بر این است که پویایی $(Y_t, F_t^1, F_t^2, \cdots, F_t^I)$ به فرم زیر است:

(۳)

$$\begin{bmatrix} F_t^1 \\ F_t^2 \\ \cdots \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1}^1 \\ F_{t-1}^2 \\ \cdots \\ F_{t-1}^I \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t$$

واضح است که تفاوت بین این مدل و VAR استاندارد در وجود عوامل غیر قابل مشاهده است. کارکرد اصلی این رهیافت اعمال محدودیت‌هایی در معادله ۲ است. بدین‌گونه که بردار متغیرهای X_t به زیرمجموعه‌های متغیرهای مشابه نظیر زیرمجموعه متغیرهای مربوط به فعالیت اقتصادی، زیرمجموعه متغیرهای مربوط به تورم و غیره تقسیم شوند. در این صورت نیروی مشترکی که موجب حرکت این متغیرها می‌شود (یعنی عامل پویایی)، از لحاظ اقتصادی قابل تفسیر است. برنانکی و همکاران (۲۰۰۵: ۳۹۱) مدل استاندارد FAVAR در قالب یک مدل اقتصاد کلان ساده را ارائه می‌دهند تا توضیح دهند که چرا محققان باید مدل‌های خود را از لحاظ مجموعه اطلاعات غنی‌تر کنند. اما چارچوب رهیافت SFAVAR فرض می‌کند که بانک مرکزی تنها ابزار سیاست‌گذاری Y و مجموعه‌ای از متغیرهای شاخص X را نظارت می‌کند.

عوامل، متغیرهای غیرقابل مشاهده‌ای هستند که همزمان ارزش تمام متغیرهای دیگر در اقتصاد و پویایی کل اقتصاد را تعیین می‌کنند. در واقع هر عامل از طریق معادله (۲) تنها در ارتباط با ارزش فعلی متغیرهای مرتبط با آن است، به استثنای یک خطای خاص که این خطا به علت خطاهای اندازه‌گیری و همچنین شوک خاص به یک متغیر حاصل می‌شود. عوامل، همراه با ابزار سیاست نیز در معادله (۳) وارد می‌شوند. به این معنا که وضعیت اقتصادی امروز و آینده فقط به سطح ارزش فعلی و گذشته عوامل و ابزارهای سیاست بستگی دارد و تمام شوک‌های فردی "دوباره جذب[1]" خواهد شد. به این ترتیب، انتظار بر این است که یک شوک خاص به یک متغیر بر مسیر اقتصاد اثر نخواهد گذاشت. به این معنی که کل اقتصاد تحت تأثیر شوک‌های بخشی قرار نخواهد گرفت. از این رو، در این رهیافت سعی می‌شود پویایی متغیرهای مشاهده شده کنار گذاشته شود تا تعاملات اصلی بین بخش‌های مختلف اقتصاد تمیز شود. به دلیل این تفسیر، این مدل نتایج قابل اعتمادتر و قوی‌تری در تغییرات اقتصادی بیان کرده و به اهداف پیش‌بینی کمک می‌کند.

به دلیل اینکه عوامل قابل مشاهده نیستند، تخمین الگو FAVAR به‌طور مستقیم امکان‌پذیر نیست. دو روش برای تخمین این الگو پایه‌ریزی شده است. در روش اول که توسط استوک و واتسون[2] (۲۰۰۲: ۱۴۷) و برنانکی و همکاران[3] (۲۰۰۵: ۳۹۰) ارائه شده است، ابتدا با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای X_t عامل‌های مشترک را استخراج کرده و در ادامه این عوامل تخمین زده شده در الگو VAR قرار داده می‌شوند. روش دیگری در ادبیات اقتصادی برای برآورد این الگو استفاده شده که روش تک مرحله‌ای راستنمایی بیزین بر پایه نمونه‌گیری گیبس است. به‌طور کلی در مطالعات انجام شده، نتایج بدست آمده از هر دو روش تخمین یکسان بوده است. در این مطالعه از این روش بهره گرفته می‌شود. همچنین می‌توان برای شناسایی

1. Reabsorbed
2. Stock & Watson (2002)
3. Bernanke et al. (2005)

شوک‌های پولی، از تجزیه چولسکی استفاده شود. به این صورت که فرض می‌شود عامل‌های مشترک و متغیرهای الگوی VAR استاندارد نمی‌توانند به طور همزمان به شوک غیر منتظره نرخ رشد نقدینگی پاسخ دهند، در حالی که متغیر نرخ رشد نقدینگی می‌تواند به هر تغییری در عامل‌ها و متغیرهای هدف واکنش نشان دهد. البته در هر حال در دوره‌ای بعد از شوک پولی، قیدی بر واکنش عامل‌ها و متغیرهای هدف وضع نمی‌شود. همچنین در نظر گرفته می‌شود که عامل‌ها بین متغیرهای هدف و متغیر نرخ رشد نقدینگی قرار می‌گیرند.

ابتدا لازم است از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام برای انجام تحلیل عاملی اطمینان حاصل شود. برای این منظور آماره‌هایی وجود دارند که در این تحقیق از آزمون KMO[1] برای اطمینان از کفایت تعداد داده‌ها و از آزمون بارتلت[2] برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها برای تحلیل عاملی استفاده شده است. مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است و در صورتی که مقدار آن کمتر از ۰/۵ باشد، داده‌ها برای تحلیل عاملی مناسب نخواهند بود و اگر مقدار آن بین ۰/۵ تا ۰/۶۹ باشد می‌توان با احتیاط به تحلیل عاملی پرداخت. اما در صورتی که مقدار آن بزرگ‌تر از ۰/۷ باشد، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب خواهند بود. برای اطمینان از این موضوع که ماتریس همبستگی (که زیربنای تحلیل عاملی قرار می‌گیرد) در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون بارتلت استفاده می‌شود. مقصود از اجرای این آزمون، رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آنکه یک الگو تحلیل عاملی، مفید و دارای معنا باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند. در غیر این‌صورت دلیلی برای تحلیل عاملی وجود ندارد. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متغلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. بنابراین در این مطالعه برای هر کدام از طبقه‌بندی متغیرها این دو آزمون برای بررسی مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام جهت انجام تحلیل عاملی مورد استفاده قرار می‌گیرند (پیش‌بهار و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۲۲).

۳-۲- استخراج عامل‌ها

هدف تحلیل عاملی خلاصه کردن متغیرها در تعدادی عامل است. پس برای انجام تحلیل عاملی باید روش استخراج عامل‌ها و معیار تعیین آنها مشخص شود.

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
2. Bartlett's Test of Sphericity

۳-۲-۱- روش استخراج عامل‌ها

برای استخراج عامل‌ها روش‌های مختلفی وجود دارد که برحسب مقدار و نوع واریانسی که توسط متغیرهای هر عامل در مدل توجیه می‌شود، متفاوتند. اساسی‌ترین این روش‌ها تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی است. ذکر این نکته ضروری است که در تحلیل عاملی سه واریانس وجود دارد؛ واریانس مشترک که به نسبتی از واریانس گفته می‌شود که به وسیله عامل‌های مشترک تبیین می‌شود. واریانس خاص که به یک متغیر خاص مربوط می‌شود و واریانس خطا که ناشی از بی‌اعتباری و ناپایایی داده‌های جمع‌آوری شده است. در روش تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی، عامل‌ها همهٔ واریانس هر متغیر از جمله واریانس مشترک با سایر متغیرهای مجموعه و نیز واریانس خاص متغیر را توجیه می‌کنند. پس تعداد عامل‌ها در این روش از نظر تئوری باید با تعداد متغیرها برابر باشد، زیرا همهٔ واریانس متغیر باید توسط عامل‌ها تبیین شود. به‌عبارت دیگر در تجزیهٔ مؤلفه‌های اصلی به تعداد متغیرها، مؤلفه وجود دارد، ولی عامل‌هایی استخراج می‌شوند که بیشترین مقدار واریانس را تبیین کنند (زارع چاهوکی، ۱۳۸۹: ۵-۴).

۳-۲-۲- معیار تعیین عامل‌ها

استخراج عامل‌ها با توجه به معیارهای زیر انجام می‌شود:

معیار مقدار ویژه[3]: هر عامل شامل یک یا چند متغیر است. مجذورات بارهای یک عامل نشان‌دهندهٔ درصدی از واریانس ماتریس همبستگی است که به‌وسیلهٔ آن عامل تبیین می‌شود، این مقدار را مقدار ویژه نامند. هر چه مقدار ویژهٔ یک عامل بیشتر باشد، آن عامل واریانس بیشتری را تبیین می‌کند. بر این اساس تعداد عامل‌ها با توجه به مقدار ویژهٔ هر عامل مشخص می‌شود و عامل‌هایی که مقدار ویژه آنها بیشتر از یک باشد، به‌عنوان عامل‌های معنی‌دار در نظر گرفته می‌شود. استفاده از این معیار زمانی که تعداد متغیرها بین ۲۰ تا ۵۰ باشد، قابل اعتماد به نظر می‌رسد، اما اگر تعداد متغیرها کمتر از ۲۰ باشد، استفاده از این معیار باید با محافظه‌کاری انجام شود. همچنین اگر تعداد متغیرها بیش از ۵۰ باشد، استفاده از این معیار موجب استخراج تعداد زیادی عامل می‌شود.

معیار پیشین[4]: این روش زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد که تعداد عامل‌ها را پژوهشگر مشخص می‌کند.

معیار تست بریدگی: این معیار عامل‌ها را بر مبنایی تعیین

3. Eigenvalue Criterion
4. Prior Criterion

می‌کند که هنوز میزان واریانس خاص بر واریانس مشترک غلبه نکرده باشد، بنابراین تا زمانی که مقدار واریانس مشترک بیشتر از مقدار واریانس خاص باشد، عامل‌های معنی‌دار استخراج می‌شود. برای تعیین تعداد عامل‌ها بر اساس این معیار، نمودار مقدار ویژه در برابر تعداد عامل‌ها رسم می‌شود.

معیار درصد واریانس تجمعی: در این حالت درصد واریانس تبیین شده مبنای تصمیم‌گیری قرار می‌گیرد و عامل‌هایی استخراج می‌شوند که درصد واریانس بالایی را در بر داشته باشند. چنانچه مقدار واریانس کمتر از ۵۰ درصد باشد، باید متغیرهایی را که میزان اشتراک آنها کم است، حذف کرد (همان: ۵).

۳-۳- الگوی تجربی و متغیرهای مطالعه

همان‌طور که ذکر شد مدل‌های FAVAR این امکان را ایجاد می‌کند تا همه سری زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند و مدل SFAVAR با طبقه‌بندی این متغیرها امکان تفسیر این عوامل را فراهم می‌کند. در این مطالعه با توجه به دسترس بودن داده‌ها، ۹۹ متغیر در طبقه‌بندی‌های کلی زیر در نظر گرفته شدند. ۱) تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، ۲) شاخص قیمت، ۳) متغیرهای پولی و اعتباری، ۴) وضعیت مالی دولت، ۵) نرخ برابری ارزها، ۶) ساختمان و مسکن و ۷) بخش خارجی.

بر اساس مطالب فوق‌الذکر، با استفاده روش راستنمایی بر پایه نمونه‌گیری گیبس نیرو و عامل اساسی هر کدام از این طبقه‌بندی به دست می‌آید. این متغیرها حاوی اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر آثار منطقه‌ای سیاست‌های پولی بر اشتغال مفید خواهند بود. لیست کامل این متغیرها در جدول پیوست ۱ آورده شده است. با این توصیف الگوی برآوردی این مطالعه به فرم زیر است:

(۴)

$$z_t = \left[m2_t, y_{1,t}, \cdots, y_{i,t}, \cdots, y_{n,t}, F_{1,t}, F_{2,t}, \cdots, F_{7,t} \right]'$$

که در این رابطه $y_{i,t}$ کل اشتغال استان i، و m2 عرضه پول (نقدینگی) و متغیرهای $F_{1,t}$ تا $F_{7,t}$ به ترتیب نشان دهنده عوامل گروه متغیرهای تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، شاخص قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری، وضعیت مالی دولت، نرخ برابری ارزها، ساختمان و مسکن و بخش خارجی می‌باشند. استان‌های در نظرگفته شده در این مطالعه شامل استان‌های صنعتی کشور می‌باشد که این استان‌ها با توجه به سهم ارزش افزوده بخش صنعت هر استان از ارزش افزوده صنعت کشور انتخاب شده‌اند. به‌طوری‌که استان‌هایی که سهم آنها از ارزش افزوده صنعت کشور، حداقل ۳ درصد است برای بررسی انتخاب شدند. اسامی این استان‌ها به همراه سهم هر کدام در ارزش افزوده صنعتی کشور، در جدول (۱) نشان داده شده است. استان‌های منتخب در مجموع ۷۶/۲۴ درصد ارزش افزوده صنعت کشور را ارائه می‌کنند. داده‌های مطالعه در طول دوره ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۵:۴ جمع‌آوری شده است.

۴-۳- بررسی ایستایی متغیرهای مطالعه

بررسی تجربی، گویای آن است که اغلب سری‌های زمانی اقتصادی دارای رفتار فصلی متغیر می‌باشند (برندساتارپ و همکاران[1]، ۲۰۰۴: ۳۲۶) و بیشتر از فرایند روند تصادفی یا فرایند فصلی تصادفی نامانا پیروی می‌کنند (بولیو و میرون[2]، ۱۹۹۳: ۳۰۶). شناسایی وجود فرایند تصادفی نامانا در سری زمانی از دو راه امکان پذیر است: بررسی ظاهری نمودار خودهمبستگی نمونه (SACF) و انجام آزمون ریشه واحد فصلی. در روش اول در صورت تشخیص وجود چنین فرایندی برای الگوسازی رفتار سری زمانی در آغاز می‌بایست از فیلتر تفاضل‌گیری فصلی برای ایستا کردن سری استفاده نمود (موسی و کیم[3]، ۲۰۰۱: ۳۹۰).

اما با داوری ظاهری بر پایه رفتار SACF نمی‌توان به‌طور قاطع در مورد وضعیت ایستایی و درجه تفاضل‌گیری متغیرها اظهارنظر کرد زیرا استفاده از تفاضل‌گیری فصلی به طور تلویحی به معنی پذیرش فرض وجود همه ریشه‌های واحد فصلی و غیر فصلی در سری زمانی بوده، در حالی که ممکن است سری زمانی فصلی دارای یک یا چند ریشه واحد بوده و استفاده از تفاضل‌گیری فصلی منجر به تفاضل‌گیری بیش از حد گردد (برنداستارپ و همکاران، ۲۰۰۴: ۳۲۶). برای رفع این نارسایی هیلبرگ و همکاران[4] آزمون آماری را با بسط معادله تعمیم‌یافته دیکی فولر پیشنهاد کردند که برای نخستین بار از آن برای داده‌های فصلی سه ماه استفاده کردند. این آزمون می‌تواند ریشه‌های واحد فصلی و غیرفصلی را به‌طور جداگانه در فراوانی‌های مختلف تعیین کند. (هیلبرگ و همکاران، ۱۹۹۰: ۲۱۶).

بر اساس این رهیافت، سری فصلی می‌تواند سه نوع ریشه

1. Brendstrup et al. (2004)
2. Beaulieu & Miron (1993)
3. Moosa & Kim (2001)
4. Hylleberg et al. (1990)

واحد داشته باشد. حالت اول) ریشه واحد در تناوب صفر، یعنی باز تولید یک مشاهده در دوره بعد، حالت دوم) ریشه واحد در تناوب نیم سال یعنی باز تولید یک مشاهده بعد از دو دوره (۱/۲ سیکل در فصل) و حالت سوم) وجود ریشه واحد در تناوب فصلی یعنی باز تولید یک مشاهده در ۴ فصل بعد (۱/۴ سیکل در یک فصل). در صورت داشتن هر کدام از این ریشه‌ها با استفاده از فیلترهای تفاضل‌گیری می‌توان داده‌ها را ایستا کرد. در این مطالعه از این آزمون برای بررسی ایستایی متغیرهای مطالعه استفاده می‌شود.

جدول ۱. استان‌های منتخب مطالعه

ردیف	استان	سهم ارزش افزوده صنعت استان از کل ارزش افزوده صنعت کشور (درصد)
۱	تهران	۱۷/۱۹
۲	اصفهان	۱۳/۱۱
۳	خوزستان	۱۲/۴۵
۴	بوشهر	۶/۹۶
۵	مرکزی	۵/۲۲
۶	آذربایجان شرقی	۴/۹۱
۷	کرمان	۴/۷۰
۸	هرمزگان	۴/۴۰
۹	خراسان رضوی	۴/۰۲
۱۰	فارس	۳/۲۸
جمع		۷۶/۲۴

مأخذ: مرکز آمار ایران (۱۳۹۷).

٤- نتایج برآورد مدل

اولین گام در برآورد الگو SFAVAR، اطمینان از نمونه و داده‌های مورد استفاده است که همان‌گونه که ذکر شد این مسئله با استفاده از آزمون KMO و بارتلت بررسی می‌شود. این آزمون‌ها برای متغیرهای تعیین شده هر طبقه، با استفاده از نرم‌افزار SPSS.23 انجام شد و نتایج آن در جدول (۲) گزارش شده است. این نتایج حاکی از این می‌باشند که در هر طبقه متغیرها، داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون بارتلت، فرض صفر مبنی بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد در تمام طبقه‌های متغیرها رد شده و می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

قدرت توضیح‌دهندگی عوامل

در جدول (۳)، برای هر طبقه از متغیرهای مورد مطالعه، عامل‌های معنی‌دار که دارای مقادیر ویژه بزرگ‌تر از یک هستند، به همراه درصدی از کل واریانس که این عوامل توضیح می‌دهند، آورده شده است. در طبقه متغیرهای تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری مشاهده می‌شود که پنج عامل معنی‌دار وجود دارد که عامل اول ۴۵/۴۶ درصد کل واریانس را توضیح می‌دهد و همچنین این پنج عامل در مجموع ۸۹/۵۶ درصد از کل واریانس را توضیح می‌دهند. بر اساس نظر بریتانگ و ایکمیر[1] (۲۰۰۵: ۳۱) در ادبیات مربوط به کاربرد الگوهای عامل پویا در اقتصاد بیان می‌شود که به دلیل تعداد زیاد و همچنین تنوع و گوناگونی متغیرهای مورد استفاده در تحلیل‌های اقتصادی، عموماً درصدی از واریانس کل که توسط عامل‌ها توضیح داده می‌شود به مراتب کمتر از این درصد در کاربرد این الگوها در دیگر علوم است. به‌طوری‌که در پانل‌های اقتصاد کلان، ۴۰ درصد بیشتر به عنوان یک برازش قبول در نظر گرفته می‌شود. از این رو در این طبقه از متغیرها، عامل اول به عنوان نیروی اصلی این بخش انتخاب می‌شود. در طبقه‌های متغیرهای شاخص قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری و ساختمان و مسکن دو عامل معنی‌دار وجود دارد که در هر سه طبقه، عامل اول حداقل ۶۰ درصد واریانس کل را توضیح می‌دهد و به همین جهت به نیروی اصلی این متغیرها تلقی می‌شود. در طبقه‌های متغیرهای نرخ برابری ارزها و بخش خارجی تنها یک عامل معنی‌دار است که به ترتیب ۹۲/۹۹ و ۶۲/۹۹ درصد از کل واریانس را توضیح می‌دهد. در نهایت در طبقه متغیرهای وضعیت مالی دولت سه عامل معنی‌دار وجود دارد که عامل اول به دلیل توضیح دادن ۶۰/۹۱ درصد از کل واریانس به عنوان نیروی اساسی این دسته از متغیرها انتخاب شد.

جدول ۲. نتایج آزمون KMO و بارتلت برای هر کدام از طبقه‌بندی متغیرها

نام عامل	آماره KMO	آماره بارتلت
تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری	۰/۷۶۵	۶۹۵***
شاخص قیمت	۰/۸۲۵	۸۹۳۶***
متغیرهای پولی و اعتباری	۰/۶۶۷	۸۲۰***
وضعیت مالی دولت	۰/۸۴۲	۹۴۵۱***
نرخ برابری ارزها	۰/۷۶۲	۶۱۷***
ساختمان و مسکن	۰/۷۱۰	۳۹/۳۲***
بخش خارجی	۰/۷۲۱	۳۵/۵۲***

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Breitung & Eickmeier (2005)

جدول ۳. عوامل معنی‌دار و درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

طبقه تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری					
	۱	۲	۳	۴	۵
مقادیر ویژه	۹/۵۴	۴/۴۶	۲/۱۴	۱/۵۷	۱/۰۷
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۴۵/۴۶	۲۱/۲۵	۱۰/۲۰	۷/۵۱	۵/۱۲
درصد تجمعی واریانس	۴۵/۴۶	۶۶/۷۱	۷۶/۹۲	۸۴/۴۳	۸۹/۵۶
طبقه شاخص قیمت					
	۱	۲			
مقادیر ویژه	۳۴/۴۵	۲/۰۲			
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۹۳/۱۰	۵/۴۶			
درصد تجمعی واریانس	۹۳/۱۰	۹۸/۵۷			
متغیرهای پولی و اعتباری					
	۱	۲			
مقادیر ویژه	۵/۷۷	۱/۱۳			
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۷۲/۱۵	۱۴/۱۲			
درصد تجمعی واریانس	۷۲/۱۵	۸۶/۲۸			
وضعیت مالی دولت					
	۱	۲	۳		
مقادیر ویژه	۹/۷۴	۲/۷۰	۱/۷۲		
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۶۰/۹۱	۱۶/۹۱	۱۰/۷۵		
درصد تجمعی واریانس	۶۰/۹۱	۷۷/۸۲	۸۸/۵۸		
نرخ برابری ارزها					
	۱				
مقادیر ویژه	۳/۷۲				
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۹۲/۹۹				
درصد تجمعی واریانس	۹۲/۹۹				
ساختمان و مسکن					
	۱	۲			
مقادیر ویژه	۶/۲۷	۲/۶۶			
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۶۲/۷۹	۲۶/۶۸			
درصد تجمعی واریانس	۶۲/۷۹	۸۹/۴۷			
بخش خارجی					
	۱				
مقادیر ویژه	۱/۸۹				
درصد واریانس (متناظر با هر مؤلفه)	۶۲/۹۹				
درصد تجمعی واریانس	۶۲/۹۹				

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه رشد سری‌های زمانی مورد نظر و هفت عامل استخراج شده با استفاده از آزمون HEGY از نظر ایستایی بررسی شده و نتایج این بررسی در جدول ۴ خلاصه شده است. بر اساس این نتایج همه متغیرهای مطالعه در سطح ایستا می‌باشند.

جدول ۴. نتایج آزمون هگی

رشد اشتغال استان‌ها	t_{π_1}	p-value	t_{π_2}	p-value	$F_{\pi_3 \cap \pi_4}$	p-value
تهران	-۷۷/۴۲	۰/۰۰	-۱۲۸/۴۵	۰/۰۰	۱۹۲	۰/۰۰
اصفهان	-۵/۶۹	۰/۰۰	-۴/۲۰	۰/۰۰	۱۰/۴۹	۰/۰۰
خوزستان	-۲۳/۸۳	۰/۰۰	۳۵/۲۳	۰/۰۰	۱۵۱	۰/۰۰
بوشهر	-۳/۵۶	۰/۰۱	-۲/۱۵	۰/۰۴	۸/۴۰	۰/۰۰
مرکزی	-۳/۶۳	۰/۰۱	-۵/۴۷	۰/۰۰	۳/۴۰	۰/۰۳
آذربایجان شرقی	-۴/۵۷	۰/۰۱	-۳/۶۱	۰/۰۱	۱۲/۸۴	۰/۰۰
کرمان	-۵/۳۸	۰/۰۰	-۴/۳۲	۰/۰۰	۲/۶۷	۰/۰۴
هرمزگان	-۵/۳۲	۰/۰۰	-۲/۰۴	۰/۰۴	۷/۳۲	۰/۰۰
خراسان رضوی	-۶/۶۵	۰/۰۰	-۵/۵۱	۰/۰۰	۳۶/۲۰	۰/۰۰
فارس	-۳/۴۲	۰/۰۴	-۷/۷۸	۰/۰۰	۷/۳۴	۰/۰۲
قزوین	-۳/۴۲	۰/۰۴	-۳/۳۰	۰/۰۱	۱۵/۵۶	۰/۰۰
یزد	-۴/۹۳	۰/۰۰	-۲/۹۷	۰/۰۴	۱۰/۲۵	۰/۰۰
مازندران	-۴/۸۷	۰/۰۰	-۳/۹۹	۰/۰۰	۶/۲۶	۰/۰۰
M2	-۳/۵۲	۰/۰۴	-۳/۷۴	۰/۰۱	۱۸/۵۹	۰/۰۰
عوامل						
F1	-۳/۱۵	۰/۰۴	-۴/۴۸	۰/۰۰	۷/۳۴	۰/۰۲
F2	-۴/۶۴	۰/۰۰	-۳/۱۲	۰/۰۱	۹/۱۴	۰/۰۰
F3	-۳/۵۳	۰/۰۱	-۲/۹۵	۰/۰۴	۹/۶۰	۰/۰۰
F4	-۲/۹۹	۰/۰۴	-۲/۶۸	۰/۰۱	۱۶/۳۵	۰/۰۰
F5	-۳/۷۶	۰/۰۰	-۲/۹۳	۰/۰۱	۱۲/۶۵	۰/۰۰
F6	-۳/۶۹	۰/۰۱	-۳/۱۷	۰/۰۰	۷/۹۴	۰/۰۰
F7	-۴/۶۴	۰/۰۰	-۴/۴۸	۰/۰۰	۱۹/۶۳	۰/۰۰

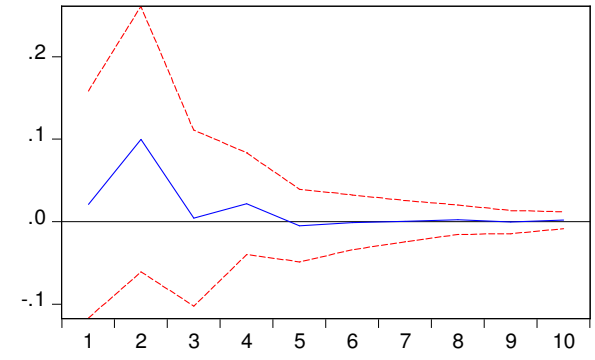
*شبیه‌سازی p-value در نرم‌افزار e-views با هزار بار تکرار به دست آمده است.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

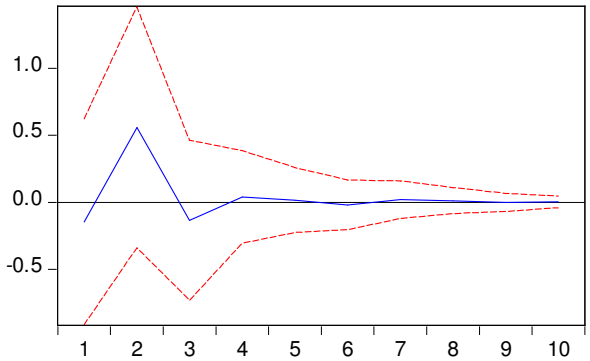
توابع واکنش آنی

در این بخش نتایج تابع واکنش آنی رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور به شوک رشد نقدینگی برای دوره زمانی ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۵:۴ ارائه شده که از روش SFAVAR با تعداد ۷ طبقه عامل و ۱ وقفه بهینه استفاده شده است. تابع واکنش آنی (تکانه) اثر یک انحراف معیار و شوک یک متغیر را روی متغیر دیگر بررسی می‌نماید. توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیر را در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهد. در مجموع، استفاده از توابع واکنش آنی گویاترین نتایج را به منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت را نشان می‌دهد.

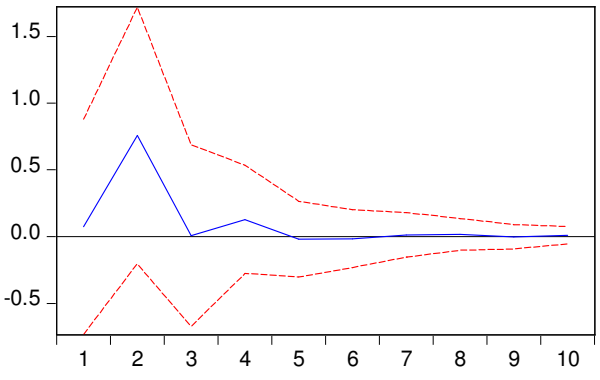
در نمودار (۱) واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در ۱۰ استان صنعتی کشور بررسی شده است. خطوط نقطه‌چین بیانگر فاصله اطمینان ۹۵ درصد هستند. بر اساس نمودار مربوط به استان تهران، رشد اشتغال ابتدا واکنش آنی و مثبت به شوک رشد نقدینگی نشان داده و در دوره دوم واکنش منفی است، از دوره دوم به بعد اثرات و واکنش‌های بسیار جزئی نسبت به شوک قابل مشاهده هستند که در نهایت محو می‌گردند. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان اصفهان و خوزستان تقریباً واکنشی مشابه واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان تهران داشته‌اند. در دوره اول واکنشی مثبت به شوک رشد نقدینگی از خود نشان داده و در دوره دوم شاهد واکنش منفی به شوک است. از دور دوم به بعد نیز واکنش‌های جزئی و ناچیز نسبت به شوک رشد نقدینگی داشته‌اند که در پایان نیز اثر شوک‌های دوره‌های ابتدایی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو می‌گردد. این روند حاکی از اثر کوتاه‌مدت سیاست پولی بر اشتغال است. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان بوشهر، تقریباً از پایداری بالاتری برخوردار است چنانچه در دوره اول رشد اشتغال واکنش مثبتی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. در دوره دوم، واکنش آن به شوک رشد نقدینگی منفی می‌باشد. در ادامه، واکنش مثبت دوباره از رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی اما به میزان کمتر از دوره اول قابل مشاهده است. همین روند در خصوص واکنش منفی آن به شوک رشد نقدینگی در دوره چهارم نیز قابل رؤیت است. دوره پنجم و ششم با واکنش‌های جزئی و ناچیز رشد اشتغال نسبت به رشد نقدینگی همراه بوده و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردند. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان مرکزی در دوره نخست با واکنش مثبت، در دوره دوم با واکنش منفی و در دوره سوم با واکنش مثبت همراه است و در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو شده و به حالت پایدار می‌رسد. رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان آذربایجان‌شرقی در دوره اول واکنش مثبت و در دوره دوم واکنش منفی نشان داده و در دوره سوم با واکنش مثبت جزئی همراه است. در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو می‌شود. رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان هرمزگان در دوره نخست با واکنش مثبت همراه بوده و در دوره دوم واکنش منفی نشان می‌دهد. در دوره سوم رشد اشتغال با واکنشی مثبت به شوک رشد نقدینگی همراه شده که منجر می‌گردد در نهایت واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی محو شود. رشد اشتغال استان کرمان به شوک رشد نقدینگی در دوره اول و دوم واکنشی منفی دارد اما در دوره سوم این واکنش مثبت شده است. در دوره چهارم واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی منفی بوده و بعد از واکنش مثبت و اندک در دوره پنجم از سوی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی، واکنش‌های رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی ناپدید می‌گردد. در نمودار (۱)، در استان خراسان رضوی، در دوره اول، واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی مثبت بوده و در دوره دوم، واکنشی منفی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. واکنش‌های مثبت و منفی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی به ترتیب در دوره‌های سوم و چهارم اما به میزان کمتر از دوره‌های اول و دوم قابل مشاهده است و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردد. واکنش رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در استان فارس حاکی از واکنش مثبت در دوره اول بوده و در دوره دوم، واکنشی منفی به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد. در دوره‌های سوم و چهارم به ترتیب واکنش‌های مثبت و منفی رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی قابل مشاهده است. نمودار ارائه شده حکایت از واکنش مثبت و اندک رشد اشتغال به شوک رشد نقدینگی در دوره پنجم دارد و بعد از آن اثر شوک‌ها محو می‌گردد. با بررسی استانی می‌توان دریافت پایداری اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال در استان‌های بوشهر، کرمان و فارس به ترتیب بیش از سایر استان‌ها بوده ولی در یک دیدگاه کلی می‌توان نتیجه گرفت تأثیر سیاست پولی بر اشتغال کم و محدود به کوتاه‌مدت است. این نتیجه همسو با دیدگاه پولیون و تا حد زیادی کلاسیک‌های جدید در خصوص اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال است.



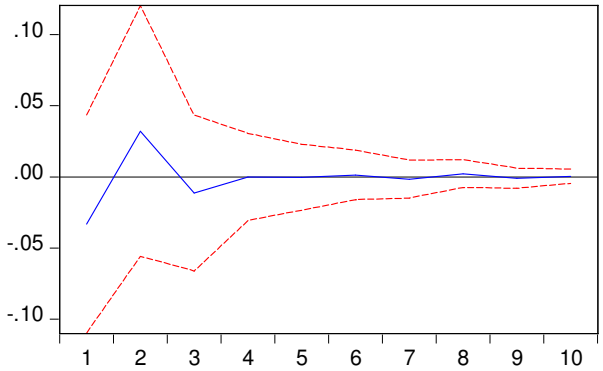
واکنش رشد اشتغال اصفهان به رشد نقدینگی



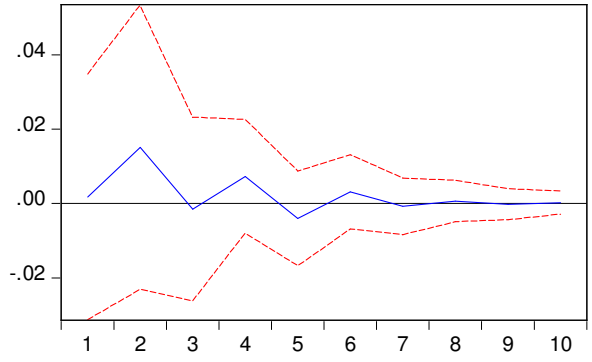
واکنش رشد اشتغال آذربایجان‌شرقی به رشد نقدینگی



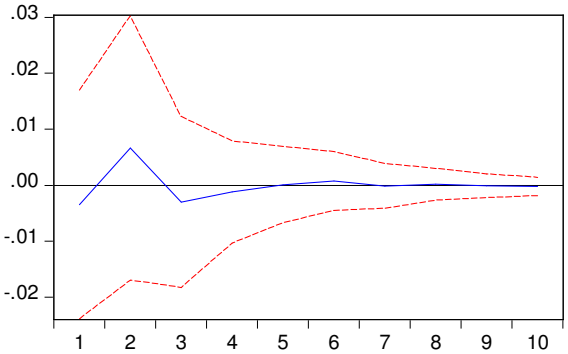
واکنش رشد اشتغال تهران به رشد نقدینگی



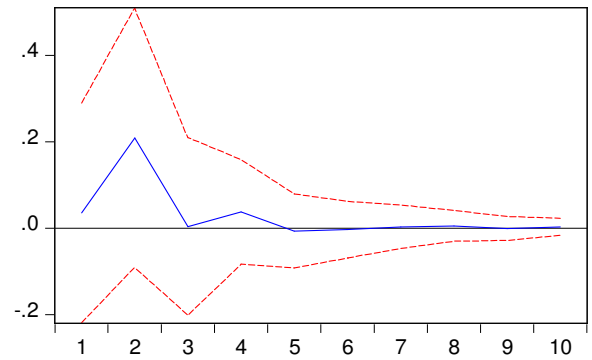
واکنش رشد اشتغال مرکزی به رشد نقدینگی



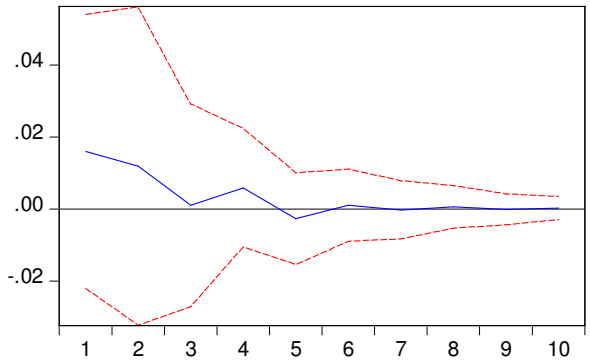
واکنش رشد اشتغال بوشهر به رشد نقدینگی



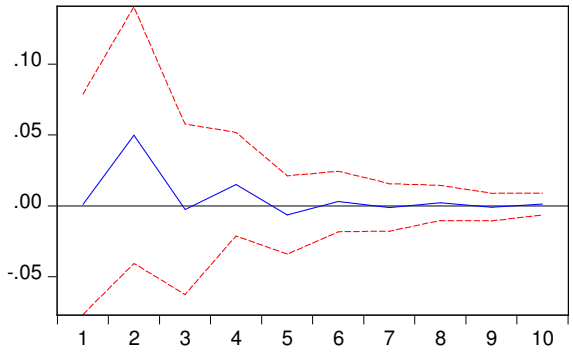
واکنش رشد اشتغال هرمزگان به رشد نقدینگی



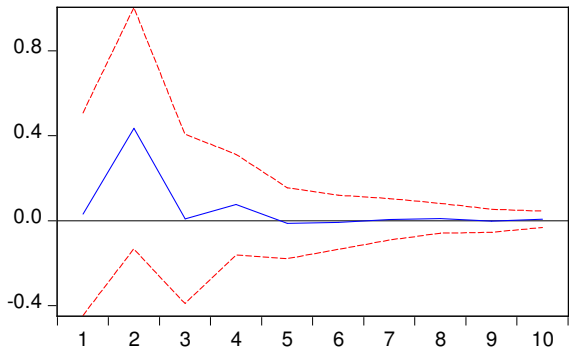
واکنش رشد اشتغال خوزستان به رشد نقدینگی



واکنش رشد اشتغال کرمان به رشد نقدینگی



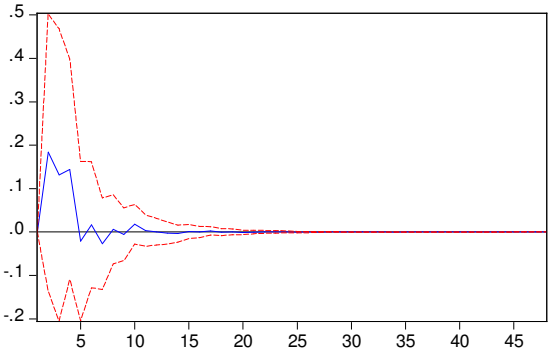
واکنش رشد اشتغال فارس به رشد نقدینگی



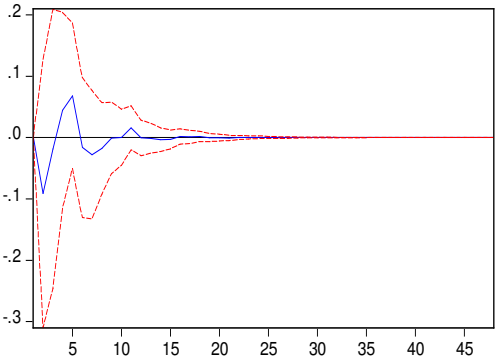
واکنش رشد اشتغال خراسان رضوی به رشد نقدینگی

نمودار ۱: واکنش آنی رشد اشتغال به رشد نقدینگی در استان‌های صنعتی ایران

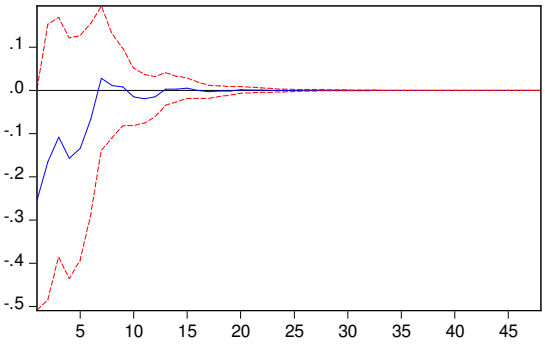
مأخذ: یافته‌های پژوهش



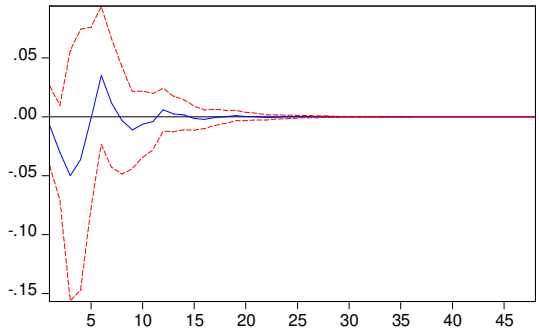
واکنش عامل تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



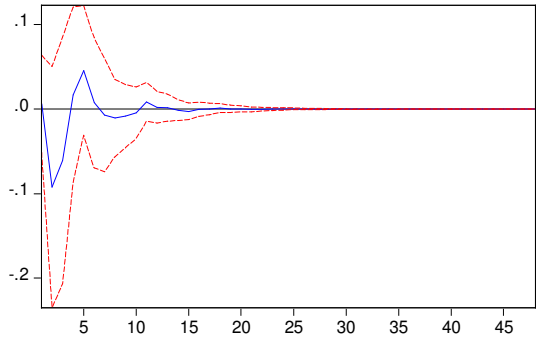
واکنش شاخص قیمت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



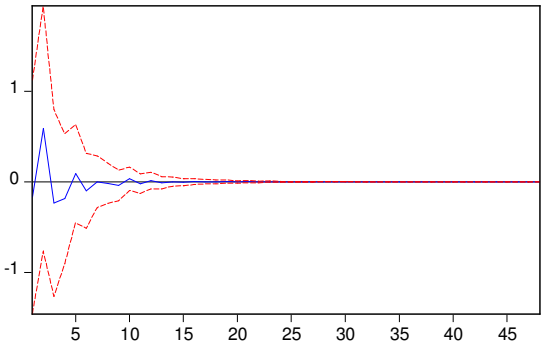
واکنش وضعیت مالی دولت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



واکنش نرخ برابری ارزها به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



واکنش عامل ساختمان و مسکن به شوک متغیرهای پولی و اعتباری



واکنش بخش خارجی به شوک متغیرهای پولی و اعتباری

نمودار ۲. واکنش عوامل نسبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار (۲) به بررسی واکنش عوامل نسبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری می‌پردازد. اولین نمودار مربوط به عامل تولید

حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری بوده و نشان می‌دهد این عامل واکنشی سریع و مثبت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری داشته که بعد از ۵ دوره ابتدایی نیز به سطح قبلی خود بازمی گردد. واکنش شاخص قیمت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری در ابتدا سریع و به سمت پایین بوده و سپس تا دوره ۵ روند افزایشی دارد. این رفتار کاهشی و افزایشی تقریباً تا دوره ۱۲ ادامه داشته تا آنجا که رفتار این متغیر به رفتار معمولی خود بازمی‌گردد. واکنش وضعیت مالی دولت به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، واکنشی شدیدتر بوده به طوری‌که برای ۸ دوره ادامه می‌یابد. اما بعد از تجربه افزایش و کاهشی اندک، تقریباً از دوره ۱۴ به سطح قبلی خود بازمی‌گردد. واکنش نرخ برابری ارزها به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، برای دو دوره ابتدایی سریع و به سمت پایین بوده و سپس با افزایشی که داشته، از دوره ۶ مجدداً روند نزولی خود را شروع کرده است. دوره‌های کاهشی و افزایشی کوتاه‌مدتی که داشته، سبب شده است در دوره پانزدهم به سطح اولیه خود بازگردد. واکنش بخش خارجی به شوک متغیرهای پولی و اعتباری ابتدا مثبت و سپس منفی بوده، هر چند که چندان هم شدید نبوده است و بعد از تقریباً ۷ دوره رفتار متغیر تعدیل شده، به حالت اول برمی‌گردد. واکنش عامل ساختمان و مسکن به شوک متغیرهای پولی و اعتباری، برای دوره نخست تقریباً منفی و شدید بوده و شوک متغیرهای پولی و اعتباری این بخش را در وهله نخست به شدت تحت تأثیر قرار می‌دهد. سپس واکنش مثبت به این شوک آغاز شده و تا دوره ۵ ادامه دارد. کاهش و افزایش‌های جزئی در دوره‌های بعدی سبب می‌شود از دوره ۱۲ به بعد رفتار متغیر به حالت معمول خود بازگردد.

در جدول ۵ نتایج حاصل از تجزیه واریانس ارائه شده است. تجریه واریانس به تفسیر این موضوع می‌پردازد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به وسیله متغیرها توضیح داده می‌شود. با توجه به موضوع مورد مطالعه در این بخش به بررسی آمار مربوط به تجزیه واریانس و تغییرات رشد اشتغال استان‌ها ناشی از متغیرهای پولی و اعتباری (نقدینگی)، پرداخته شده است. بررسی کلی آمار نشان می‌دهد نقدینگی میزان اندکی از تغییرات رشد اشتغال در طی دوره زمانی مورد بررسی را توضیح می‌دهد. به تعبیری سیاست پولی، سیاست چندان کارایی در اثرگذاری بر اشتغال استان‌ها، به ویژه استان‌های صنعتی کشور نبوده است.

با توجه به نتایج جدول ۵، نقدینگی استان تهران در دوره اول تنها ۰/۱۳ درصد از تغییرات متغیر رشد اشتغال را توضیح می‌دهد. بیشترین میزان توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی با ۶/۲۲ درصد در دوره دوم حاصل شده و با روند کاهشی جزئی و با گذشت زمان میزان توضیح‌دهندگی به ۶/۰۷ درصد در پایان دوره ده ساله رسیده است. همچنین برای استان اصفهان، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی از ۰/۰۱ درصد در دوره اول به ۴/۰۸ درصد در دوره دوم افزایش یافته و با کاهشی جزئی به ۴/۰۱ درصد در دوره سوم می‌رسد. میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی در دوره‌های ۸ تا ۱۰ ثابت و به میزان ۴/۰۹ درصد بوده است. در استان خوزستان، نقدینگی در دوره نخست فقط ۰/۰۳ درصد از تغییرات رشد اشتغال را توضیح می‌دهد اما در دوره دوم با افزایش به ۴/۹۶ درصد می‌رسد. سپس با کاهشی به میزان ۰/۱۰ درصد به ۴/۸۶ درصد در دوره سوم رسیده و از دوره ۸ تا ۱۰ با نرخ ثابت ۴/۸۷ درصد، تغییرات رشد اشتغال این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. توضیح تغییرات رشد اشتغال در استان بوشهر توسط نقدینگی در دوره نخست ۰/۰۶ درصد می‌باشد. در دوره دوم و سوم این میزان به ۱/۴۵ درصد و در دوره‌های پایانی به ۲/۲۰ درصد افزایش یافته است. تغییرات رشد اشتغال در استان مرکزی در دوره نخست ۱/۵۸ درصد توسط نقدینگی توضیح داده شده است و با افزایشی در دوره دوم به ۲/۷۹ درصد رسیده است. در دوره سوم ۲/۹۲ درصد تغییرات و در سه دوره پایانی ۲/۹۱ درصد تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. تغییرات رشد اشتغال در استان آذربایجان‌شرقی در دوره اول ۰/۷۶ درصد توسط نقدینگی توضیح داده شده است. در دوره دوم و سوم به ترتیب ۴/۱۴ و ۴/۲۹ درصد تغییرات رشد استغال این استان توسط نقدینگی بوده و از دوره ۸ به بعد، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی، ثابت و ۴/۲۶ درصد می‌باشد. در استان کرمان، میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی از ۰/۲۶ درصد در دوره اول به ۱/۴۱ درصد در دوره دوم افزایش یافته و با کاهشی جزئی به ۱/۳۹ درصد در دوره سوم رسیده است. میزان توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال در این استان توسط نقدینگی از دوره ۸ به بعد ثابت و به میزان ۱/۵۳ درصد می‌باشد. در استان هرمزگان، نقدینگی در دوره نخست فقط ۰/۱۰ درصد از تغییرات رشد اشتغال را توضیح می‌دهد اما در دوره دوم با افزایشی به ۰/۴۱ درصد می‌رسد و از دوره ۸ تا ۱۰ با نرخ ثابت ۰/۵۱ درصد، تغییرات رشد اشتغال این استان توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. در استان

خراسان رضوی در دوره اول تنها ۰/۱۸ درصد از تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی توضیح داده می‌شود. در دوره دوم بیشترین میزان توضیح‌دهندگی با نرخ ۶/۰۲ درصد حاصل شده که با روند کاهشی جزئی و با گذشت زمان، میزان توضیح‌دهندگی نقدینگی از تغییرات متغیر رشد اشتغال ۵/۸۸ درصد در پایان دوره ده ساله بوده است. توضیح تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی در استان فارس در دوره اول ۰/۳۰ درصد بوده است. در دوره دوم و سوم میزان توضیح‌دهندگی به ترتیب به ۴/۰۵ و ۴ درصد رسیده و با روند افزایشی و از دوره ۸ به بعد با نرخ ۴/۲۵ درصد میزان توضیح‌دهندگی تغییرات متغیر رشد اشتغال توسط نقدینگی در این استان ثابت بوده است. بررسی جزئی‌تر موضوع برای هر یک از استان‌های مورد مطالعه نشان می‌دهد در اولین دوره، بیشترین توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی در استان مرکزی و با نرخ ۱/۵۸ درصد و در آخرین دوره (سال دهم)، بیشترین اثرگذاری سیاست پولی بر رشد اشتغال در استان تهران با حدود ۶ درصد بوده است. این نتایج و ارقام به دست آمده، گویای آن هستند که سیاست پولی به عنوان یک سیاست کارا و اثرگذار بر اشتغال نمی‌تواند مطرح باشد.

جدول ۵. تجزیه واریانس رشد اشتغال در استان‌های کشور ناشی از نقدینگی

دوره	تغییرات رشد اشتغال ناشی از نقدینگی									
	تهران	اصفهان	خوزستان	بوشهر	مرکزی	آذربایجان شرقی	کرمان	هرمزگان	خراسان رضوی	فارس
۱	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۶	۱/۵۸	۰/۷۶	۰/۲۶	۰/۱۰	۰/۱۸	۰/۳۰
۲	۶/۲۲	۴/۰۸	۴/۹۶	۱/۴۵	۲/۷۹	۴/۱۴	۱/۴۱	۰/۴۱	۶/۰۲	۴/۰۵
۳	۶/۰۸	۴/۰۱	۴/۸۶	۱/۴۵	۲/۹۲	۴/۲۹	۱/۳۹	۰/۵۱	۵/۸۹	۴/۰۰
۸	۶/۰۸	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵
۹	۶/۰۷	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵
۱۰	۶/۰۷	۴/۰۹	۴/۸۷	۲/۲۰	۲/۹۱	۴/۲۶	۱/۵۳	۰/۵۱	۵/۸۸	۴/۲۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

سیاست‌های پولی مجموعه تصمیمات و اقدامات مقامات پولی کشور در کنترل عرضه و تقاضای پول برای تأثیرگذاری بر سطح فعالیت‌های اقتصادی از جمله اشتغال می‌باشد. سیاست‌های پولی با تسهیل شرایط توسعه مالی در کشور به ایجاد فرصت‌های شغلی بهتر در کشور می‌تواند کمک می‌کند. چرا که بخش مالی اولین مجرایی است که از آن میان، سیاست‌های پولی نتایج واقعی اقتصاد را رقم می‌زند. در این بین باید در نظر داشت به سبب ویژگی‌های متفاوت مناطق، ممکن است واکنش آنها به اجرای سیاست پولی متفاوت باشد. با در نظرگیری این دیدگاه، در این مقاله به بررسی موضوع اثرگذاری سیاست پولی بر اشتغال با رویکرد منطقه‌ای پرداخته شده است. ۱۰ استان صنعتی کشور انتخاب شده و با استفاده از داده‌های بازه زمانی ۱۳۸۴:۱ تا ۱۳۹۵:۴ و روش SFAVAR مطالعه انجام گرفته است.

نتایج تابع واکنش آنی رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور به شوک رشد نقدینگی نشان می‌دهد تأثیر سیاست پولی بر اشتغال منطقه‌ای کم و محدود به کوتاه‌مدت است و به تعبیری در راستای دیدگاه پولیون و تا حد زیادی کلاسیک‌های جدید می‌باشد. روند اثرگذاری شوک رشد نقدینگی به رشد اشتغال استان‌های صنعتی کشور متفاوت از یکدیگر است. در این میان، اثر حجم پول بر اشتغال در استان بوشهر نسبت به سایر استان‌ها ماندگاری بیشتری داشته است. همچنین نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد بیشترین توضیح‌دهندگی تغییرات رشد اشتغال توسط نقدینگی در اولین دوره، در استان مرکزی و با نرخ ۱/۵۸ درصد و در آخرین دوره (سال دهم)، در استان تهران با حدود ۶ درصد بوده است. نتایج به دست آمده حاکی است سیاست پولی نمی‌تواند یک سیاست کارا و اثرگذار برای ایجاد اشتغال منطقه‌ای باشد.

نتایج به دست آمده مشخص می‌کنند نقدینگی تزریق شده به اقتصاد ایران در دوره مورد بررسی، اشتغال استان‌های

صنعتی کشور را در دوره طولانی‌مدت تحت تأثیر قرار نداده است، لذا برای حفظ ثبات اقتصادی و جلوگیری از افزایش تورم در استان‌های کشور، باید میزان نقدینگی کنترل شود. همچنین با توجه به اینکه بانک‌ها مهمترین شریان هدایت نقدینگی در اقتصاد ایران هستند و از این کانال نقدینگی به جامعه تزریق می‌شود، هدایت صحیح نقدینگی به سمت فعالیت‌های تولیدی باید از طریق اصلاح ساختار نظام بانکی در دستور کار مقامات پولی کشور قرار گیرد.

با توجه به اثرات متفاوت سیاست پولی در مناطق و استان‌های کشور، سیاست‌های پولی باید با لحاظ این آثار متفاوت تنظیم و تدوین شود و تدوین سیاست‌های صنعتی هر استان باید با در نظر داشتن اثرپذیری متفاوت هر استان از سیاست‌های پولی تدوین شود. در نهایت با در نظر گرفتن تأثیرگذاری ضعیف سیاست‌های پولی، برای کاهش بیکاری، به جای تکیه صرف بر تزریق پول، باید بیشتر به سیاست‌های طرف عرضه مانند رفع موانع تولید و بهبود فضای کسب و کار پرداخت.

منابع

احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.

پیش بهار، اسماعیل؛ قهرمانزاده، محمد و جعفری ثانی، مریم (۱۳۹۲). "تأثیر شوک‌های نقدینگی بر قیمت مواد غذایی در ایران: کاربرد رهیافت مدل خودرگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR)". *پژوهش‌های اقتصاد و توسعه کشاورزی*، جلد ۲۷، شماره ۴، ۳۲۷-۳۱۹.

تشکینی، احمد و شفیعی، افسانه (۱۳۸۴). "متغیرهای پولی و مالی آزمون خنثایی پول". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۳۵، ۱۵۲-۱۲۵.

تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد (۱۳۹۶). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر بخش‌های مختلف اقتصادی: با استفاده از رویکرد FAVAR". *فصلنامه نظریه‌های کاربرد اقتصاد*، سال چهارم، شماره ۴، ۲۷-۱.

حسینی، سیدصفدر و بخشی، محمدرضا (۱۳۸۵). "تجزیه و تحلیل تقاضای پول در ایران: کاربرد الگوی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هشتم، شماره ۲۸، ۱۳-۱.

دل‌انگیزان، سهراب؛ شریف کریمی، محمد و امیریانی، پرستو (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری در شرایط نااطمینانی تورم، موردکاوی تجربی ایران ۱۳۹۰-۱۳۵۳". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۷، شماره ۱، ۲۱-۱.

راعی، رضا؛ ایروانی، محمد جواد و احمدی، تیرداد (۱۳۹۷). " شوک‌های پولی و کانال‌های انتقال دهنده سیاست پولی در اقتصاد ایران: با تأکید بر کانال نرخ ارز، قیمت مسکن و اعتبارات". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۴۴-۲۹.

زارع چاهوکی، محمد علی (۱۳۸۹). "روش‌های تحلیل چند متغیره در نرم‌افزار SPSS". انتشارات دانشگاه تهران.

شیرین بخش، شمس الله (۱۳۸۴). "اثرات سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری و اشتغال". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۷۳-۲۶۳.

کیاحسینی، سید ضیاالدین؛ هاشمی، مونا؛ حاتمی، امین و نظریان، رافیک (۱۳۹۶). "نقش قاعده‌مندی سیاست پولی بر رشد اقتصادی (ارزیابی قاعده مک کالم در ایران)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۲۴-۱۱۳.

مرزبان، حسین؛ دهقان شبانی، زهرا؛ اکبریان، رضا و فراهانی، مهدی (۱۳۹۵). "ارزیابی کارایی سیاست پولی در اقتصاد ایران: با رویکرد الگوی FAVAR". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۳، شماره ۲، ۹۲-۷۱.

نظری، محسن و گوهریان، فاطمه (۱۳۸۱). "بررسی اثر متغیرهای سیاست پولی بر اشتغال به تفکیک بخش‌های عمده اقتصادی در ایران (۷۸-۱۳۴۵)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۰، ۲۰۷-۱۸۷.

نوفرستی، محمد (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر سیاست‌های پولی و ارزی بر اقتصاد ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان پویا". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷، ۲۹-۱.

همتی، مریم و جلالی نائینی، احمدرضا (۱۳۹۰). "بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۶، شماره ۴۹، ۲۳۹-۲۰۵.

واشقانی، محسن؛ پدرام، مهدی و بغزیان، آلبرت (۱۳۹۰). "مکانیزم انتقال پولی و اثربخشی سیاست های پولی در ایران". *مجله اقتصادی ــ ماهنامه بررسی مسائل و سیاست‌های اقتصادی*. دوره ۱۱، شماره ۱۲، ۱۶۶-۱۵۹.

Arnold, I. J. & Vrugt, E. B. (2002). "Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands". *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 123-134.

Bahaj, S., Foulis, A., Pinter, G. & Surico, P. (2018). "Employment and the Collateral Channel of Monetary Policy". *Centre for Macroeconomics*, 1832, 1-74

Barnichon, R. & Matthes, C. (2016). "Gaussian Mixture Approximations of Impulse Responses and The Non-Linear Effects of Monetary Shocks". *Centre for Economic Policy Research*, 3(1). 1-65.

Beaulieu, J. J. & Miron, J. A. (1993). "Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S Data". *Journal of Econometrics*, 55, 305-328.

Beck, G. W., Hubrich, K. & Marcellino, M. (2009). "Regional Inflation Dynamics Within and Across Euro Area Countries and a Comparison with the United States". *Economic Policy*, 24(57), 142-184.

Belviso, F. & Milani, F. (2006). "Structural Factor-Augmented VARs (SFAVARs) and the Effects of Monetary Policy". *Topics in Macroeconomics*, 6(3).1-47.

Benazić, M. & Rami, J. (2016). "Monetary Policy and Unemployment in Croatia". *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 29(1), 1038-1049.

Bernanke, B. & Blinder, A. (1988). "Credit, Money and Aggregate Demand". *American Economic Review*, *Papers and Proceedings*, 78, 435-439.

Bernanke, B. & Boivin, J. (2003). "Monetary Policy in a Data-Rich Environment". *Journal of Monetary Economics*, 50, 525-546.

Bernanke, B., Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach". *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.

Breitung, J. & Eickmeier, S. (2005). "Dynamic Factor Models". *Deutsche Bundes bank Discussion Paper,* 38, 27-42.

Brendstrup, B., Shylleberg, M. & Nielsen., M. (2004). "Seasonality in Economic Models". *Macroeconomic Dynamics*, 8, 326-394.

Cambazoğlu, B. & Karaalp, H. S. (2012). "The Effect of Monetary Policy Shock on Employment and Output: The Case of Turkey". *International Journal of Emerging Sciences*, 2(1), 23-29.

Carlino, G. & DeFina, R. H. (1998). "The Differential Regional Effects of Monetary Policy". *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 572-587.

Carlino, G. A. & DeFina, R. H. (1999). "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S. States". *Journal of Regional Science*, 39(2), 339–358.

Carlino, G. A. & DeFina, R. H. (2004). "How Strong Is Co-movement in Employment over the Business Cycle? Evidence from State/Sector Data". *Journal of Urban Economics*, 55(2), 298–315.

Carlino, G. A. & Sill, K. (2001). "Regional Income Fluctuations: Common Trends and Common Cycles". *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 446–456.

Carlino, G. A., DeFina, R. H. & Sill, K. (2001). "Sectoral Shocks and Metropolitan Employment Growth". *Journal of Urban Economics*, 50(3), 396–417.

Choudhry, M. (2013). "Linking Interest Rates to Unemployment: Logical or Dangerous?". http://www.cnbc.com/id/.

Engler, P. (2011). "Monetary Policy and Unemployment in Open Economies". *NCER Working Paper Series*, No. 77.

Essien, S. N., Manya, G. A., Arigo, M. O., Bassey, K. J., Ogunyinka, S. F., Ojegwo, D. G. & Ogbuehi, F. (2016). "Monetary Policy and Unemployment in Nigeria: Is there a Dynamic Relationship?". *Cbn Journal of Applied Statistics*, 7, 209-231.

Francis, N., Owyang, M. T. & Sekhposyan, T. (2011). "The Local Effects of Monetary Policy". *The BE Journal of Macroeconomics*, 12(2), 1-43.

Hanson, M. S. (2004). "The Price Puzzle Reconsidered". *Journal of Monetary Economics*, 51(7), 1385–1413.

Hanson, M. S., Hurst, E. & Park, K. Y. (2006). "Does Monetary Policy Help Least Those Who Need It Most?". *Wesleyan Economics Working Paper*,1-26.

Hylleberg, S., Engley, R. F., Granger, C. W. J. & Yoo, B. B. (1990). "Seasonal Integration and Cointegration". *Journal of Econometrics*, 99, 215-238.

Kashyap, K. & Stein, J. (1994). "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets". *National Bureau of Economic Research Working Paper* 4821.

Kashyap, K., Stein, J. & Wilcox, D. (1993). "Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance". *American Economic Review*, 83, 78-98.

Leahy, J. (1993). "Investment in Competitive Equilibrium, the Optimality of Myopic Behaviour". *Quantitative Journal of Economics,* 108, 1105-1133.

Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E. & Bernanke, B. S. (1996). "What Does Monetary Policy Do?". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1-78.

Loganathan, N., Yussof, I. & Kogid, M. (2012). "Monetary Shock and Unstable Unemployment in Malaysia: A Dynamic Interaction Approach". *International Journal of Emerging Sciences*, 2(2), 247-259.

Mihov, I. (2001). "Monetary Policy Implementation and Transmission in the European Monetary Union". *Economic Policy*, 16(33), 369–406.

Moosa, I. A. & Kim, J. H. (2001). "Seasonal Behavior of Monthly International Tourist Flows: Specification and Implications for Forecasting Models". *Tourism Economics*, 7(4), 381-396.

Owyang, M. T., Piger, J. M. & Wall, H. J. (2005). "Business Cycle Phases in U.S. States". *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 604–616.

Pieper, P. J. & Hwang, S. I. (2018). "The Effect of Regional Economic Conditions on US Monetary Policy". *Journal of International Trade & Commerce*, 14(1), 93-102.

Plosser, C. (1989) "Understanding Real Business Cycles". *Journal of Economic Perspectives*, 3(3), 51-77.

Sellon, G. H. (2004). "Expectations and the Monetary Policy Transmission Mechanism". *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*; https://www.kansascityfed.org/

Sims, C. A. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.

Snowdon, B., Vane, H. & Wynarczyk, P. (1994). "A Modern Guide to Macroeconomics: An Introduction to Competing Schools of Thoughts". *Edward Elgar Publishing Limited*, Hants, U.K. Chapter 3, 286-341.

Stock, J. & Watson, T. (2002). "Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes". *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2) , 147-162.

Wu, J. C. & Xia, F. D. (2016). "Measuring the

Zhang, J. Y. C. (2009). "An Empirical Study of Regional Effect of Monetary Policy under SVAR Model". *Journal of Financial Research*, 4, 1-30.

Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound". *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.

پیوست ۱.

جدول متغیرهای مطالعه

ردیف	تولید حقیقی، مصرف و سرمایه‌گذاری	واحد	منبع
۱	کل تولید ناخالص داخلی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲	تولید ناخالص داخلی (گروه کشاورزی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۳	تولید ناخالص داخلی (گروه نفت، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۴	تولید ناخالص داخلی (گروه صنایع و معادن، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۵	تولید ناخالص داخلی (گروه صنعت، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۶	تولید ناخالص داخلی (گروه معدن، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۷	تولید ناخالص داخلی (گروه برق، آب و گاز، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۸	تولید ناخالص داخلی (گروه ساختمان، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۹	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۰	تولید ناخالص داخلی (گروه بازرگانی، رستوران و هتل‌داری، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۱	تولید ناخالص داخلی (گروه حمل و نقل، انبارداری و ارتباطات، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۲	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات مؤسسات مالی و پولی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۳	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات مستغلات و خدمات حرفه‌ای و تخصصی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۴	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات عمومی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۵	تولید ناخالص داخلی (گروه خدمات اجتماعی، شخصی و خانگی، به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۶	هزینه‌های مصرف نهایی بخش خصوصی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۷	هزینه‌های مصرف نهایی بخش دولتی (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۸	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۱۹	تشکیل سرمایه در ماشین‌آلات (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲۰	تشکیل سرمایه در ساختمان (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۲۱	تغییر در موجودی انبار (به قیمت پایه سال ۹۰)	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
	شاخص‌های قیمت		
۲۲	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (شاخص کل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۳	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (خوراکی‌ها و آشامیدنی‌ها) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۴	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (دخانیات) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی

۲۵	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (پوشاک و کفش) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۶	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (مسکن، آب، برق و گاز و سایر سوخت‌ها) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۷	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (اثاث، لوازم و خدمات مورد استفاده در خانه) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۸	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (بهداشت و درمان) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۲۹	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (حمل و نقل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۰	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (ارتباطات) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۱	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تفریح و امور فرهنگی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۲	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (تحصیل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۳	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (رستوران و هتل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۴	شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی (کالاها و خدمات متفرقه) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۵	شاخص بهای تولیدکننده (شاخص کل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۶	شاخص بهای تولیدکننده (کشاورزی، جنگلداری و ماهیگیری) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۷	شاخص بهای تولیدکننده (ساخت(صنعت)) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۸	شاخص بهای تولیدکننده (هتل و رستوران) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۳۹	شاخص بهای تولیدکننده (آموزش) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۰	شاخص بهای تولیدکننده (بهداشت و مددکاری اجتماعی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۱	شاخص بهای تولیدکننده (سایر فعالیت‌های خدمات عمومی، اجتماعی و شخصی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۲	شاخص بهای کالاهای صادراتی (شاخص کل) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۳	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات حیوانی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۴	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات نباتی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۵	شاخص بهای کالاهای صادراتی (چربی‌ها و روغن‌های حیوانی و نباتی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۶	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات صنایع غذایی، نوشابه‌ها و توتون) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۷	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات معدنی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۸	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات صنایع شیمیایی و صنایع وابسته) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۴۹	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مواد پلاستیک و کائوچو و مصنوعات آنها) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۰	شاخص بهای کالاهای صادراتی (پوست و چرم و محصولات چرمی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۱	شاخص بهای کالاهای صادراتی (چوب و اشیا چوبی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۲	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مواد نسجی و مصنوعات از این مواد) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۳	شاخص بهای کالاهای صادراتی (انواع کفش) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۴	شاخص بهای کالاهای صادراتی (مصنوعات ساخته شده از انواع سنگ) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۵	شاخص بهای کالاهای صادراتی (فلزات معمولی و مصنوعات آنها) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۶	شاخص بهای کالاهای صادراتی (ماشین‌آلات مکانیکی و ادوات برقی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی

۵۷	شاخص بهای کالاهای صادراتی (وسایل نقلیه زمینی و تجهیزات ترابری) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
۵۸	شاخص بهای کالاهای صادراتی (محصولات پتروشیمی) (۱۰۰=۱۳۹۰)	بدون واحد	بانک مرکزی
	متغیرهای پولی و اعتباری		
۵۹	سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۰	سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۱	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۲	اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۳	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تجاری	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۴	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های تخصصی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۵	سپرده‌های دیداری نزد بانک‌های غیر دولتی و مؤسسات اعتباری غیربانکی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۶	سپرده‌های غیر دیداری نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	وضعیت مالی دولت		
۶۷	پرداخت‌های جاری	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۸	تراز عملیاتی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶۹	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (منابع ناشی از فروش نفت و فرآورده‌های نفتی)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۰	واگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (منابع ناشی از فروش اموال منقول و غیر منقول)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۱	تملک دارایی‌های سرمایه‌ای	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۲	تراز عملیاتی و سرمایه‌ای	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۳	خالص واگذاری دارایی‌های مالی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۴	واگذاری دارایی‌های مالی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۵	تملک دارایی‌های مالی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۶	درآمد مالیاتی	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۷	درآمد مالیاتی (مالیات اشخاص حقوقی)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۸	درآمد مالیاتی (مالیات بر درآمد)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۹	درآمد مالیاتی (مالیات بر ثروت)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۰	درآمد مالیاتی (مالیات بر واردات)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۱	درآمد مالیاتی (مالیات بر کالا و خدمات)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۲	سایر درآمدها	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	نرخ برابری ارزها		
۸۳	دلار آمریکا (نرخ رسمی)	ریال	بانک مرکزی
۸۴	دلار آمریکا (نرخ غیررسمی)	ریال	بانک مرکزی
۸۵	یورو (نرخ رسمی)	ریال	بانک مرکزی

۸۶	یورو (نرخ غیر رسمی)	ریال	بانک مرکزی
ساختمان و مسکن			
۸۷	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (شهرهای بزرگ)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۸	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کلیه مناطق شهری)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۹	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های شروع شده)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۰	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های نیمه تمام)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۱	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (ساختمان‌های تکمیل شده)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۲	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید مناطق شهری (کل سرمایه‌گذاری)	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۳	ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (شهرهای بزرگ)	دستگاه	بانک مرکزی
۹۴	ساختمان‌های شروع شده توسط بخش خصوصی در مناطق شهری (کلیه مناطق شهری)	دستگاه	بانک مرکزی
۹۵	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور (شهرهای بزرگ)	فقره	بانک مرکزی
۹۶	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور (کلیه مناطق شهری)	فقره	بانک مرکزی
بخش خارجی			
۹۷	صادرات کالاها و خدمات	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۹۸	واردات کالاها و خدمات	میلیارد ریال	مرکز آمار ایران
۹۹	صادرات نفت خام	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۱۲۰-۱۰۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (103-120)

بررسی و مقایسه آستانه‌ای رشد اقتصادی در قانون اوکان و وردورن؛ کاربردی از مدل PSTR برای استان‌های ایران

*آزاد خانزادی[۱]، مریم حیدریان[۲]
۱. استادیار دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران
۲. دانشجوی دکتری بخش عمومی دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۸/۱ پذیرش: ۱۳۹۷/۹/۱۲)

Studying and Comparing the Economic Growth Thresholds in Okun's and Verdoorn's Law; Application of the PSTR Model for Iranian Provinces

*Azad Khanzadi[1], Maryam Heidarian[2]
1. Assistant Professor, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran
2. Ph.D. Student of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
(**Received:** 23/Oct/2018 **Accepted:** 3/Dec/2018)

چکیده:
در ادبیات اقتصاد کلان، قانون اوکان و قانون وردورن به عنوان روش‌هایی برای بررسی رابطه رشد اقتصادی با بیکاری و اشتغال مورد استفاده قرار می‌گیرند. لزوم بررسی این دو قانون در کنار یکدیگر، در یک مدل اقتصادسنجی آستانه‌ای و با در نظر گرفتن شرایط منطقه‌ای و فضایی متغیرها می‌تواند نتایج مؤثرتری در ارائه سیاست‌گذاری‌های حوزه بازار نیروی کار به همراه داشته باشد. لذا در این مطالعه به سبب اهمیت موضوع اشتغال و بیکاری در ایران، به بررسی و مقایسه آستانه‌ای رشد اقتصادی در قانون اوکان و وردورن، با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی و با در نظر گرفتن ابعاد فضایی متغیرها پرداخته شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها برای ۳۰ استان ایران و طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ نشان می‌دهد که پاسخ بیکاری به تغییرات رشد تولید بیشتر از اشتغال بوده است. علاوه بر این، نتایج نشان‌دهنده تأثیرپذیری بازارهای نیروی کار منطقه‌ای و وضعیت اقتصاد کلان و توسعه نامتوازن در هر منطقه است که منجر به سرریز شدن در سایر مناطق شده است. البته این اثرات با عبور از حد آستانه و وارد شدن به رژیم دوم، منجر به بهبود بازار نیروی کار از جهت افزایش اشتغال و کاهش بیکاری می‌شود ولی همچنان اثرات رشد اقتصادی در کاهش بیکاری نسبت به افزایش اشتغال بیشتر بوده است.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، قانون اوکان، قانون وردورن، مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی.
طبقه‌بندیJEL: C23، E24، R23.

Abstract:
In macroeconomics, the Okun's Law and Verdoorn's Law are used as methods for studying the relationship between economic growth and unemployment and employment. The necessity of studying these two laws together, in a threshold econometric model and considering to regional and spatial conditions of variables, can have more effective results in labor market policies. Therefore, in this study, due to the importance of employment and unemployment issue in Iran, have been investigated economic growth thresholds in the Okun's and Verdoorn's Law, using Panel Smooth Transition Regression and considering to spatial dimensions of variables. The results of model estimation for 30 Iranian provinces during the period of 2005-2017 show that unemployment response to changes in production growth was higher than employment. In addition, results indicate the impact of regional labor markets and macroeconomic situation and uneven development in each region, which has led to overflow in other areas. Of course, these effects, with crossed of threshold and entering second regime, have led to improvement in the labor market to increase employment and reduce unemployment, but effects of economic growth have been more on reducing unemployment than employment growth.

Keywords: Economic Growth, Okun's Law, Verdoorn's Law, Panel Smooth Transition Regression.
JEL: C23, E24, R23.

* **نویسنده مسئول:** آزاد خانزادی
E-mail: azadkhanzadi@gmail.com

*Corresponding Author: Azad Khanzadi

۱- مقدمه

رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری در هر کشوری به مثابه علائم رونق یا رکود اقتصادی مورد توجه قرار دارند. زمانی که بحران اقتصادی به واسطه سیکل‌های تجاری یا سیاست‌های اقتصادی به وقوع می‌پیوندد، می‌توان با نگاهی به این دو متغیر به عنوان اولین نشانگرهای وضعیت اقتصادی به تشریح و تحلیل اوضاع اقتصادی پرداخت.

از سوی دیگر اشتغال و رشد تولید نیز از جمله کلیدی‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی هستند که سیاست‌گذاران در راستای رسیدن به ثبات و توسعه اقتصادی، تغییرات آنها را مدنظر قرار می‌دهند. در زمینه اهمیت بالای وضعیت اشتغال دو دلیل قابل ذکر است؛ اول اینکه به واسطه درک اهمیت جایگاه مهم نیروی انسانی در ساختار تولیدی است که اقتصاددانان در دوران معاصر بحث انقلاب دانایی را مطرح کردند (مؤمنی، ۱۳۸۹: ۲۶۲). دوم، با توجه به مفاهیمی که در زمینه توسعه دانایی‌محور بیان شده، مدت‌هاست به نیروی کار که توان تولیدی یک کشور را مشخص می‌سازد، فقط به صورت فیزیکی نگریسته نمی‌شود. با شکل‌گیری ادبیات مربوط به توسعه دانایی‌محور و تولید دانش‌بنیان، اثرگذاری نیروی کار در توابع تولید چندین برابر اهمیت یافت و از آن زمان نگاه تیزبینانه برخی کشورها به نیروی کار و بحث بیکاری و اشتغال و اهمیت ابعاد آنها منجر به شکوفایی بیش از پیش اقتصادی آنها شده است (اخباری و آماده، ۱۳۹۴: ۱۲۶).

طبق مطالعات تجربی انجام شده، رابطه مستقیم رشد تولید و اشتغال (قانون وردورن[1])[2] و رابطه معکوس رشد تولید و بیکاری (قانون اوکان[3])، دارای آستانه‌های متفاوتی هستند (ازورین و وگا[4]، ۲۰۱۷: ۴۴؛ کوسفلد و درگر[5]، ۲۰۰۵: ۵۲۹ و ممی‌پور و رضایی، ۱۳۹۷: ۱۰۷). به عبارتی به دلیل منابع ذخیره‌ای بنگاه‌ها، رشد تولید بیش از حد معین برای ایجاد مشاغل جدید یا کاهش بیکاری به وقوع می‌پیوندد. از سوی دیگر به دلیل الگوهای جمعیت شناختی و نهادی در بازارهای نیروی کار، این دو آستانه از اشتغال و بیکاری با یکدیگر متفاوت خواهند شد. این بدان معناست که حداقل رشد تولید مورد نیاز برای افزایش در اشتغال ممکن است با کاهش همزمان در نرخ بیکاری متناسب نباشد. به صورت کلی، در یک اقتصاد، واکنش مجزا بین اشتغال و بیکاری به تغییرات تولید می‌تواند ناشی از تغییر در نرخ مشارکت باشد (بلانچارد[6]، ۲۰۰۴: ۱۸۵).

همچنین، عدم برابری نرخ بیکاری در مناطق مختلف به دلایلی همچون کامل نبودن اطلاعات نیروی کار، بالا بودن هزینه‌های مهاجرت و غیره منجر به عدم تعادل‌های منطقه‌ای در بازار نیروی کار شده است. لذا ضریب وردورن و ضریب اوکان در طول زمان از کشوری به کشور دیگر و از منطقه‌ای به منطقه دیگر متغیر خواهند بود.

بازار کار در اقتصاد ایران به دلایل مختلف اقتصادی و اجتماعی حکایت از عدم تعادل دارد، زیرا که در دو دهه اخیر عرضه نیروی کار بیش از تقاضای آن بوده و این شکاف به تدریج افزایش یافته است که نتیجه آن بحران بیکاری و عدم وجود فرصت‌های شغلی مناسب برای نیروی کار است و بر اساس آخرین سرشماری نفوس و مسکن (۱۳۹۵)، جمعیت ۶۴-۱۵ سال، حدود ۷۱ درصد کل جمعیت را تشکیل می‌دهد که بیانگر افزایش عرضه نیروی کار در برابر تقاضا در دو دهه اخیر است. بنابراین بیم آن می‌رود که در هر دوره بر سیل بیکاران افزوده شده و شرایط رکودی مانع از غلبه بر وضع موجود شود.

با توجه به اهمیت اثرات رشد اقتصادی بر کاهش نرخ بیکاری و ایجاد اشتغال به عنوان یکی از عوامل مهم در سیاست‌گذاری‌ها و تدوین برنامه‌ها و راهبردهای منطقه‌ای و بخصوص در سطح استانی (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۱)، لذا در این مطالعه فرضیه "نرخ بیکاری در پاسخ به تغییرات تولید واکنش بیشتری نسبت به نرخ اشتغال نشان می‌دهد" مطرح و تلاش خواهد شد با استفاده از روش‌های تحلیل آستانه‌ای از نوع رگرسیون انتقال ملایم پانلی[7] برای ۳۰ استان ایران در طول دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد.

لذا ساختار تحقیق حاضر به این صورت خواهد بود که در ادامه به مبانی نظری دو قانون اوکان و وردورن پرداخته، در بخش سوم، مروری بر مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج کشور خواهد شد. در بخش سوم، روش تحقیق و متغیرها معرفی و در بخش چهارم یافته‌های تجربی حاصل از برآورد مدل‌ها ارائه خواهد شد و در نهایت در بخش پایانی نتیجه‌گیری

1. Verdoorn's Law

۲. قانون وردورن رابطه بین رشد تولید و بهره‌وری نیروی کار را نشان می‌دهد، ولی با در نظر گرفتن فروض کالدور (۱۹۷۰) می‌توان این رابطه را برقرار نمود. این فروض در مبانی نظری ارائه شده‌اند.

3.Okun's Law

4. Azorin & Vega (2017)

5. Kosfeld & Dreger (2005)

6. Blanchard (2004)

7. Panel Smooth Transition Regression

و پیشنهادها مطرح می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

نظریات مختلفی در خصوص بیکاری و اشتغال وجود دارد که در این مطالعه با توجه به اثرگذاری تولید بر روی این دو متغیر، به سیاست مدیریت تقاضا در قالب مکتب کینزین‌ها پرداخته می‌شود. به عقیده کینز در کوتاه‌مدت سطح اشتغال، تابع سطح تولید است. در تولید بالا، کارگران بیشتر کار می‌کنند و برعکس تولید هم به نوبه خود بستگی به سطح تقاضای مؤثر دارد و تقاضای مؤثر متکی به پول و به عبارت دیگر مخارج واقعی است (سعدی و موسوی، ۱۳۹۲: ۱۸۳).

تقاضای مؤثر در تئوری کینز از مقایسه عرضه و تقاضای ارزش محصول ملی به دست می‌آید. بنابراین تقاضای مؤثر در حالت‌های اشتغال کامل و اشتغال ناقص، اقسام تعادل را به وجود می‌آورد. در تعادل حالت اشتغال ناقص بخشی از نیروهای کار و عامل سرمایه بیکار هستند. کینز معتقد است تعادل اشتغال کامل به نرخ دستمزد (نظر کلاسیک‌ها) بستگی ندارد و کاهش نرخ دستمزد در ایجاد اشتغال کامل، نتیجه مطلوب نخواهد داشت، زیرا تعادل اشتغال کامل به تقاضای کل در جامعه بستگی دارد. حتی اگر در حالت تعادل اشتغال ناقص نرخ دستمزد کاهش یابد، میزان تقاضای کل جامعه کاهش می‌یابد و در نتیجه بیکاری شدت خواهد داشت (بلانچارد، ۲۰۰۴: ۱۶۷).

کینز معتقد است که برای ایجاد تعادل اشتغال کامل، لازم است به طور مستقیم و غیرمستقیم دولت در اقتصاد جامعه دخالت کند. دخالت مستقیم، سرمایه‌گذاری از طریق دولت می‌باشد و دخالت غیرمستقیم ارشاد اقتصادی است که عوامل و عناصر مؤثر در تولید را هدایت می‌کند، به عبارتی دولت تقاضای اضافی از طریق افزایش مخارج مصرفی را ایجاد می‌نماید. کینز سیاست اقتصادی مؤثر را جهت ایجاد تعادل اشتغال کامل، سیاست توسعه سرمایه‌گذاری تشخیص می‌دهد که با افزایش سرمایه‌گذاری ملی، درآمد ملی جامعه افزایش می‌یابد (دباغ و علیرضازاده‌صدقیانی، ۱۳۹۴: ۲۸).

طرفداران این مکتب به سیاست‌های مدیریت تقاضا اهمیت می‌دهند. این سیاست‌ها به منظور افزایش اشتغال و کاهش بیکاری، به دو مقوله کلی تقسیم می‌شوند: اول، سیاست‌های اشتغال دولت که از طریق آن، دولت اشتغال را مستقیماً توسط استخدام افراد در بخش عمومی تحت‌تأثیر قرار می‌دهد و دوم سیاست‌های تولید تقاضا که اشتغال را به وسیله افزایش تقاضای کل تولید از طریق کاهش مالیات، افزایش مخارج دولت روی کالاها و خدمات یا افزایش در عرضه پول تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. بدین معنا که کارگران استخدام نمی‌شوند، زیرا بنگاه‌ها به اندازه کافی محصولات و خدمات تولید نمی‌کنند، زیرا تقاضا اندک است و مردم بیکارند. به طور خلاصه کمبود تقاضا در بازار نیروی کار منجر به کمبود تقاضا در بازار محصول می‌شود و کمبود تقاضا در بازار محصول باعث کمبود تقاضا در بازار نیروی کار می‌گردد (بختیاری و یحیی‌آبادی، ۱۳۸۱: ۶۱).

بنابراین به لحاظ نظری می‌توان استدلال کرد که افزایش تولید و رونق اقتصادی با کاهش نرخ بیکاری و افزایش اشتغال همراه است. در مسیر رونق، تقاضای روزافزون کالا و خدمات ایجاب می‌کند که صاحبان کسب‌وکار در جهت حداکثر کردن منافع خود (با فرض عقلایی بودن رفتار تولیدکننده و رقابتی بودن صنایع) افزایش مقیاس تولید را در پیش گیرند که متضمن به کارگیری بیشتر عوامل تولید از جمله نیروی کار است (هریس و سیلورستون[1]، ۲۰۰۱: ۱؛ ممی‌پور و رضایی، ۱۳۹۷: ۱۰۹). اگر روند تسلسلی فوق به کل اقتصاد تعمیم داده شود، انتظار می‌رود در سطح کلان شاهد کاهش نرخ بیکاری و افزایش اشتغال باشیم. قانون اوکان و قانون وردورن از جمله عوامل کلیدی در استخراج منحنی عرضه و تقاضای نیروی کار هستند که در ادامه به توضیح هرکدام پرداخته خواهد شد:

۲-۱- رشد اقتصادی و اشتغال (قانون وردورن)

قانون وردورن (۱۹۴۹، ۱۹۹۳) نشان می‌دهد که رشد سریع‌تر تولید (y)، رشد بهره‌وری نیروی کار (p) را افزایش می‌دهد. فرم ریاضی این رابطه به صورت معادله (۱) است:

$$p_t = \beta_0 + \beta_1 y_t \qquad \beta_1 > 0 \qquad (۱)$$

در صورتی که ضریب وردورن (β_1) بزرگ‌تر از صفر باشد، نشان‌دهنده بازدهی فزاینده نسبت به مقیاس خواهد بود. یک مسئله جدی در قانون وردورن نادیده گرفتن نقش سرمایه است که می‌تواند جایگزینی برای نیروی کار باشد. به دلیل مشکل متغیرهای حذف شده، پارامترهای β_0 و β_1 اریب هستند. فرض کنید تابع تولید به صورت کاب داگلاس است:

$$y_t = \tau + \eta l_t + \lambda k_t \qquad (۲)$$

در اینجا، l ، k و τ به ترتیب نرخ رشد نیروی کار، سرمایه و تکنولوژی هستند. بنابراین رشد اشتغال، تفاوت بین تولید و رشد بهره‌وری است:

1. Harris & Silverstone (2001)

$$p_t = \tau/\eta + [(\eta - 1)/\eta]y_t + (\lambda/\eta)k_t \qquad (۳)$$

به طور کلی، اریب ایجاد شده نسبتی از ضریب رگرسیون رشد سرمایه به رشد تولید است (گرین[1]، ۲۰۰۳: ۱۴۸). از این‌رو، رابطه (۱) در صورت برابر بودن رشد تولید و سرمایه، بین رشد بهره‌وری و تولید برقرار است. این موضوع دال بر آن است که نسبت‌های سرمایه- تولید ثابت کمتر یا بیشتر هستند (جونز[2]، ۱۹۹۸، ۱۲). بنابراین پارامترهای β_0 و β_1 برای آنکه برآوردهای ناریبی بدست دهند، به صورت $\beta_0 = \tau/\eta$ و $\beta_1 = (\eta + \lambda - 1)/\eta$ مشخص می‌شوند. لازم به ذکر است، بازده ثابت نسبت به مقیاس نمی‌تواند از ضریب وردورن β_1 بدون آگاهی از کشش‌های تولید بدست آید.

به طور کلی، قانون وردورن مربوط به بخش صنعت است. ولی از آنجایی که بخش خدمات دارای اهمیت بیشتری در اقتصاد یک کشور است، لذا این فرضیه باید با استفاده از داده‌های تولید کل برآورد شود. به دلیل همبستگی بالای بین تولید و رشد بهره‌وری، امکان ایجاد رگرسیون‌های جعلی وجود دارد، برای مثال اگر رشد اشتغال ثابت باشد، یک همبستگی کامل بین رشد تولید و بهره‌وری ظاهر می‌شود. این مشکل مانع از ایجاد رابطه بین اشتغال و رشد تولید می‌شود.

$$l_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t,\ \alpha_0 = -\beta_0,\ \alpha_1 = 1 - \beta_1 \qquad (۴)$$

این رابطه قبلاً توسط کالدور (۱۹۷۵) مورد توجه قرار گرفته بود. کالدور در نظریه علّیت تجمعی به بررسی رشد منطقه‌ای و بهره‌وری و جذب نیروی کار پرداخته است. قانون نخست کالدور این است که رابطه علّیت قوی بین رشد خروجی و بازدهی تولید و رشد GDP وجود دارد. قانون دوم وی در مورد رشد نیز نشان می‌دهد که بخش تولید در معرض افزایش بازده نسبت به مقیاس قرار دارد. قانون مذکور از این فرضیه حمایت می‌کند که بخش تولید، موتور و محرک رشد اقتصادی بوده و می‌تواند مبنایی را برای رشد مدل‌های علّیت تجمعی ارائه نماید.

بر اساس قانون وردورن، ارتباطی مثبت میان رشد بهره‌وری و نرخ رشد استخدام وجود دارد. کالدور در ادامه به جایگزینی رشد استخدام و جذب نیرو با رشد خروجی‌ها اشاره می‌کند. به چنین رابطه‌ای، قانون وردورن-کالدور می‌گویند. بر اساس این قانون، رشد بهره‌وری در تولید (به دلیل وجود صرفه‌جویی پویا و ثابت مقیاس) پیامدی از رشد خروجی‌ها محسوب می‌شود.

صرفه‌جویی به مقیاس را می‌توان به دو بخش تقسیم نمود:

- صرفه‌جویی حاصل از تولید در سطح گسترده (صرفه‌جویی ثابت)
- صرفه‌جویی حاصل از این دیدگاه که تمرکز بر فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند پیامدهای خارجی را افزایش دهد (صرفه‌جویی پویا)

مورد دوم از مزیت تجمعی برخوردار بوده و به رشد صنایع، مهارت‌ها، تجربه و دسترسی به ارتباطات ساده و نیز تخصصی سازی فعالیت‌های انسانی و جذب و اشتغال نیروی کار اشاره دارد.

قانون سوم کالدور بیان می‌کند که ارتباط سببی مثبت میان نرخ رشد بخش تولید و بهره‌وری بخش‌های دیگر وجود دارد. اگر تولید حاشیه‌ای نیروی کار کمتر از بهره‌وری در این بخش‌ها باشد، در نتیجه بهره‌وری و جذب نیروی کار افزایش خواهند یافت.

همبستگی بالا بین رشد بهره‌وری و تولید به اندازه اشتغال و رشد تولید نیست. لذا اگر متغیرهای قبلی به طور کامل همبسته بوده، ولی متغیرهای بعدی همبستگی نداشته باشند، در این صورت رگرسیون جعلی ناشی از روندهای متفاوت نرخ رشد تولید و بهره‌وری ایجاد نخواهد شد. علاوه بر این، بهترین پیش‌بینی کننده خطی از رشد اشتغال به وسیله سمت راست معادله (۴) به عنوان بخش سیستماتیک نشان داده می‌شود.

ضریب وردورن به اندازه ۰/۵، دلالت بر شدت نهایی اشتغال α_1 در معادله (۱) و به همان اندازه در معادله (۴) دارد. این بدان معنی است که رشد یک درصدی در تولید، اشتغال را به اندازه متوسط نیم درصد افزایش می‌دهد. آستانه اشتغال (y_E) نشان می‌دهد، رشد تولید برای اشتغال ثابت است ($l_t = 0$).

$$y_E = -\alpha_0/\alpha_1 \qquad (۵)$$

از آنجایی که $\alpha_0 = -\beta_0$، لذا پارامتر $-\alpha_0$ رابطه مثبتی با فرایند تکنولوژیکی τ و رابطه منفی با کشش تولید نیروی کار η دارد. همچنین شدت نهایی اشتغال بالاتر (α_1)، موجب کاهش سطح آستانه می‌شود. با توجه به اینکه رشد تولید در بالای این مرز است، لذا اشتغال افزایش می‌یابد. اگر رشد تولید پایین‌تر از سطح آستانه باشد، زیان در اشتغال بیش از حد متوسط بوده و این موضوع نشان می‌دهد که رشد تولید به اندازه کافی برای افزایش بهره‌وری به دلیل فرایندهای تکنولوژیکی و نوسانات کاهشی در اشتغال مناسب نبوده است. با توجه به معادلات (۴) و (۵)، اشتغال به صورت (۶) تکامل می‌یابد:

1. Greene (2003)
2. Jones (1998)

$$l_t = \alpha_1(y_t - y_E) \qquad (۶)$$

در این معادله؛ l_t: نرخ اشتغال، α_1: ضریب قانون وردورن که شدت نهایی اشتغال را نشان می‌دهد، y_t: رشد تولید فعلی و y_E: آستانه اشتغال[1]. این رابطه بستگی به انحراف رشد تولید واقعی از سطح آستانه دارد. هر نقطه درصدی از رشد تولید بالا (پایین) حد آستانه با واکنش مثبت (منفی) اشتغال همراه است که توسط شدت نهایی اشتغال تعیین می‌شود.

۲-۲- رشد اقتصادی و بیکاری (قانون اوکان)

افزایش اشتغال اغلب با کاهش همزمان در بیکاری مشاهده می‌شود. ولی عوامل جمعیت شناختی و نهادی می‌توانند این رابطه را تضعیف کنند. برای مثال اگر رشد جمعیت همراه با افزایش نسبی نیروی کار و افزایش کمتر در اشتغال باشد، آنگاه بیکاری افزایش می‌یابد. همچنین وجود عوامل نهادی مطلوب در بازار، باعث جذب افراد و مهاجرت آنها از مناطق دیگر می‌شود. بنابراین یک رابطه قوی بین تغییرات در اشتغال و بیکاری نمی‌توان انتظار داشت. به ویژه، اگر حداقل نرخ رشد تولید مورد نیاز برای افزایش اشتغال برای کاهش بیکاری نیز مناسب نباشد. با تعیین حد آستانه در قانون اوکان می‌توان مرز کاهش بیکاری به هنگام افزایش تولید را در نظر گرفت و با حد آستانه قانون وردورن مقایسه نمود تا مشخص شود که افزایش رشد تولید تا چه اندازه‌ای موجب افزایش اشتغال و کاهش بیکاری خواهد شد.

مطابق با قانون اوکان (۱۹۶۲، ۱۹۷۰)، یک رابطه منفی بین بیکاری و نوسانات تولید وجود دارد. به دلیل قوانین سختگیرانه همچون هزینه‌های تغییر قیمت، بنگاه‌ها تمایل به تعدیل تولید به تقاضای کل در کوتاه‌مدت دارند. افزایش در تقاضا، تولید و اشتغال را افزایش خواهد داد و در نتیجه موجب کاهش بیکاری نیز خواهد شد. به ویژه اگر بیکاری u به پایین‌تر از نرخ طبیعی خودش u^* کاهش یابد.

$$(u_t - u^*) = \delta_t(y_t - y^*), \qquad \delta_t < 0 \qquad (۷)$$

قانون اوکان از سه جهت دارای اهمیت است: ۱) از ترکیب قانون اوکان و منحنی فیلیپس، منحنی عرضه کل اقتصاد به دست می‌آید که در بسیاری از تجزیه و تحلیل‌های اقتصاد کلان نقش مهمی را ایفا می‌کند. ۲) با توجه به اینکه قانون اوکان نرخ بیکاری را به میزان تولیدات موجود در اقتصاد مرتبط می‌کند؛ با دسترسی به رشد اقتصادی موجود در اقتصاد کشور می‌توان نرخ بیکاری معلول آن را پیش‌بینی کرد که این خود می‌تواند باعث اتخاذ سیاست‌گذاری‌های مناسب در جهت کاهش بیکاری و برآورد میزان هزینه تولیدی برای یک درصد کاهش در نرخ بیکاری شود. ۳) قانون اوکان می‌تواند به تعیین نرخ رشد بهینه کمک نماید (کریمی تکانو و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۱۱؛ موسی[2]، ۲۰۰۸: ۱۰).

به دلیل برخی شرایط بازار کار مثل سیستم حمایتی از بیکاران و ساختارهای نهادی موجود، بیکاری ماندگاری بیشتری نسبت به اشتغال خواهد داشت. از این‌رو δ_t مورد انتظار، بالاتر از شدت اشتغال α_1 در مقادیر مطلق است. به نظر می‌رسد، δ_t ناپایدار است و در طول زمان افزایش می‌یابد (لی[3]، ۲۰۰۰: ۱۶ فریمن[4]، ۲۰۰۱: ۵۱۵).

واکنش قوی‌تر اشتغال به نوسانات تولید ناشی از کاهش در بهره‌وری، رقابت بین‌المللی، حمایت‌های قانونی کمتر از کارکنان و هزینه‌های مبادله کمتر، موجب تشویق بنگاه‌ها به کاهش حجم کار در دوره‌های رکود اقتصادی می‌شود. فرض می‌شود، رشد تولید بالقوه، حداقل در فواصل طولانی از زمان، تقریباً ثابت است. قانون اوکان را می‌توان به صورت (۸) بازنویسی نمود.

$$(u_t - u^*) = \delta_0 + \delta_1 y_t, \qquad \delta_1 < 0 \qquad (۸)$$

در اینجا، روند نرخ رشد می‌تواند از طریق عرض از مبدأ بدست آید. در این حالت، شکاف مشخصات (۷) و (۸) از قانون اوکان به طور مستقیم برای تخمین مناسب نیستند. آنها شامل متغیرهای غیرقابل مشاهده هستند و هیچ سازگاری برای شناسایی آنها وجود ندارد. بنابراین، تفاضل مرتبه اول قانون اوکان به صورت (۹) است:

$$\Delta u_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t, \qquad \gamma_1 < 0 \qquad (۹)$$

مشخصات تفاضل مرتبه اول مربوط به تغییر در نرخ واقعی بیکاری به رشد تولید واقعی است. اگر رشد تولید واقعی در سطح آستانه باشد (y_u)، بیکاری برابر با نرخ طبیعی خودش خواهد بود و این دال بر تغییرات برابر صفر است. با وارد کردن این شرط به معادله (۸) یا (۹)، آستانه کاهش بیکاری بدست می‌آید:

$$y_{u,gap} = -\delta_0/\delta_1 \qquad (۱۰)$$

$$y_{u,fd} = -\gamma_0/\gamma_1 \qquad (۱۱)$$

۱. زمانی که رشد تولید برای اشتغال ثابت باشد، آستانه اشتغال شکل می‌گیرد.

2. Moosa (2008)
3. Lee (2000)
4. Freeman (2001)

با افزایش ضریب اوکان در مقادیر مطلق آستانه بیکاری کاهش می‌یابد. علاوه بر این، روند کندتر رشد می‌تواند به این کاهش کمک کند. پویایی‌های بیکاری به آستانه‌های زیر بستگی دارند:

$$(u_t - u^*) = \delta_1(y_t - y_{u,gap}) \quad (۱۲)$$

$$\Delta u_t = \gamma_1(y_t - y_{u,fd}) \quad (۱۳)$$

به عبارت دیگر، بیکاری در سطح قبلی باقی می‌ماند، اگر رشد واقعی به اندازه آستانه بیکاری بالا باشد. برای کاهش نرخ بیکاری، رشد تولید باید بالاتر از این سطح باشد (کوسفلد و درگر، ۲۰۰۵: ۵۳۴).

مروری بر مطالعات تجربی داخلی و خارجی

۲-۳- مطالعات خارجی

کوسفلد و درگر در مطالعه‌ای به بررسی آستانه‌هایی برای اشتغال و بیکاری با به کارگیری روش‌های رگرسیون به ظاهر نامرتبط فضایی در بازار نیروی کار منطقه‌ای آلمان طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۲ پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش تجزیه تابع ویژه جریفیت[1] (۲۰۰۰) به بررسی تحلیل‌های فضایی و غیرفضایی روابط بیکاری و اشتغال با رشد اقتصادی پرداختند، نتایج این مطالعه نشان داد، حداقل رشد مؤثر برای افزایش در اشتغال، پایین‌تر از سطح مورد نیاز برای کاهش نرخ بیکاری است و اگر این اثرات فضایی نادیده گرفته شوند، آستانه‌ها به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌یابند (کوسفلد و درگر، ۲۰۰۵: ۵۲۳).

فوکو[2] اثرات آستانه قانون اوکان را در ۲۰ کشور عضو OECD بررسی کرده است. در این تحقیق با استفاده از مدل رگرسیون هانسن فرضیه وجود رابطه خطی بین تولید و بیکاری سیکلی رد شده است. برای مقادیر بالا و پایین بیکاری سیکلی، یک رابطه منفی نسبتاً قوی وجود داشته است. در سطوح میانی نرخ بیکاری رابطه مذکور ضعیف بوده است (فوکو، ۲۰۰۸: ۲).

لال و همکاران[3] صحت قانون اوکان را با استفاده از تکنیک انگل- گرنجر در برخی از کشورهای آسیایی آزمون کرده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق قانون اوکان در برخی از کشورهای در حال توسعه آسیایی صادق بوده است (لال و همکاران، ۲۰۱۰: ۷۳).

خلیل احمد و دیتا سعد[4] با استفاده از داده‌های سالانه دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۹۷۴ به بررسی قانون اوکان برای پاکستان پرداختند. با توجه به ایستا بودن متغیرها، برای برآورد ضریب اوکان در دو مدل تفاضلی و شکاف از روش OLS استفاده شده است. طبق نتایج به دست آمده وجود رابطه اوکان در هیچ یک از این دو مدل تأیید نشده است (خلیل احمد و دیتا سعد، ۲۰۱۱: ۲۹۳).

ابرست و اولگملر[5] به جنبه‌های ضروری پویایی در قالب وقفه‌های زمانی و اثرات فضایی با بررسی اثرات ثابت هر ناحیه، متغیرهای توضیحی وقفه‌های فضایی و فرایندهای خطای فضایی با استفاده از نواحی بازار اقتصادی با عملکرد مشخص به عنوان نواحی مطالعاتی پرداختند. این بازارهای عملیاتی، اثرات سرریز را کاهش داده و قدرت توضیحی برآوردها را افزایش می‌دهند (ابرست و اولگملر، ۲۰۱۳: ۲).

چفر[6] با بهره‌گیری از داده‌های سالانه آستانه‌ای اسپانیا بین سال‌های ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۱ حالت‌های ایستا و پویای قانون اوکان را با استفاده از روش‌های VAR و PVAR مورد بررسی قرار داد که نشان می‌دهد آستانه‌های مختلف در نواحی مطالعاتی، واکنش‌های متفاوتی در مورد نرخ بیکاری نسبت به تغییرات رشد تولید ناخالص داخلی نشان می‌دهند (چفر، ۲۰۱۵: ۳).

ازورین و وگا در مطالعه‌ای به بررسی آستانه‌های رشد اقتصادی برای ایجاد اشتغال و کاهش بیکاری با استفاده از روش‌های رگرسیون به ظاهر نامرتبط فضایی برای استان‌های اسپانیا و طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۰ پرداختند. در این مطالعه با استفاده از روش‌های فیلترینگ فضایی نیمه پارامتریک تجزیه برداری، وابستگی فضایی حذف می‌شود. نتایج نیز حاکی از متغیر بودن سطوح آستانه در مدل‌های برآوردی است و در طول زمان رشد تولید برای افزایش اشتغال، بسیار پایین‌تر از سطح لازم برای کاهش بیکاری می‌باشد (ازورین و وگا، ۲۰۱۷: ۴۵).

۲-۴- مطالعات داخلی

برخلاف اینکه در سطح داخلی مطالعات صورت گرفته بر محور قانون اوکان یا ارتباط رشد اقتصادی- نرخ بیکاری قرار دارند، ولی مطالعات داخلی در زمینه ارتباط رشد اقتصادی- اشتغال و عوامل مؤثر بر آن انجام نگرفته است. بنابراین به تنها مطالعه صورت گرفته در این حوزه پرداخته و مطالعات مربوط به قانون اوکان در قالب جدول (۱) آورده شده‌اند.

محمودیان و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل

1. Griffith (2000)
2. Fouquau (2008)
3. Lal et al. (2010)
4. Khalil Ahmad & DittaSaeed (2011)
5. Oberst & Oelgemoller (2013)
6. Chafer (2015)

اقتصاد کلان بر شدت اشتغال رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۷۶ با استفاده از مدل پانل دیتا و برای سه بخش خدمات، صنعت و کشاورزی پرداخته‌اند. نتایج تأیید می‌کنند که عرضه نیروی کار، ساختار اقتصادی، نوسانات اقتصادی و سرمایه انسانی، عوامل تعیین کننده عمده در توضیح شدت اشتغال رشد هستند (محمودیان و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۸).

در رابطه با تصریح قانون اوکان نیز اولین مطالعه در این حوزه در پایان‌نامه رضوانی‌نیا (۱۳۸۶)، در سه دوره، سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۵۲، ۱۳۵۳ تا ۱۳۶۷، ۱۳۶۸ تا ۱۳۸۴ بر اساس آمار سالانه و برای دوره ابتدای سال ۸۰ تا انتهای سال ۸۴ بر اساس آمارهای فصلی برآورد کرده است. این ضریب برای دوره‌های فوق به ترتیب عبارتند از: ۰/۱۸، ۰/۴۶، ۱/۰۵، ۱/۶۳ (رضوانی‌نیا، ۱۳۸۶: ۲۴).

جدول ۱. مطالعات تجربی انجام شده در حوزه برآورد قانون اوکان در ایران

مطالعه	هدف مطالعه	روش و بازه زمانی مورد مطالعه	نتایج
شهبازی و طالبی، ۱۳۹۱: ۲۰	بررسی رابطه تولید و بیکاری	معادلات تفاضلی، شکاف تولید و تابع تولید برای استان‌های کشور و طی دوره ۱۳۸۰-۱۳۶۸ به صورت فصلی	برقرار نبودن قانون اوکان در ۱۲ استان و در بقیه استان‌ها نیز از استحکام کافی برخوردار نبوده.
دل‌انگیزان و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳	بررسی رابطه بین تولید ملی و بیکاری	در ۳۰ استان کشور به تفکیک دو گروه جمعیتی، در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۸۴	تأیید قانون اوکان در استان‌های پرجمعیت و عدم تأیید این قانون در استان‌های کم‌جمعیت
ممی‌پور و کریمی، ۱۳۹۳: ۱۰۸	بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و بیکاری	با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای داده‌های سری زمانی فصلی در سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۷۶	وجود رابطه معکوس بین بیکاری و رشد اقتصادی
دادگر و همکاران، ۱۳۹۳: ۹۲۷	بررسی آزمون قانون اوکان با تأکید بر ساختار جمعیتی	تلفیق روش‌های سیستم دینامیک و اقتصادسنجی و ارائه الگوی شبیه‌سازی، سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۳	اثر مثبت و معنادار متغیرهای سرمایه انسانی و نیروی کار بر رشد اقتصادی و رابطه معکوس رشد اقتصادی با بیکاری
کریمی تکانلو و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۰۹	بررسی وجود قانون اوکان و نامتقارن بودن آن	طی سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ با استفاده از سه فیلتر HP، BK، CF	تأیید نامتقارن بودن قانون اوکان و رابطه معنادار بین بیکاری و تولیدات در ایران
اخباری و آماده، ۱۳۹۴: ۱۲۵	تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی	روش آزمون کرانه‌ها برای ایران، بازه زمانی ۱۳۹۰-۱۳۵۳	برای کاهش نرخ بیکاری به کمتر از ده درصد، نرخ رشد اقتصادی ۱۰ درصد لازم است.
دلیری، ۱۳۹۵: ۲۳	بررسی فرضیه تغییرناپذیری بیکاری	استان‌های ایران، طی فصل اول ۱۳۸۴ تا فصل سوم ۱۳۹۴ با استفاده از روش‌های سیستم معادلات پانلی	برقرار بودن فرضیه تغییر ناپذیری نرخ بیکاری به واسطه شوک‌های کوتاه‌مدت در نرخ مشارکت اقتصادی
مقصودپور و ذوالفقاری، ۱۳۹۵: ۲	بررسی رابطه اوکان طی چرخه‌های تجاری	با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۰ به صورت فصلی	عدم وجود رابطه معنادار بین بیکاری و نرخ رشد تولید واقعی
ممی‌پور و رضایی، ۱۳۹۷: ۱۰۷	بررسی قانون اوکان در استان‌های ایران	رویکرد اقتصادسنجی فضایی طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۸۴	وجود وابستگی فضایی بین رشد اقتصادی و نرخ بیکاری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مرور مبانی نظری و مطالعات تجربی انجام شده نشان می‌دهد، با توجه به عدم تعادل‌های منطقه‌ای در بازار کار ایران، اثرات رشد اقتصادی بر اشتغال با بیکاری متفاوت بوده و دارای سطوح آستانه‌ای یکسانی نخواهند بود. به عبارتی بیکاری نسبت به اشتغال در پاسخ به تغییرات رشد اقتصادی بیشتر و سریع‌تر واکنش نشان می‌دهد. لذا جهت کاهش بیکاری بایستی رشد اقتصادی بالاتری را فراهم نمود. تمایز این مطالعه در بررسی تجربی و مقایسه‌ای آستانه‌های رشد اقتصادی در دو قانون اوکان و وردورن برای استان‌های ایران و با استفاده از مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی می‌باشد که با توجه به اهمیت بسزای بیکاری و اشتغال در اقتصاد ایران، ضرورت پرداختن به آن بیش از پیش مورد نیاز است. نوآوری دیگر این

مطالعه استفاده از ماتریس مجاورت رشد اقتصادی، بیکاری و اشتغال در برآورد مدل‌هاست تا بتوان اثرات فضایی بیکاری و اشتغال را در مدل‌ها مورد بررسی قرار داده و از سوی دیگر آستانه‌های فضایی رشد اقتصادی را نیز مورد تحلیل قرار گیرد.

۳- روش شناسی پژوهش و معرفی متغیرها

۳-۱- روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی نمونه اولیه از طیف مدل‌های رگرسیونی مبتنی بر داده‌های تابلویی هستند که به وسیله هانسن[1] (۱۹۹۹) ارائه شده‌اند. در این مدل‌ها ضرایب رگرسیونی می‌توانند در طول زمان و برای واحدهای مقطعی تغییر یابند و مشاهدات تابلویی در این مدل‌ها با توجه به متغیر آستانه‌ای که کمتر یا بیشتر از مقدار آستانه‌ای تعیین شده باشند، به چند گروه یا رژیم همگن تقسیم می‌شوند. البته در این مدل‌ها مشاهدات بسیار نزدیک به مقدار آستانه‌ای وجود دارند که به لحاظ اختلافات ناچیز در دو گروه متفاوت قرار گرفته‌اند و از این‌رو، نحوه اثرگذاری آنها با یک جهش شدید مواجه است (چیو و همکاران[2]، ۲۰۱۱: ۸ و سخنور، ۱۳۹۷: ۱۱۱). برای فائق آمدن بر این مشکل، فوک و همکاران[3] (۲۰۰۴: ۷) و گونزالز و همکاران[4] (۲۰۰۵: ۲۵) مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی را ارائه کردند و توسعه دادند که در حقیقت، شکل گسترش یافته مدل PTR با لحاظ تابع انتقال است. بنابراین در مدل PSTR شیب تابع انتقال که بیان کننده سرعت تعدیل است، تغییر ضرایب رگرسیونی را از یک رژیم به رژیم دیگر تعیین می‌کند. یک مدل PSTR با دو رژیم حدی و یک تابع انتقال توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) به صورت معادله (۱۴) تصریح شده است:

(۱۴)

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + u_{it} \qquad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_t اثرات ثابت مقاطع و u_{it} جزء اخلال است که فرض می‌شود شرط $u_{it} = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع g یک تابع انتقال لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک و به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد.

(۱۵)

$$g(q_{it}, \gamma, c) = (1 + exp\{-\gamma \prod_{j=1}^{m}(q_{it} - c_j)\})^{-1} \quad \gamma > 0, c_1 \le c_2 \le \cdots \le c_m$$

در این تابع، γ پارامتر شیب و بیان‌کننده سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر و q_{it} متغیر انتقال یا آستانه‌ای است. همچنین $c = c_1, c_2, \dots \le c_m$ نشان دهنده یک بردار از پارامترهای حدآستانه‌ای یا مکان‌های وقوع تغییر رژیم است. پارامتر m نیز تعداد دفعات تغییر رژیم را نشان می‌دهد. شکل تعمیم‌یافته مدل PSTR با بیش از یک تابع انتقال به صورت (۱۶) تصریح می‌شود:

(۱۶)

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \sum_{j=1}^{r}\left[\acute{\beta}_1 x_{it} g_j(q_{it}{}^j, \gamma_j, c_j) + u_{it}\right]$$

که در آن γ بیانگر تعداد توابع انتقال جهت تصریح رفتار غیرخطی می‌باشد و سایر موارد از پیش تعریف شده‌اند. شایان ذکر است که مدل PSTR با حذف اثرات ثابت از طریق حذف کردن میانگین‌های انفرادی و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات غیرخطی[5] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[6] (ML) است، برآورد خواهد شد.

مطابق مطالعات انجام شده توسط فو و همکاران (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و جود[7] (۲۰۱۰) مراحل تخمین یک مدل PSTR به این ترتیب است که ابتدا آزمون خطی بودن در مقابل PSTR انجام می‌شود و در صورت رد فرضیه صفر مبنی بر خطی بودن رابطه بین متغیرها، باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی موجود بین متغیرها انتخاب شود. به منظور آزمون این فرضیه از آماره‌های لاگرانژ والد، ضریب لاگرانژ فیشر و نسبت درست نمایی استفاده می‌شود.

در صورتی که نتایج بر تبعیت رفتار متغیرها از یک الگوی PSTR دلالت کند، در گام بعدی باید تعداد توابع انتقال جهت تصریح کامل رفتار غیرخطی انتخاب گردد. برای این منظور فرضیه صفر وجود یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود حداقل دو تابع انتقال آزمون می‌شود. در صورتی که فرضیه صفر رد نشود، لحاظ کردن یک تابع انتقال جهت بررسی رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی کفایت می‌کند. اما در

1. Hansen (1999)
2. Chiou et al. (2011)
3. Fok et al. (2004)
4. Gonzalez et al. (2005)
5. Non-Linear Least Squares
6. Maximum Likelihood
7. Jude (2010)

صورتی که فرضیه صفر در این آزمون رد شود، حداقل دو تابع انتقال در مدل PSTR وجود خواهد داشت و در ادامه باید فرضیه صفر وجود دو تابع انتقال در مقابل فرضیه سه تابع انتقال آزمون شود. این فرایند تا زمانی که فرضیه صفر پذیرفته شود، باید ادامه یابد.

۳-۲- تعیین مجاورت (همسایگی) فضایی در مدل‌های اقتصادسنجی

در کارهای پژوهشی، معمولاً با داده‌هایی روبه‌رو هستیم که جنبه‌های مکانی در آنها مطرح است و بایستی به تعیین آن پرداخت. یکی از منابع اطلاعات مکانی، مجاورت و همسایگی است که منعکس کننده موقعیت نسبی در فضای یک واحد منطقه‌ای مشاهده، نسبت به واحدهای دیگری از این قبیل است. معیار نزدیکی و مجاورت بر اطلاعات به دست آمده از روی نقشه جامعه مورد مطالعه مبتنی خواهد بود و بر اساس این اطلاعات می‌توان تعیین کرد که کدام مناطق با هم، همسایه یا مجاور هستند. برای تعیین مجاورت روش‌های متفاوتی وجود دارد که در آنها ماتریس مربع W نشان دهنده تعریف متفاوت روابط مجاورتی میان مناطق مورد بررسی است. از جمله این روش‌ها می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

اگر $W_{ij} = 1$ برای عناصری که یک کناره مشترک بلافاصله با راست یا چپ منطقه تحت بررسی دارند، تعریف شود، "مجاورت خطی"، اگر یک طرف مشترک با ناحیه تحت بررسی داشته باشند، "مجاورت رخ مانند"، اگر با منطقه تحت بررسی یک رأس مشترک داشته باشد، "مجاورت فیل مانند"، اگر برای دو منطقه موجود بلافاصله در راست و چپ ناحیه مورد بررسی باشد، "مجاورت خطی دوطرفه"، و اگر برای دو منطقه موجود در راست، چپ، شمال و جنوب منطقه تحت بررسی باشد، "مجاورت رخ مانند دوطرفه" نامیده می‌شوند. در این پژوهش به جهت بررسی تمام مناطق دارای مرز مشترک از مجاورت رخ مانند استفاده می‌شود.

فرض کنید ماتریس W را برای پنج منطقه در نظر می‌گیرید:

$$W = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad (۱۷)$$

توجه داشته باشید که W ماتریس متقارن است، و بر طبق قرارداد همیشه ماتریس بر قطر اصلی دارای عناصر صفر است. حال ماتریس W را برای داشتن ماتریسی که حاصل‌جمع سطر آن واحد باشد، معکوس کرده و این مورد به عنوان ماتریس مجاورت "مرتبه اول استاندارد شده" به صورت ماتریس c نشان داده می‌شود:

$$c = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & 0 & \frac{1}{2} \\ 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 \end{bmatrix} \quad (۱۸)$$

اگر حاصل‌ضرب ماتریس c و بردار مشاهده‌های تعدادی متغیر مربوط به پنج منطقه، که بردار y نامیده می‌شود، به کار برده شود، می‌توان انگیزه استاندارد کردن را مشاهده کرد. این ماتریس حاصل‌ضرب $y^* = cy$، یک متغیر جدید معادل با میانگین مشاهده‌ها ناشی از مناطق مجاور را نشان می‌دهد (اکبری، ۱۳۸۴: ۴۸).

۳-۳- معرفی مدل‌ها و متغیرها

امروزه در اکثر مطالعات تجربی مرتبط با موضوع، از فرم‌های تغییر یافته رابطه اوکان و وردورن استفاده می‌شود که در آنها علاوه بر تأثیرگذاری تولید حقیقی سال جاری، عوامل دیگری مانند تولید حقیقی سال گذشته، نرخ بیکاری و اشتغال سال‌های قبل یا حجم سرمایه و نیروی کار نیز لحاظ می‌گردد. بنابراین با توجه به مباحث نظری ارائه شده و مطالعات پیشین، در این مطالعه از روش ارائه شده توسط کوسفلد و درگر (۲۰۰۵، ۵۲۵)، فویوکیو[1] (۲۰۰۸، ۱۲)، ازورین و وگا (۲۰۱۷، ۴۴) برای بررسی این روابط و با بهره‌گیری از مدل‌های رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) استفاده شده است. لازم به ذکر است، به دلیل اثرات فضایی بین استان‌ها، در این مطالعه تلاش شده است، از حاصل‌ضرب ماتریس مجاورت در رشد اقتصادی به جهت محاسبه آستانه‌های فضایی رشد اقتصادی در قانون اوکان و وردورن استفاده شود. مزیت استفاده از این رویکرد در مقایسه با سایر روش‌های اقتصادسنجی در متفاوت بودن نرخ بیکاری و اشتغال در استان‌های ایران می‌باشد که یکی از عوامل مؤثر در رشد نامتوازن استان‌ها است. استفاده از این روش با توجه به ماهیت سنجی و آماری آن، می‌تواند نتایج شفاف و بهتری از برآورد آستانه‌های فضایی رشد اقتصادی در قانون اوکان و وردورن در اقتصاد ایران نشان دهد:

$$(UR_{it} - UR_{it}^*) = \alpha_0 + \alpha_1{}^{(1)} w_i (y_{it} - y_{it}^*) + \quad (۱۹)$$

1. Fouquau (2008)

$$\alpha_1{}^{(2)} w_i(y_{it} - y_{it}^*) f(Q_{it}, \gamma, Q_D) + \alpha_2 w_i(UR_{it} - UR_{it}^*) + \varepsilon_{it} \quad (۲۰)$$

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 w_i(y_{it} - y_{it}^*) + \beta_1{}^{(2)} w_i(y_{it} - y_{it}^*) f(Q_{it}, \gamma, Q_D) + \beta_2 w_i EM_{it} + \varepsilon_{it}$$

معادلات فوق به ترتیب تصریح معادله اوکان و وردورن برای ۳۰ استان کشور[۱] طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ می‌باشد، که در آنها:

UR_{it}: نرخ بیکاری که به صورت نسبت تعداد جمعیت بیکار (۱۰ ساله و بیشتر) (جویای کار) به کل جمعیت فعال (۱۰ ساله و بیشتر) (شاغل و بیکار)، ضربدر ۱۰۰ محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به این متغیر از نتایج آمارگیری نیروی کار موجود در مرکز آمار گردآوری شده است.

UR_{it}^*: نرخ بیکاری طبیعی. از آنجایی که این متغیر قابل مشاهده نیست، لذا برای استخراج آن از فیلتر هادریک پرسکات استفاده خواهد شد (موسی، ۲۰۰۸: ۱۲).

y_{it}: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی (تولید با نفت) به قیمت ثابت سال ۱۳۹۵. داده‌های این متغیر از حساب‌های منطقه‌ای موجود در مرکز آمار جمع آوری شده است.

y_{it}^*: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بالقوه. از آنجایی که این متغیر نیز غیرقابل مشاهده است، لذا برای استخراج آن از فیلتر هادریک-پرسکات استفاده خواهد شد.

EM_{it}: نرخ اشتغال که به صورت نسبت تعداد جمعیت شاغل (۱۰ ساله و بیشتر) به کل جمعیت فعال (۱۰ ساله و بیشتر) (شاغل و بیکار)، ضربدر ۱۰۰ محاسبه می‌شود. داده‌های مربوط به این متغیر از نتایج آمارگیری نیروی کار موجود در مرکز آمار گردآوری شده است.

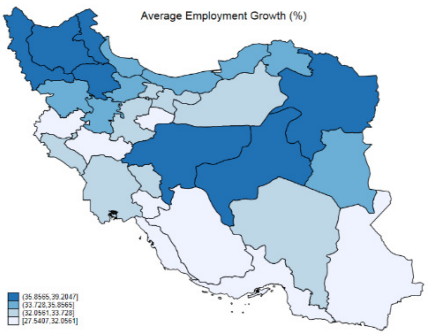
w_i: به دلیل وجود جزء مکانی در داده‌های مورد بررسی و با توجه به همسایگی و مجاورت استان‌ها با یکدیگر، ماتریس اثر تشکیل و با ضرب در متغیرهای بیکاری، اشتغال و رشد اقتصادی، به عنوان اثرات فضایی این متغیرها در معادلات آورده شده است.

$f(Q_{it}, \gamma, Q_D)$: تابع انتقال در مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی است که در معادلات (۱۹) و (۲۰) رشد اقتصادی فضایی به عنوان تابع انتقال انتخاب شده‌اند و به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$f(Q_{it}, \gamma, Q_D) = [1 + \exp(-\gamma \prod_{c=1}^{m}(Q_{it} - Q_c)]^{-1} \quad , \gamma > 0, Q_1 \leq \cdots \leq Q_m \quad (۲۱)$$

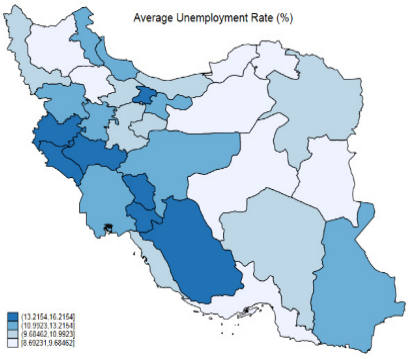
Q_c پارامتر مکانی از تابع انتقال، γ پارامتر ملایم است و این پارامترها درجه انحراف و انتقال تابع لجستیک و سرعت انتقال رژیم در سیستم‌های متفاوت را نشان می‌دهد. از این پارامترها جهت تعیین ترکیب بهینه رشد اقتصادی فضایی بر اشتغال و بیکاری استفاده می‌شود.

در شکل‌های (۳-۱) به ترتیب نرخ اشتغال، نرخ بیکاری و رشد اقتصادی برای ۳۱ استان کشور به صورت میانگینی از دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ نشان داده شده است. استان‌های آذربایجان شرقی، زنجان و آذربایجان غربی دارای بالاترین نرخ اشتغال و استان‌های لرستان، کرمانشاه و کهگیلویه و بویراحمد دارای بالاترین نرخ بیکاری طی سال‌های مورد بررسی می‌باشند. از سوی دیگر استان‌های خوزستان، بوشهر و زنجان نیز دارای بالاترین نرخ رشد اقتصادی در بین استان‌های ایران هستند.



شکل ۱. میانگین نرخ اشتغال طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴

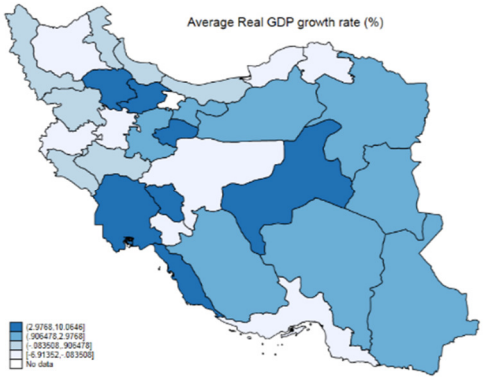
مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. میانگین نرخ بیکاری طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. به دلیل کامل نبودن داده‌های استان البرز طی دوره زمانی مورد بررسی، داده‌های این استان در استان تهران لحاظ شده است.



شکل ۳. میانگین نرخ رشد اقتصادی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤- نتایج برآورد مدل‌ها

۴-۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی علیرغم ضریب تعیین بالا ولی رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC[1]	آماره آزمون IPS[2]	آماره آزمون ADF[3]	آماره آزمون PPF[4]
EM	۰	-۴/۴۵۱۵ * (۰/۰۰۰۰)	-۲/۶۶۱۲ (۰/۰۰۳۸)	۸۷/۹۸۵۷ (۰/۰۱۰۹)	۹۹/۸۰۶۵ (۰/۰۰۱۰)
UR	۰	-۵/۱۳۲۶ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۸۷۲۱ (۰/۰۰۰۵)	۹۷/۰۰۸۱ (۰/۰۰۱۴)	۹۸/۱۴۵۶ (۰/۰۰۱۴)
GDP	۰	-۸/۳۵۷۸ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۹۱۰۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۰۰/۵۴۱ (۰/۰۰۰۸)	۱۱۱/۳۴۷ (۰/۰۰۰۰)

*اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آنها می‌باشد.

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Levin, Lin & Chu (LLC)
2. Im, Pesaran & Shin (IPS)
3. Phillips & Perron (PP)
4. Dicky Fuller (ADF)

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش در سطح مانا بوده و با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در مورد این متغیرها رد خواهد شد.

۴-۲- نتایج حاصل از وجود وابستگی فضایی

قبل از برآورد مدل PSTR برای تأکید بر ضرورت استفاده از متغیرهای فضایی در این مطالعه، آزمون‌های LM و موران انجام شده است. نتایج این آزمون‌ها به طور خلاصه در جدول (۳) ارائه شده‌اند:

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون LM و موران

معادله	آماره آزمون	مقدار آماره	سطح احتمالی
قانون اوکان	LM	۹۵/۷	۰/۰۱۱۴
	Moran	۰/۱۴۲	۰/۰۰۰۶
قانون وردورن	LM	۸۵/۳	۰/۰۲۱۳
	Moran	۰/۱۲۳	۰/۰۰۰۹

مأخذ: نتایج تحقیق

نتایج آزمون LM فرضیه صفر مبنی بر عدم معناداری وابستگی فضایی میان مشاهدات در سطح پنج درصد را رد می‌کند و از این‌رو وابستگی فضایی میان مشاهدات مورد تأیید قرار می‌گیرد. همچنین نتیجه حاصل از آزمون موران نیز فرضیه عدم وجود خودهمبستگی فضایی، در بین جملات اخلال را در سطح پنج درصد رد می‌کند و بنابراین خودهمبستگی در بین جملات اخلال وجود دارد. در نتیجه می‌توان برای برآورد مدل‌ها از حاصل‌ضرب ماتریس مجاورت در متغیرها به عنوان عامل فضایی کمک گرفت.

۴-۳- نتایج برآورد مدل PSTR

به پیروی از مباحث مطرح شده در بخش روش شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با در نظرگرفتن رشد اقتصادی فضایی در دو مدل اوکان و وردورن به عنوان متغیرهای انتقال آزمون شده و نتایج آن در جدول (۴) ارائه شده است. بر اساس نتایج این جدول، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) برای یک یا دو حدآستانه‌ای (M=2) و (M=1) نشان می‌دهند که رابطه بین متغیرهای مورد مطالعه از یک مدل غیرخطی تبعیت می‌کند.

پس از نتیجه‌گیری و اطمینان از وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی، یعنی وجود حداقل یک تابع انتقال، در ادامه باید وجود رابطه غیرخطی باقیمانده را به منظور تعیین تعداد توابع انتقال بررسی کرد. برای این منظور به پیروی از گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) فرضیه صفر وجود الگوی PSTR با یک تابع انتقال در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر کفایت لحاظ نمودن یک تابع انتقال در هر دو حالت وجود یک یا دو حد آستانه‌ای رد نشده است. از این‌رو با لحاظ نمودن یک تابع انتقال، هیچ نوع رابطه غیرخطی باقیمانده‌ای وجود نخواهد داشت. بنابراین صرف لحاظ کردن یک تابع انتقال قادر به تصریح رفتار غیرخطی بین رشد اقتصادی فضایی با اشتغال و بیکاری است. لازم به ذکر است نتایج بدست آمده در هر دو مدل برقرار است.

جدول ۴. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
قانون اوکان							
رشد اقتصادی فضایی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۹/۸۷۱ (۰/۰۰۰)	۴/۴۲۳ (۰/۰۰۱)	۷/۷۹۱ (۰/۰۰۴)	۸/۸۲۳ (۰/۰۰۲)	۵/۵۴۱ (۰/۰۲۳)	۶/۶۸۹ (۰/۰۱۳)
قانون وردورن							
رشد اقتصادی فضایی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۸/۹۱۲ (۰/۰۰۲)	۴/۷۰۱ (۰/۰۱۵)	۸/۰۲۵ (۰/۰۰۰)	۱۳/۹۱۰ (۰/۰۰۰)	۳/۰۱۹ (۰/۰۱۶)	۱۴/۰۰۱ (۰/۰۰۰)

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

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
قانون اوکان							
رشد اقتصادی فضایی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۱/۶۷۱ (۰/۴۰۱)	۰/۴۲۳ (۰/۴۵۰)	۱/۹۱۶ (۰/۶۱۲)	۰/۸۰۳ (۰/۹۱۰)	۰/۱۸۹ (۰/۹۲۸)	۰/۸۳۴ (۰/۹۱۸)
قانون وردورن							
رشد اقتصادی فضایی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۲/۹۱۸ (۰/۲۰۱)	۱/۱۲۹ (۰/۲۸۹)	۲/۸۷۲ (۰/۲۴۱)	۱/۸۰۱ (۰/۱۱۰)	۱/۶۷۱ (۰/۱۲۹)	۱/۷۹۱ (۰/۱۱۲)

مأخذ: نتایج تحقیق

پس از آزمون‌های خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌های ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و با پیروی از کولتاز و هیرلین (۲۰۰۶) و جود (۲۰۱۰)، دو مدل PSTR با یک و دو حد آستانه‌ای تخمین زده شده و برای هرکدام از آنها مقادیر مجموع مجذور باقیمانده‌ها، معیار شوارتز[1] و معیار اطلاعات آکائیک[2] محاسبه شده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه‌ای بدین صورت است که برای هر کدام از حدآستانه‌های (M=2) و (M=1)، حد آستانه‌ای که معیار مجذور باقیمانده‌های کمتری داشته باشد، به عنوان آستانه انتخاب می‌گردد. در صورتی که این معیار برای هر دو حد آستانه‌ای هم یکسان باشد، آنگاه معیار انتخاب حدآستانه بهینه حداقل معیار آکائیک می‌باشد.

در جدول (۶)، معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR ارائه شده نشان دهنده یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

1. Schwarz Criterion
2. Akaike Information Criterion

پس از انتخاب مدل PSTR با یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، در ادامه مدل فوق برآورد شده است. جدول (۷) نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها را در حالت فضایی بودن رشد اقتصادی (حاصل‌ضرب رشد اقتصادی در ماتریس مجاورت) نشان می‌دهد. در قانون اوکان، پارامتر شیب رشد اقتصادی فضایی (به عنوان متغیر انتقال) که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۴/۱۲۰۴ برآورد شده است که این معیار در قانون وردورن ۲/۲۰۱۸ می‌باشد و نشان دهنده آن است که انتقال از رژیم خطی به غیرخطی در معادله بیکاری با سرعت بالاتری نسبت به معادله اشتغال انجام می‌گیرد. همچنین مکان وقوع تغییر رژیم در مدل‌های بیکاری و اشتغال به ترتیب ۹۵۲/۱۹۰۱ و ۷۷۰/۰۰۴۳ می‌باشد، لذا در صورتی که عدد نرخ رشد اقتصادی در قانون اوکان از ۹۵۱/۴۹۰۵ و در قانون وردورن نیز از ۷۷۱/۵۳۴۶ تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت. همچنین با توجه به نتایج مدل غیرفضایی، می‌توان گفت سرعت تعدیل و مکان وقوع تغییر رژیم رشد اقتصادی در حالت فضایی بیشتر از حالت غیرفضایی رشد می‌باشد. در این حالت نیز، بزرگ‌تر بودن مقدار آستانه بیکاری نسبت به اشتغال، نشان دهنده آن است که بیکاری در پاسخ به تغییرات تولید نسبت به اشتغال بیشتر واکنش نشان می‌دهد و فرضیه تحقیق در حالت فضایی بودن رشد اقتصادی نیز تأیید می‌شود.

جدول ۶. تعیین تعداد مکان‌های آستانه‌ای در یک تابع انتقال

متغیر انتقال	M=1			M=2		
	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها	معیار شوارتز	معیار آکائیک	مجموع مجذور باقیمانده‌ها
قانون اوکان						
رشد اقتصادی فضایی	۱/۱۳۵۱	۱/۰۷۱۲	۰/۶۴۲۳	۱/۱۳۱۷	۱/۰۷۰۱	۰/۸۲۱۳
قانون وردورن						
رشد اقتصادی فضایی	۱/۵۹۱۰	۱/۴۱۷۰	۲/۱۱۹۱	۱/۶۷۱۲	۱/۵۰۱۵	۲/۲۰۹۵

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۷. نتایج تخمین مدل PSTR (متغیر انتقال: رشد اقتصادی فضایی)

متغیرها	قانون اوکان (متغیر وابسته: تفاضل نرخ بیکاری واقعی و طبیعی)		قانون وردورن (متغیر وابسته: نرخ اشتغال)	
	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل
رشد اقتصادی فضایی	۰/۰۰۱۲ (۳/۰۸۹۱)	−۰/۵۲۱۰ (−۳/۴۷۷۹)	−۰/۰۰۲۴ (−۲/۹۱۰۲)	۰/۲۱۳۰ (۲/۹۱۳۵)
نرخ بیکاری فضایی	۰/۷۱۶۱ (۲/۷۰۸۱)	−۰/۷۸۲۳ (−۲/۰۱۴۵)	−	−
نرخ اشتغال فضایی	−	−	−۰/۰۱۴۰ (−۳/۱۸۷۱)	۰/۰۲۳۴ (۳/۱۰۲۴)
پارامتر شیب	۴/۱۲۰۴		۲/۲۰۱۸	
مکان وقوع تغییر رژیم	۹۵۲/۱۹۰۱		۷۷۰/۰۰۴۳	

*اعداد بالا نشان دهنده ضرایب و اعداد داخل پرانتز آماره t متغیرهاست.

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیرهای انتقال در هر چهار مدل و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای استان‌های مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۷) را مستقیماً تفسیر نمود و صرفاً باید علامت‌ها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. به منظور ارائه درک روشن‌تری از نتایج حاصل شده، دو رژیم حدی موجود در دو مدل بررسی می‌شوند. رژیم حدی اول متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (رشد اقتصادی فضایی) در دو مدل اشتغال و بیکاری کمتر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت

تابع انتقال مقدار عددی صفر دارد و به صورت زیر تصریح می‌گردد:

رژیم حدی اول برای مدل اثرات رشد اقتصادی فضایی بر بیکاری:

(۲۲)

$$(UR_{it} - UR_{it}^{*}) = 0.0462w_i(y_{it} - y_{it}^{*}) + 0.0631w_i(UR_{it} - UR_{it}^{*})$$

رژیم حدی اول برای مدل اثرات رشد اقتصادی فضایی بر اشتغال:

(۲۳)

$$EM_{it} = -0.0011w_i(y_{it} - y_{it}^{*}) - 0.0089w_iEM_{it}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (رشد اقتصادی فضایی) بزرگ‌تر از حدآستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت زیر تصریح می‌گردد:

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات رشد اقتصادی فضایی بر بیکاری:

(۲۴)

$$(UR_{it} - UR_{it}^{*}) = -0.403w_i(y_{it} - y_{it}^{*}) - 0.054w_i(UR_{it} - UR_{it}^{*})$$

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات رشد اقتصادی فضایی بر اشتغال:

(۲۵)

$$EM_{it} = 0.2021w_i(y_{it} - y_{it}^{*}) + 0.0341w_iEM_{it}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، تفاضل تولید بالفعل از بالقوه $(y_{it} - y_{it}^{*})$ در رژیم اول دارای اثرگذاری مثبت بر روی تفاضل بیکاری واقعی از طبیعی $(UR_{it} - UR_{it}^{*})$ است ولی با عبور از حدآستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، دارای اثرگذاری منفی بر تغییرات نرخ بیکاری است، به گونه‌ای که از ۰/۰۴۶۲ به ۰/۴۰- تغییر داشته است و این بیانگر رابطه نامتقارن بین رشد اقتصادی و بیکاری در سطوح مختلف رشد اقتصادی و در استان‌های همجوار می‌باشد.

علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در تفاوت‌های ساختاری موجود در تولید و بازار نیروی کار منطقه‌ای ایران نیز دانست. توسعه بازار کار منطقه‌ای، تنها محدود به مرزهای منطقه‌ای و ناحیه‌ای نبوده و به مناطق دیگر نیز سرریز می‌شود. در ایران نیز به دلیل تأثیر بازارهای کار همسایه و اثرات سرریز که ناشی از حرکت نیروی کار بین نواحی است، منجر به اثرگذاری بیشتر تولید بر نرخ بیکاری در حالت فضایی شده است.

در رابطه وردورن نیز، با افزایش رشد اقتصادی، اشتغال به میزان ۰/۰۰۱۱ درصد کاهش داشته که با رسیدن به حد آستانه و تغییر رژیم به ۰/۲۰۲۱ درصد افزایش یافته است.

این نتایج نیز تأییدکننده نتایج قانون اوکان می‌باشد، فقط با این تفاوت که ضرایب در قانون اوکان بیشتر از ضرایب در قانون وردورن است که این موضوع به دلیل حساسیت بیشتر بیکاری نسبت به تغییرات تولید در مقایسه با اشتغال می‌باشد. به عبارتی با افزایش یا کاهش رشد اقتصادی در یک منطقه، نرخ بیکاری نسبت به اشتغال تغییرات سریع‌تر و بیشتری خواهد داشت. این نتایج می‌تواند در ارائه سازوکار و سیاست‌گذاری‌های حوزه عرضه و تقاضای نیروی کار منطقه‌ای کاربردی و مؤثر باشد.

دلیل دیگری که می‌توان برای حساسیت بیشتر نرخ بیکاری نسبت به تغییرات رشد اقتصادی در نظر گرفت، مربوط به پایداری این دو متغیر در بازار نیروی کار است، به عبارتی با افزایش یا کاهش رشد اقتصادی، بیکاری به دلیل توهم‌های موجود در بازار نیروی کار سریع‌تر واکنش نشان می‌دهد، در نتیجه سرعت انتقال و آستانه بالاتری نیز خواهد داشت ولی اشتغال به دلیل زمان‌بر بودن ایجاد شغل توسط دولت یا بخش خصوصی با سرعت کمتری نسبت به تغییرات رشد اقتصادی واکنش نشان می‌دهد.

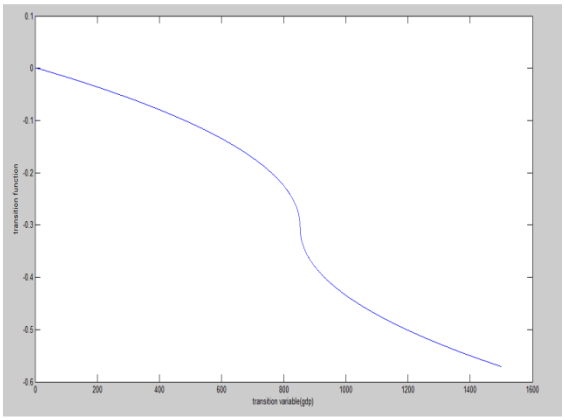
از سوی دیگر، با افزایش اشتغال در یک ناحیه یا استان، اشتغال در ناحیه یا استان دیگر ابتدا کاهش یافته، که دلیل آن در پدیده ازدحام و مهاجرت نیروی کار می‌باشد ولی با رسیدن به حد آستانه و تغییر رژیم، همگرایی در بازار کار، ایجاد شده و افزایش اشتغال در استان‌های هم‌جوار موجب افزایش اشتغال در استان‌های همسایه خواهد شد.

در مورد بیکاری نیز همین امر برقرار است، به گونه‌ای که با افزایش بیکاری در رژیم اول و در یک استان، بیکاری در استان مجاور افزایش یافته ولی با عبور از حد آستانه و وارد شدن به رژیم دوم، می‌توان انتظار داشت که بیکاری در استان‌های همسایه به دلیل همگرا شدن بازار نیروی کار در استان‌ها، کاهش خواهد یافت.

در نهایت به منظور تبیین بهتر نتایج حاصل از تخمین مدل PSTR نحوه تأثیرگذاری نرخ رشد اقتصادی بر بیکاری و اشتغال در قالب نمودارهای (۱) و (۲) می‌تواند مفید واقع شود.

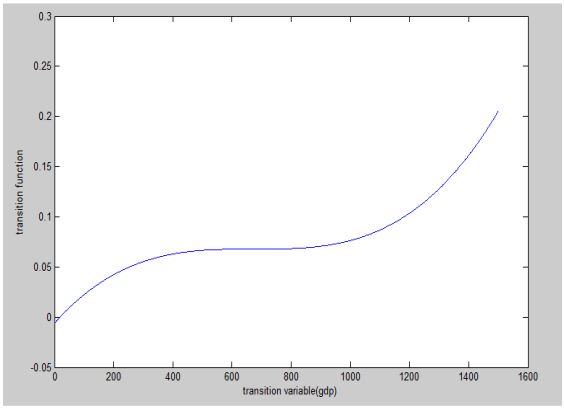
مطابق با نمودار (۱)، نرخ رشد اقتصادی پیش از حدآستانه‌ای دارای تأثیر مثبتی بر نرخ بیکاری به اندازه ۰/۰۰۱۲ دارد و با سرعت انتقال تقریباً سریعی پس از ورود به رژیم دوم

تأثیر منفی بر نرخ بیکاری می‌گذارد.



نمودار ۱. ضرایب نرخ رشد اقتصادی فضایی در مقابل متغیر انتقال در قانون اوکان

مأخذ: یافته‌های پژوهش



نمودار ۲. ضرایب نرخ رشد اقتصادی فضایی در مقابل متغیر انتقال در قانون وردورن

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مطابق با نمودار (۲)، نرخ رشد اقتصادی پیش از حد آستانه‌ای تأثیر منفی بر نرخ اشتغال به مقدار ۰/۰۰۲۴- دارد و با سرعت انتقال ملایم‌تری نسبت به قانون اوکان، پس از ورود به رژیم دوم تأثیر مثبتی بر نرخ اشتغال می‌گذارد. در واقع این دو نمودار نتایج جدول (۷) را تأیید می‌کنند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

بیکاری و اشتغال از جمله مسائل مهم در توسعه کشورهای جهان است. وجود بیکاری در یک جامعه می‌تواند نشانگر عدم استفاده درست از منابع و عدم سیاست‌گذاری‌های صحیح باشد. در ایران نیز به عنوان یک کشور در حال توسعه، بیکاری به معضلی اصلی تبدیل شده است که در ابعاد منطقه‌ای اثرات بزرگ‌تری داشته است. یکی از دلایل بالا بودن نرخ بیکاری در ایران، پایین بودن رشد اقتصادی است. با توجه به تأثیری که رشد اقتصادی می‌تواند بر بیکاری داشته باشد، مطالعه وجود ارتباط میان این دو متغیر و نیز تعیین میزان رشد اقتصادی لازم برای کاهش بیکاری و افزایش اشتغال، در تمامی اقتصادها دارای اهمیت است (لشکری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵؛ احسانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۵) بدین منظور در ادبیات اقتصاد کلان، قانون اوکان و قانون وردورن روش‌های مناسب و کم‌هزینه‌ای برای بیان این ارتباط می‌باشند. البته اگر این ارتباط با در نظر گرفتن ابعاد فضایی و منطقه‌ای استان‌ها و با توجه به آستانه‌های رشد اقتصادی در افزایش اشتغال و کاهش بیکاری باشد، اثرات شفاف‌تری در ارائه سیاست‌گذاری‌های بازار نیروی کار خواهد داشت.

در این مطالعه تلاش شد این موضوع در قالب روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی و با در نظر گرفتن ماتریس مجاورت در متغیرهای رشد اقتصادی، اشتغال و بیکاری مورد بررسی قرار گرفته و ضرایب قانون اوکان و وردورن در حالت فضایی مقایسه و مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرند.

نتایج برآورد مدل‌ها برای ۳۰ استان ایران و طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۴ نشان می‌دهد، ضرایب قانون اوکان و وردورن در طول زمان و با توجه به ماتریس مجاورت متفاوت هستند و این موضوع دال بر پاسخ‌های متفاوت بیکاری و اشتغال به تغییرات تولید در دوره‌های رکود و رونق اقتصادی (با توجه به تغییر رژیم و حد آستانه) است. نتایج گویای آن است که پاسخ بیکاری به تغییرات رشد تولید بیشتر از اشتغال بوده است، در حالت فضایی و محاسبه ماتریس مجاورت در رشد اقتصادی برقرار می‌باشد. این بدان معنی است که آستانه رشد تولید برای ایجاد اشتغال (۷۷۰/۰۰۴۳) پایین‌تر از سطح لازم برای کاهش بیکاری (۹۵۲/۱۹۰۱) است.

از این‌رو، لزوم اجرایی شدن سیاست‌های اصلاحی در بازار نیروی کار، ایجاد سیاست‌های مؤثر و انعطاف‌ناپذیر در جهت کاهش بیکاری، توسعه سیاست‌ها برای رونق تولید منطقه‌ای، تمرکززدایی و سیاست‌های مالیاتی منعطف و سازگار با ساختار استان‌ها و مهم‌تر از همه، توسعه متوازن منطقه‌ای می‌تواند نرخ بیکاری را نه تنها در سطح استانی بلکه در سطح ملی نیز کاهش دهد. چرا که رشد نامتوازن استان‌ها منجر به تحرک عوامل تولید (از جمله نیروی کار) به سمت استان‌های با محیط کسب‌وکار مناسب شده و علاوه بر ایجاد مسائل اجتماعی و محیط زیستی در استان‌های نسبتاً توسعه‌یافته، باعث از دست رفتن فرصت‌های سرمایه‌گذاری در استان‌های کمتر توسعه‌یافته

می‌شود. به بیان دیگر، عدم توجه به الگوی توسعه متوازن در استان‌های کشور منجر به تخصیص ناکارآمد منابع در سطح کلان شده و فرصت‌ها و پتانسیل‌های زیست‌محیطی و اقلیمی استان‌ها به مرور زمان از دست خواهد رفت.

منابع

احسانی، محمدعلی؛ کشاورز، هادی و کشاورز، مسعود (۱۳۹۶). "تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر نوسانات اشتغال با تأکید بر اشتغال بخش خصوصی". *فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۴۴-۱۲۵.

اخباری، رضا و آماده، حمید (۱۳۹۴). "تحلیل رابطه هم‌انباشتگی میان نرخ بیکاری و رشد اقتصادی با رویکرد آزمون کرانه‌ها: شواهدی از اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۵، شماره ۵۹، ۱۶۰-۱۲۵.

اکبری، نعمت‌الله (۱۳۸۴). "مفهوم فضا و چگونگی اندازه‌گیری آن در مطالعات منطقه‌ای". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۷، شماره ۲۳، ۶۸-۳۹.

بختیاری، صادق و یحیی‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۸۱). "تحلیل تجربی نقش بخش‌های اقتصادی در تغییر نرخ بیکاری در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶، ۷۸-۵۹.

دادگر، یدالله؛ نظری، روح‌اله و فهیمی‌فر، فاطمه (۱۳۹۳). "بررسی آزمون قانون اوکان در اقتصاد ایران با تأکید ویژه بر ساختار جمعیتی". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۴، ۹۵۹-۹۲۷.

دباغ، رحیم و علیرضازاده صدقیانی، داود (۱۳۹۴). "بررسی رابطه علّی بین نرخ بیکاری با متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از مدل‌های علّی اقتصادسنجی و آزمون هشیائو". *فصلنامه اقتصاد و مدیریت*، دوره ۱، شماره ۱، ۴۰-۲۳.

دل‌انگیزان، سهراب؛ امیریانی، پرستو و خالوندی، زینب (۱۳۹۲). "بررسی رابطه بین تولید ملی و بیکاری در استان‌های ایران بر اساس قانون اوکان (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)". *همایش الکترونیکی ملی چشم‌انداز اقتصاد ایران*، دوره اول.

دلیری، حسن (۱۳۹۵). "بررسی فرضیه تغییرناپذیری بیکاری در استان‌های ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳، ۴۵-۲۳.

رضوانی‌نیا، علیرضا (۱۳۹۱). "رشد اقتصاد و بیکاری، بررسی قانون اوکان در ایران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق (ع).

رضوی، مهدی و مشرفی، رسام (۱۳۸۳). "تحلیل دینامیکی اشتغال در اقتصاد ایران (بررسی مورد قانون اوکان)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۶، شماره ۱۸، ۳۷-۱.

سخنور، محمد (۱۳۹۷). " تعیین اندازه بهینه آستانه‌ای دولت و بهره‌وری آن با استفاده از رویکرد داده‌های پانل آستانه‌ای در کشورهای منتخب اوپک". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۲۴-۱۱۱.

سعدی، محمدرضا و موسوی، میرحسین (۱۳۹۲). "بررسی عوامل و سیاست‌های مؤثر بر اشتغال نیروی کار". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی- ایرانی)*، دوره ۱۳، شماره ۴۹، ۱۹۸-۱۷۷.

شهبازی، کیومرث و طالبی، زهرا (۱۳۹۱). "تولید، بیکاری و قانون اوکان: شواهدی از استان‌های کشور". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۹، شماره ۱، ۳۵-۱۹.

کریمی تکانلو، زهرا؛ سلمانی بی‌شک، محمدرضا و تقی‌زاده، میترا (۱۳۹۴). "بررسی وجود قانون اوکان و نامتقارن بودن آن در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۴، شماره ۱۳، ۲۳۰-۲۰۹.

لشکری، محمد؛ بهنامه، مهدی و حسنی، ملیحه (۱۳۹۵). "اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر اشتغال در بخش خدمات ایران". *فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوه ۶، شماره ۲۳، ۱۳۰-۱۱۵.

مؤمنی، فرشاد (۱۳۸۹). "پاشنه آشیل توسعه". *فصلنامه اقتصاد و جامعه*، دوره ۶، شماره ۱۹ و ۲۰، ۲۶۷-۲۶۱.

محمودیان، اصغر؛ نجارزاده، رضا و یاوری، کاظم (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر عوامل اقتصاد کلان بر شدت اشتغال رشد اقتصادی در ایران". *مجله اقتصادی*، دوره ۱۷، شماره ۳ و ۴، ۵۲-۲۷.

مقصودپور، سارا و ذوالفقاری، امید (۱۳۹۵). "بررسی ارتباط بین قانون اوکان و نوسان‌های تجاری در اقتصاد ایران در طول سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۲". *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های کاربردی در مدیریت و حسابداری*، دوره چهارم.

ممی‌پور، سیاب و رضایی، عاطفه (۱۳۹۷). "رشد اقتصادی و توسعه بازار کار ناحیه‌ای در استان‌های ایران: قانون اوکان در مفهوم فضایی". *فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۱۲۲-۱۰۷.

ممی‌پور، سیاب و کریمی، سپیده (۱۳۹۳). "بیکاری، رشد اقتصادی و قانون اوکان در اقتصاد ایران". *کنفرانس بین‌المللی اقتصاد*، مدیریت، حسابداری و علوم اجتماعی، دوره اول.

نصراللهی، زهرا؛ انصاری سامانی، حبیب و روزبهانی، معصومه (۱۳۹۷). " برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۷۸-۶۱.

Azorin, J. D. & Vega, M. M. (2017). "Output Growth Thresholds for the Creation of Employment and the Reduction of Unemployment: A Spatial Analysis with Panel Data from the Spanish Provinces, 2000–2011". *Regional Science and Urban Economics*, 67, 42–49.

Blanchard, O. (2004). "Macroeconomics". 5th ed, *Prentice Hall, Upper Saddle River, New Jersey*.

Chafer, C. (2015). "An Analysis of the Okun's Law for the Spanish Provinces". *Research Institute of Applied Economics*, Working Paper (01).

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

Elhorst, J. P. (2014). "Spatial Econometrics: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels". *Springer, Heidelberg, New York, Dordrecht, and London*.

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

Fouquau, J. (2008). "Threshold Effects in Okun's Law: A Panel Data Analysis". *Economics Bulletin*, 5(33), 1-14.

Freeman, D. G. (2001). "Panel Tests of Okun's Law for Ten Industrial Countries". *Economic Inquiry*, 39, 511–523

Gonzalez, A., Terasvirta, T. & Van Dijk, D. (2005). "Panel Smooth Transition Regression Models". *SEE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance*, 604, 1-33.

Greene, W. H. (2003). "Econometric Analysis". 5th ed, *Prentice-Hall, Upper Saddle River, New Jersey.*

Griffith, D. (1996). "Spatial Autocorrelation and Eigenfunctions of the Geographic Weights Matrix Accom- Panying Geo-Referenced Data". *The Canadian Geographer*, 40, 351–367.

Griffith, D. A. (2000). "A Linear Regression Solution to the Spatial Autocorrelation Problem". *Journal of Geographical Systems*, 2, 141–156.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference". *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.

Harris, R. & Silverstone, B. (2001). "Testing for Asymmetry in Okun's Law: A Cross Country Comparison". *Economic Bulletin*, 5, 1-13.

Jones, C. I. (1998). "Introduction to Economic Growth". *Norton, New York*.

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

Kaldor, N. (1975). "Economic Growth and the Verdoorn Law – A Comment on Mr. Rowthorn's Article". *Economic Journal*, 85, 891–896.

Khalil Ahmad, S. & Ditta Saeed, A. (2011). "Does There Exist Okun's Law in Pakistan?". *International Journal of Humanities and Social Science*, 1(12), 293-299.

Kosfeld, R. & Dreger, C. (2005). "Thresholds

for Employment and Unemployment: A Spatial Analysis of German Regional Labor Markets, 1992–2000". *Papers in Regional Science*, 85(4), 523-542.

Lal, I., Muhammad, S., Jalil, A. & Hussain, A. (2010). "Test of Okun's Law in Some Asian Countries Co-Integration Approach". *European Journal of Scientific Research*, 40(1), 73-80.

Lee, J. (2000). "The Robustness of Okun's Law: Evidence from OECD Countries". *Journal of Macroeconomoics*, 16(2), 12-31.

Moosa, I. A. (2008). "Economic Growth and Unemployment in Arab Countries: Is Okun's Law Valid". *Journal of Development and Economic Policies*, 10(2), 7-24.

Oberst, C. A. & Oelgemoller, J. (2013). "Economic Growth and Regional Labor Market Development in German Regions: Okun's Law in a Spatial Context". *FCN Working Paper*, 5, 1-41.

Partridge, M. D., Boarnet, M., Brakman, S. & Ottaviano, G. (2012). "Introduction: Whither Spatial Econometrics?". *Journal of Regulatory Science*, 52(2), 167–171.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۱۳۶-۱۲۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (121-136)

تغییرات درآمد-خنثی در ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در ایران

محبوبه فراهتی
استادیار اقتصاد دانشگاه سمنان، سمنان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۱/۷)

Revenue-Neutral Changes in Tax Structure and Economic Growth in Iran

Mahboobeh Farahati
Assistant Professor of Economics, Semnan University, Semnan, Iran
(Received: 28/Dec/2018 **Accepted:** 27/Jan/2019**)**

چکیده:
هدف اصلی این مطالعه بررسی اثر تغییر درآمد-خنثی در ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۱ است. برای این منظور، یک مدل تجربی برای تجزیه و تحلیل اثر جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رشد اقتصادی با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی پیشنهاد شده است. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی مبتنی بر رویکرد خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نشان می‌دهند که انتقال درآمد-خنثی از مالیات‌های غیرمستقیم به هر یک از اقلام مالیات بر درآمد و مالیات بر ثروت موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود. با این وجود، انتقال درآمد-خنثی از مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات بر شرکت‌ها، رشد اقتصادی در بلندمدت را کاهش می‌دهد. همچنین، از میان مالیات‌های مستقیم، انتقال درآمد-خنثی از مالیات بر شرکت‌ها به هر یک از اقلام مالیات بر درآمد یا مالیات بر ثروت و نیز انتقال درآمد-خنثی از مالیات بر درآمد به مالیات بر ثروت منجر به بهبود رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شوند. علاوه بر این، یافته‌ها نشان می‌دهند که بیشترین و کمترین افزایش در رشد اقتصادی به‌ترتیب به جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها و جایگزینی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیرمستقیم مربوط می‌شوند. نتایج این مطالعه دلالت‌های سیاستی مهمی در خصوص اصلاح ساختار مالیاتی در اقتصاد ایران دارند.

واژه‌های کلیدی: ساختار مالیاتی، رشد اقتصادی، مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی، اقتصاد ایران
طبقه‌بندی JEL: H20، O40، C19.

Abstract:
The main objective of this study is to examine the effect of revenue-neutral change in the tax structure on economic growth in Iran using data for the period of 1982-2016. To this end, an empirical model has been proposed to analyze the effect of substituting different tax items for each other on economic growth in such a way that the total tax revenue remains constant. The results of cointegration analysis based on the autoregressive distributed lag (ARDL) approach show that a revenue-neutral transfer of indirect taxes to income tax or wealth tax increases economic growth in the long run. However, a revenue-neutral transfer of indirect taxes to corporate taxes reduces economic growth in the long run. Also, among direct taxes, a revenue-neutral transfer of corporate taxes to income tax or wealth tax as well as a revenue-neutral transfer of income tax to wealth tax promote economic growth in the long run. Furthermore, the findings indicate that the highest and lowest increase in economic growth correspond to the substitution of wealth tax for corporate taxes and of income tax for indirect taxes, respectively. The results of this study have important policy implications for tax structure reform in Iran's economy.

Keywords: Tax Structure, Economic Growth, Autoregressive Distributed Lag Model, Iranian Economy.
JEL: H20, O40, C19.

*Corresponding Author: Mahboobeh Farahati E-mail: m.farahati@semnan.ac.ir

۱- مقدمه

سیستم‌های مالیاتی عمدتاً به منظور تأمین مالی مخارج عمومی هدف‌گذاری می‌شوند. این سیستم‌ها همچنین جهت دستیابی به دیگر اهداف از قبیل عدالت و رفع نگرانی‌های اقتصادی و اجتماعی شکل می‌گیرند. مالیات‌ها باید به گونه‌ای وضع شوند که هزینه‌های تمکین پرداخت‌کنندگان مالیات و هزینه اجرایی دولت حداقل شود و مانع فرار و اجتناب از مالیات شوند (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۳). از طرفی دیگر، انواع مالیات‌ها تصمیمات خانوارها برای پس‌انداز، عرضه نیروی‌کار و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، تصمیمات شرکت‌ها برای تولید، ایجاد اشتغال، سرمایه‌گذاری و نوآوری و نیز انتخاب کانال‌های پس‌انداز و دارایی‌ها توسط سرمایه‌گذاران را تحت تأثیر قرار می‌دهند. در رابطه با این تصمیمات، نه تنها سطح مالیات‌ها بلکه نحوه طراحی و ترکیب ابزارهای مالیاتی مختلف جهت ایجاد درآمد حائز اهمیت است (جوهانسون و همکاران[۱]، ۲۰۰۸: ۵).

استدلال‌های روشنی در حمایت و در مخالفت با اینکه نسبت بالاتر مالیات منجر به رشد GDP می‌شود وجود دارد. از یک طرف، مالیات‌های بالاتر انگیزه افراد را برای عرضه بیشتر نیروی کار و انگیزه بنگاه‌ها را برای تولید بیشتر تضعیف می‌نمایند و از طرف دیگر، مالیات‌های بالاتر پتانسیل دولت‌ها برای سرمایه‌گذاری در حوزه‌های مختلف از قبیل زیرساخت‌ها، آموزش یا تحقیق و توسعه را افزایش می‌دهند که همه این عوامل ظرفیت تولیدی اقتصاد را بهبود می‌بخشند (مک ناب[۲]، ۲۰۱۸: ۱۷۵). یکی از موضوعات کلیدی برای سیاست‌گذاران مالیاتی طراحی بهینه ساختارهای مالیاتی به منظور بهبود رشد اقتصادی است (جوهانسون و همکاران، ۲۰۰۸: ۵). در مدل‌های رشد نئوکلاسیک سولو (به عنوان مثال سولو[۳]، ۱۹۵۶؛ سوان[۴]، ۱۹۵۶) اثر سیاست مالی روی نرخ رشد (حالت–پایدار) را نمی‌توان در بلندمدت ارزیابی نمود زیرا در این مدل‌ها با تغییر نرخ رشد فقط مسیر رشد حالت–پایدار جابه‌جا می‌شود بدون آنکه شیب مسیر تغییر نماید (مک ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵؛ پورشهابی و اسفندیاری، ۱۳۹۶: ۱۱۳ و خدایی و همکاران، ۱۳۹۷: ۷۹). در مقابل مدل‌های رشد درون‌زای نسبتاً جدید کانال‌های مختلفی را شناسایی کرده‌اند که از طریق آنها، تغییرات سیاست مالیاتی نرخ انباشت سرمایه (انسانی و فیزیکی)، بده–بستان‌های کار–فراغت و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (رجوع شود به بارو[۵]، ۱۹۹۰؛ کینگ و ربلو[۶]، ۱۹۹۰ و جونز[۷] و همکاران، ۱۹۹۳). چنین اثراتی ممکن است حتی طولانی‌مدت باشند؛ بدین معنا که متغیرهای کلان نه تنها در طول فرایند تعدیل کوتاه‌مدت تحت تأثیر قرار می‌گیرند، بلکه سطح حالت–پایدار تولید و در نهایت نرخ رشد اقتصادی بلندمدت نیز می‌تواند تحت تأثیر قرار گیرد (رجوع شود به مندوزا و همکاران[۸]، ۱۹۹۷). اگرچه شک و تردیدهایی در خصوص میزان این اثرات وجود دارد، چنین مدل‌هایی نشان می‌دهند که سیاست‌های مالیاتی می‌توانند به طور کلی اثرات بی‌قید و شرطی بر روند رشد بلندمدت داشته باشند (آکستا–ارماایچیا و همکاران[۹]، ۲۰۱۲: ۴).

کینگ و ربلو (۱۹۹۰: ۳۰) با بررسی اثر افزایش غیرمنتظره نرخ مالیات بر رشد اقتصادی نشان می‌دهند که علیرغم آنکه مالیات‌ها می‌توانند بر نرخ رشد اقتصادی اثرگذار باشند، اندازه این اثر بستگی به ساختار تولید و مالیات دارد (مک ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵). به طور کلی، مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها انحرافی‌تر از مالیات بر مصرف یا اموال در نظر گرفته می‌شوند. این موضوع در مطالعه انجام شده توسط آرنولد و همکاران[۱۰] (۲۰۱۱: F۶۴) برای کشورهای OECD تأیید شده است. کانال اصلی اثرگذاری آن است که مالیات بر درآمد اشخاص یا شرکت‌ها، انگیزه افزایش عرضه از طریق انباشت سرمایه یا افزایش بهره‌وری را کاهش می‌دهد (اکگان[۱۱]، ۲۰۱۷: ۱۰). در مقابل، با توجه به ثابت بودن عرضه زمین، مالیات بر زمین هیچ‌گونه اثرات تحریفی ندارد (بلاچلیگر[۱۲]، ۲۰۱۵: ۱۴). مالیات بر مصرف حاوی برخی اثرات تحریفی است که عموماً در ادبیات تجربی ضعیف‌تر از اثرات تحریفی مالیات بر درآمد تشخیص داده شده‌اند (جوهانسون، ۲۰۱۶: ۷۰). البته چنانچه عرضه نیروی کار بسیار کشش‌ناپذیر باشد، نه مالیات بر مصرف و نه مالیات شناور بر درآمد نیروی کار تصمیمات مصرفی بین دوره‌ای افراد را مختل نخواهند کرد، که این امر موجب می‌شود تصمیمات انباشت سرمایه و رشد نیز تحت تأثیر قرار نگیرند.

1. Johansson et al. (2008)
2. McNabb (2018)
3. Solow (1956)
4. Swan (1956)
5. Barro (1990)
6. King & Rebelo (1990)
7. Jones et al. (1993)
8. Mendoza et al. (1997)
9. Acosta-Ormaechea et al. (2012)
10. Arnold et al. (2011)
11. Akgun (2017)
12. Blöchliger (2015)

برای جزئیات بیشتر در خصوص مدل خنثایی مالیات بر مصرف به ربلو (۱۹۹۱) رجوع شود (ویدمالم[1]، ۲۰۰۱: ۲۰۱).

در این مطالعه، با در نظرگرفتن سهم هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و سهم مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی دولت، اثر تغییر در ساختار مالیاتی منوط به ثابت ماندن کل درآمدهای مالیاتی دولت (یعنی، تغییر درآمد-خنثی در ترکیب مالیاتی) بر رشد اقتصادی ایران بررسی می‌شود. نتایج مطالعه می‌توانند کاربردهای سیاستی مهمی جهت دستیابی به ترکیب بهینه درآمدهای مالیاتی از حیث اثرات رشدی داشته باشند. بر این اساس، این مقاله در پنج بخش تنظیم شده است؛ پس از بیان مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موجود در زمینه مطالعات ساختار مالیات و رشد اقتصادی به اختصار بیان گردیده است. بخش سوم به تصریح مدل تجربی و جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها اختصاص یافته است. نتایج تجربی در بخش چهارم ارائه شده‌اند. نهایتاً، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص یافته است.

۲- ادبیات تحقیق

مالیات‌ها با اثرگذاری بر بده بستان‌های کار-فراغت یا تصمیمات سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهند (مریر و ساند[2]، ۲۰۱۲: ۱۰۸).

ترکیب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم می‌تواند پیامدهای مهمی در خصوص کارایی نسبی سیستم‌های اقتصادی و عملکرد کلی آنها برحسب رشد اقتصادی، ثبات کلان اقتصادی و توانایی کلی برای بازتوزیع درآمد داشته باشد (مارتینز- وازکوئز و ویولتا[3]، ۲۰۱۱: ۲).

هاربرگر ادعا می‌کند اگر چه در تئوری ترکیب مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم سرمایه‌گذاری و رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد، در عمل ترکیب مالیاتی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر بده بستان‌های کار - فراغت یا سرمایه‌گذاری و در نتیجه رشد اقتصادی ندارد (هاربرگر، ۱۹۶۴: ۶۲-۶۴).

هال با بکارگیری یک مدل پس‌انداز-مصرف نشان می‌دهد که تغییرات مالیاتی فقط موجب تغییرات موقت در رشد اقتصادی می‌شوند (هال، ۱۹۶۸: ۱۴۲). وی در چارچوب یک مدل رشد نئوکلاسیک بر تغییر تکنولوژی و رشد جمعیت برون‌زا تکیه می‌نماید که احتمالاً چندان تحت تأثیر ساختار مالیاتی اقتصاد نیستند. اگر پیشرفت تکنولوژی برون‌زا به عنوان تعیین‌کننده اصلی رشد در نظر گرفته شود، انباشت سرمایه فقط استهلاک و رشد جمعیت را پوشش می‌دهد، در نتیجه سیاست مالیاتی تنها درآمد بلندمدت را تحت تأثیر قرار داده و تأثیری بر رشد اقتصادی بلندمدت ندارد. با این وجود، مدل‌های رشد درون‌زا ممکن است یک ارتباط نظری میان رشد اقتصادی و سیاست مالیاتی ارائه نمایند. در مدل‌های رشد درون‌زا امکان انباشت سرمایه مداوم فراتر از استهلاک و رشد جمعیت در حالت پایدار وجود دارد. به عنوان مثال، انباشت سرمایه بستگی به بازدهی خالص سرمایه‌گذاری دارد که تحت تأثیر سیاست مالیاتی است (مریر و ساند، ۲۰۱۲: ۱۰۸).

در این مدل‌ها هرگونه سیاست مالیاتی که انگیزه برای انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی را تضعیف نماید نرخ رشد را به صورت دائمی کاهش خواهد داد. بنابراین، انتظار می‌رود مالیات بر سرمایه و انباشت سرمایه، همانند مالیات بر درآمد شرکت و اشخاص، اثرات منفی بر رشد اقتصادی داشته باشند. با این وجود، تمام مالیات‌ها به یک اندازه تحریف‌کننده[4] نیستند و از این جهت ترکیب مالیاتی تعیین کننده مهمی برای رشد به شمار می‌رود (ویدمالم، ۲۰۰۱: ۲۰۱).

در مدل رشد درون‌زای مندوزا و همکاران اثرات نرخ نهایی مالیات بر مصرف، مالیات بر سرمایه فیزیکی و مالیات بر سرمایه انسانی روی رشد اقتصادی در نظر گرفته شده‌اند. این مدل پیش‌بینی می‌کند اگرچه هر سه نوع مالیات خالص نرخ بازدهی سرمایه فیزیکی پس از کسر مالیات را تحت تأثیر قرار می‌دهند، اثرگذاری مالیات بر مصرف فقط به صورت غیرمستقیم و از طریق انتخاب میان کار-فراغت شکل می‌گیرد که به نوبه خود بر نسبت سرمایه به کار مورد استفاده در فرایند تولید اثر می‌گذارد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۶).

مالیات بر مصرف همانند مالیات بر ارزش افزوده، منجر به افزایش هزینه کالاهای مصرفی می‌شود که این به نوبه خود دستمزد واقعی نیروی کار را کاهش داده و بنابراین عرضه نیروی کار را تحت تأثیر قرار می‌دهد (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: F۷۱).

با این وجود، مالیات بر سرمایه انسانی یا فیزیکی، رشد اقتصادی را به طور مستقیم از طریق عرضه نیروی کار و نیز غیرمستقیم از طریق انتخاب کار-فراغت تحت تأثیر قرار می‌دهد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۵).

1. Widmalm (2001)
2. Marire & Sunde (2012)
3. Martinez-Vazquez & Violeta (2011)
4. Distorting

اگرچه اندازه این اثرات بستگی به عواملی از قبیل کشش عرضه نیروی کار دارد، مدل پیش‌بینی‌های مشخصی دارد: کانال‌های اثرگذاری مالیات بر مصرف روی رشد (که بوسیله نرخ بازدهی سرمایه فیزیکی اندازه‌گیری شده است) محدودتر از کانال‌های اثرگذاری دو گروه دیگر مالیاتی هستند (مک ناب، ۲۰۱۸: ۱۷۵).

به اعتقاد آرنولد و همکاران (۲۰۱۱) از آنجائی‌که مالیات بر مصرف، پس‌انداز و سرمایه‌گذاری را محدود نمی‌کند، از کمترین زیان برای رشد اقتصادی برخوردار است. این نویسندگان مالیات بر درآمد اشخاص را برای رشد مخرب‌تر از مالیات بر مصرف می‌دانند اما نه به اندازه مالیات بر درآمد شرکت‌ها که به عنوان مخرب‌ترین نوع مالیات شناخته می‌شود. به اعتقاد این نویسندگان نرخ‌های بالاتر مالیات بر درآمد اشخاص انگیزه پس‌انداز را کاهش می‌دهند، که حداقل تا اندازه‌ای منابع تأمین مالی کسب و کارهای کوچک را محدود می‌کنند و پتانسیل رشد آنها را کاهش می‌دهند (مک ناب و لی مای-بوچر[1]، ۲۰۱۴: ۷).

انتظار می‌رود که مالیات بر شرکت‌ها زیان‌بارترین نوع مالیات برای رشد اقتصادی باشد؛ چرا که این نوع مالیات فعالیت‌های بنگاه از قبیل سرمایه‌گذاری و رشد بهره‌وری که بیشترین سهم در رشد اقتصادی دارند را مختل می‌نماید. علاوه بر این، اکثر سیستم‌های مالیات بر شرکت‌ها مقررات زیادی دارند که برخی مزایای مالیاتی برای فعالیت‌های خاص قائلند و بنابراین ممکن است نوعاً منابع را از صنایعی که نقش عمده‌ای در رشد دارند منحرف سازند (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: F۷۱).

بنابراین، در سطح معینی از کل درآمد مالیاتی دولت، اصلاح ترکیب درآمدهای مالیاتی دولت به صورت انتقال از مالیات‌هایی که اثر تحریفی بیشتر دارند به مالیات‌های با اثرات تحریفی کمتر می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود دهد. به عنوان مثال، جایگزینی مالیات بر مصرف و مالیات مستمر بر دارایی برای مالیات بر درآمد اشخاص و شرکت‌ها می‌تواند اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشد (اکگان[2]، ۲۰۱۷: ۱۰).

مطالعات مختلفی تأثیرگذاری مالیات‌ها بر رشد اقتصادی را برای کشورهای مختلف به لحاظ تجربی آزمون نموده‌اند:

کاتز و همکاران[3] برای ۲۲ کشور سرمایه‌دار توسعه یافته نشان می‌دهند که مالیات کل، مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر درآمد شرکت‌ها، مالیات بر کالاها و خدمات، مالیات بر مستغلات، مشارکت در تأمین اجتماعی[4] و نرخ نهایی مالیات اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارد (کاتز و همکاران، ۱۹۸۳: ۸۷۹–۸۷۸).

مارسدن[5] با تقسیم‌بندی بیست کشور در حال توسعه به دو گروه با رژیم مالیاتی بالا و رژیم مالیاتی پائین نتیجه می‌گیرد که به طور متوسط میزان رشد در گروه کشورهای با مالیات بالا برابر ۷/۳ درصد و در کشورهای با مالیات پائین فقط معادل ۱/۱ درصد است (مارسدن، ۱۹۸۳: ۲).

اسکینر[6] اثرات مالیات را در آفریقای جنوبی طی دوره ۱۹۸۲–۱۹۶۵ ارزیابی می‌کند. با توجه به نتایج، مالیات بر درآمد شرکت و افراد اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارد؛ مالیات‌های تجاری به طور غیرمستقیم منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شوند؛ و مالیات بر ارزش افزوده و فروش، هیچ‌گونه اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند (اسکینر، ۱۹۸۷: ۲۹).

کوستر و کورمندی[7] با در نظر گرفتن درون‌زایی بالقوه نرخ متوسط مالیات نسبت به درآمد سرانه و ارتباط میان رشد اقتصادی و درآمد سرانه، با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۳ کشور در طی دهه ۱۹۷۰ نشان می‌دهند که نرخ‌های نهایی و متوسط مالیات اثرات منفی و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. همچنین، تغییر درآمد– خنثی[8] در نرخ نهایی مالیات اثرات منفی بر سطح فعالیت‌های اقتصادی دارد در حالی‌که اثر آن بر نرخ رشد مثبت است. نتیجه بدست آمده فرضیه‌ای را که کاهش درآمد–خنثی در نرخ نهایی مالیات موجب انتقال موازی مسیر رشد به سمت بالا می‌شود را تأیید می‌نماید (کوستر و کورمندی، ۱۹۸۹: ۳۶۷).

وانگ و وایپ[9] نشان می‌دهند که اثر ساختار مالیات مهم‌تر از اثر سطح مالیات بر رشد اقتصادی تایوان طی دوره زمانی ۱۹۸۶–۱۹۵۴ است. با توجه به نتایج این مطالعه نرخ مالیات کل تأثیر معناداری بر نرخ رشد اقتصادی این کشور ندارد. این نتیجه ناشی از اثرات متضاد مالیات بر درآمد عوامل تولید در مقابل مالیات بر مصرف است؛ به گونه‌ای که اثر منفی مالیات بر درآمد عوامل تولید به وسیله اثر مثبت مالیات بر مصرف جبران (خنثی) می‌شود (وانگ و وایپ، ۱۹۹۲: ۳۱۷).

1. McNabb & LeMay-Boucher (2014)
2. Akgun (2017)
3. Katz et al. (1983)
4. Social Security Contributions
5. Marsden (1983)
6. Skinner (1987)
7. Koester & Kormendi (1989)
8. Revenue-Neutral
9. Wang & Yip (1992)

پیکارینو[1] با استفاده از داده‌های مربوط به اقتصاد آمریکا نشان می‌دهد که اصلاح ترکیب مالیاتی به صورت انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر مصرف، رشد اقتصادی را از ۱/۵۳ درصد به ۲/۵۶ درصد در سال افزایش می‌دهد (پیکارینو، ۱۹۹۳: ۲۶۹).

میلر و روسک[2] با در نظر گرفتن ۳۹ کشور توسعه یافته و در حال توسعه طی دوره زمانی ۱۹۸۴-۱۹۷۵ و با استفاده از یک مدل اثرات ثابت نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر درآمد شرکت‌ها موجب بهبود رشد اقتصادی می‌شود در حالی‌که مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات‌های تأمین اجتماعی، مالیات بر کالا و خدمات داخلی و مالیات بر تجارت بین‌الملل موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود (میلر و روسک، ۱۹۹۳: ۱۴).

طبق گزارش انگن و اسکینر[3] کاهش نرخ متوسط مالیاتی در آمریکا به میزان ۵ درصد موجب کاهش ۰/۲۵درصدی رشد اقتصادی سالانه می‌شود (انگن و اسکینر، ۱۹۹۶: ۳۴).

مندوزا و همکاران در چارچوب مدل‌های رشد درون‌زای مبتنی بر انباشت سرمایه انسانی، اثرات رشدی سیاست‌های مالیاتی را برای یک پنل از داده‌های مربوط به ۱۸ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۱۹۹۱-۱۹۶۵ بررسی می‌کنند. در این مطالعه، نویسندگان بر مالیات بر مصرف و مالیات بر درآمد عوامل تولید (سرمایه و نیروی کار) تمرکز داشته‌اند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل تجربی داده‌های متوسط پنج ساله نشان می‌دهند که تغییر در ساختار مالیاتی اثر قابل توجهی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه ندارد (مندوزا و همکاران، ۱۹۹۷: ۱۰۲).

نتایج مطالعه کیم[4] نشان‌دهنده یک اختلاف حدوداً ۳۰ درصدی میان رشد اقتصادی ایالات متحده آمریکا و کره جنوبی است که می‌تواند از طریق تفاوت در ساختار مالیات میان دو کشور توضیح داده شود (کیم، ۱۹۹۸: ۱۵۳).

کر و مک دونالد[5] نشان می‌دهند که نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات‌های مستقیم اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی مربوط به هفت کشور آسیایی دارد (کر و مک دونالد، ۱۹۹۹: ۱).

کنلر و همکاران[6] (۱۹۹۹: ۱۷۱)، بلینی و همکاران[7] (۲۰۰۱: ۴۳) و گمال و همکاران[8] (۲۰۰۷، ۲۴؛ ۲۰۱۱: F51) با تقسیم‌بندی مالیات‌ها در دو دسته شامل مالیات‌هایی[9] که تصمیمات رشد اقتصادی را از طریق بازداشتن عاملین اقتصادی از پس‌انداز و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌دهند (مانند مالیات بر درآمد، مشارکت در تأمین اجتماعی، مالیات بر حقوق و دستمزد و مالیات بر دارایی) و مالیات‌هایی که تصمیمات پس‌انداز و سرمایه‌گذاری عاملین اقتصادی و در نتیجه رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهند نشان می‌دهند که مالیات‌های انحرافی منجر به کاهش نرخ رشد اقتصادی می‌شوند.

مرسدس و مهرز[10] با استفاده از داده‌های ۱۸ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۰۱-۱۹۷۰ (میانگین‌های ۵ سال) نشان می‌دهند که؛ (۱) اندازه دولت همبستگی منفی با رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری خصوصی دارد، (۲) رشد اقتصادی، سرمایه‌گذاری خصوصی و اشتغال رابطه‌ای مثبت با میزان وابستگی به مالیات‌های غیرمستقیم در سیستم مالیاتی دارند و (۳) اثر مالیات بر درآمد شرکت‌ها و مشارکت‌های بیمه اجتماعی بر رشد اقتصادی همانند اثر مالیات بر درآمد اشخاص است (مرسدس و مهرز، ۲۰۰۴: ۴).

لی و گوردون[11] با استفاده از یک مدل اثرات ثابت برای ۷۰ کشور طی سال‌های ۱۹۹۷-۱۹۷۰ نتیجه می‌گیرند که افزایش نرخ مالیات بر شرکت‌ها موجب کاهش نرخ رشد GDP می‌شود (لی و گوردون، ۲۰۰۵: ۱۰۲۷).

کمیسیون اروپایی[12] با استفاده از مدل اثرات ثابت طی سال‌های ۲۰۰۰-۱۹۷۵ نشان می‌دهند نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات‌های مستقیم اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای OECD دارد (کمیسیون اروپایی، ۲۰۰۶: ۲۱).

جوهانسون و همکاران اثر تغییر ساختار مالیاتی بر GDP سرانه کشورهای OECD را با استفاده از داده‌های مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۷۰ ارزیابی نمودند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهند که مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر درآمد اشخاص، مالیات بر مصرف و مالیات مستمر بر دارایی‌های ثابت به ترتیب بیشترین تا کمترین اثرات منفی بر رشد اقتصادی دارند. با توجه به این نتایج، اصلاح مالیاتی درآمد-خنثی به صورت انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات‌هایی از قبیل مالیات

1. Pecorino (1993)
2. Miller & Russek (1993)
3. Engen & Skinner (1996)
4. Kim (1998)
5. Kerr & MacDonald (1999)
6. Kneller et al. (1999)
7. Bleaney et al. (2001)
8. Gemmell et al. (2007)
9. Distortionary Tax
10. Mercedes & Mehrez (2004)
11. Lee & Gordon (2005)
12. European Commission (2006)

مستمر روی دارایی‌های ثابت و مالیات بر مصرف که اثر تحریفی کمتری دارند موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شوند (جوهانسون و همکاران، ۲۰۰۸: ۲).

جرج و همکاران[1] با طبقه‌بندی ۱۱۶ کشور در سه دسته کشورهای توسعه یافته، کشورهای در حال توسعه و مجموع کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۵–۱۹۷۲ نشان می‌دهند که نسبت مالیات‌های مستقیم به غیرمستقیم اثر منفی بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه یافته و همچنین مجموع کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه دارد (جرج و همکاران، ۲۰۰۹: ۶۹).

آرنولد و همکاران در مطالعه‌ای برای ۲۱ کشور عضو OECD طی سال‌های ۲۰۰۴–۱۹۷۱ نشان می‌دهند که یک درصد افزایش درآمد–خنثی در سهم مالیات بر درآمد از کل مالیات و به صورت همزمان کاهش یک درصد مالیات بر دارایی و مصرف از کل مالیات موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. همچنین افزایش مالیات بر درآمد اشخاص در مقایسه با افزایش مالیات بر درآمد شرکت‌ها، موجب کاهش بیشتری در رشد GDP می‌شود (آرنولد و همکاران، ۲۰۱۱: F۶۲).

آکستا–ارماایچیا و همکاران با استفاده از داده‌های مربوط به ۶۹ کشور در سراسر جهان، مشتمل بر ۲۱ کشور درآمد بالا، ۲۳ کشور درآمد متوسط و ۲۵ کشور درآمد پائین طی سال‌های ۲۰۰۹–۱۹۷۰ نشان می‌دهند که افزایش مالیات بر درآمد در حالی‌که با کاهش مالیات بر مصرف و دارایی همراه باشد رشد بلندمدت را کاهش می‌دهد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهند که: (۱) از میان مالیات‌های بر درآمد، مشارکت در تأمین اجتماعی و مالیات بر درآمد اشخاص در مقایسه با مالیات بر درآمد شرکت‌ها رابطه منفی قویتری با رشد دارند، (۲) انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات بر دارایی رابطه مثبتی با رشد دارد و (۳) کاهش مالیات بر درآمد در حالی‌که با افزایش مالیات بر ارزش افزوده و فروش همراه باشد، رشد اقتصادی را بهبود می‌دهد. بنابراین، بر اساس نتایج این پژوهش، مالیات بر مصرف و دارایی در مقابسه با مالیات بر درآمد (به طور خاص مالیات بر درآمد اشخاص) اثرات منفی ضعیف‌تری بر رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه دارند (آکستا–ارماایچیا و همکاران، ۲۰۱۲: ۱).

مک ناب و لی مای بوچر رابطه میان ساختار مالیات و رشد اقتصادی در ترکیبی از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه را طی سال‌های ۲۰۱۰–۱۹۸۰ بررسی نمودند. طبق نتایج افزایش مالیات بر درآمد به خصوص مالیات بر درآمد اشخاص که با کاهش همزمان مالیات بر مصرف یا مالیات بر تجارت جبران می‌شود اثر منفی بر نرخ رشد اقتصادی خواهد داشت (مک ناب و لی مای بوچر، ۲۰۱۴: ۳).

مک ناب ارتباط میان ساختار مالیات و رشد اقتصادی ۱۰۰ کشور را مطالعه نموده و نشان می‌دهد که انتقال درآمد–خنثی از مالیات بر مصرف و دارایی به مالیات بر درآمد موجب رشد پایین‌تر GDP در بلندمدت می‌شود. با توجه به نتایج، اندازه این اثر در سطوح درآمدی مختلف متفاوت است؛ به‌گونه‌ای که در کشورهایی که درآمدشان بالاتر از حد متوسط است اثر منفی قوی‌تری مشاهده شده است و برای کشورهایی که پایین‌تر از طبقه متوسط درآمدی قرار دارند این اثر معنادار نیست. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که مالیات بر درآمد اشخاص و مشارکت‌های اجتماعی زیان آورترین نوع مالیات‌ها برای نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت هستند. از طرف دیگر، انتقال درآمد–خنثی از مالیات تجاری به مالیات بر مصرف داخلی موجب افزایش نرخ رشد GDP می‌شود و افزایش درآمد–خنثی در مالیات بر دارایی برای کشورهای درآمد پایین و درآمد متوسط ممکن است اثرات محدود و مخربی بر نرخ رشد GDP در بلندمدت داشته باشد (مک ناب، ۲۰۱۸: ۱۹۹).

منظور، اثرات مالیات‌ها را در ایران در قالب الگوی رشد درون‌زا بررسی نموده و نشان می‌دهند نسبت مالیات‌های جاری بر تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معنی‌داری بر نرخ رشد تولید سرانه واقعی غیرنفتی دارد (منظور، ۱۳۷۹: ۱)

شفیعی و همکاران در مطالعه‌ای نشان می‌دهند در میان ابزارهای سیاست مالی دولت در دوره زمانی ۱۳۸۲–۱۳۳۸، مخارج عمرانی و مالیات‌ها به ترتیب اثر مستقیم و معکوس معناداری بر رشد اقتصادی دارند در حالی‌که مخارج جاری دارای اثر معناداری بر رشد اقتصادی نیست (شفیعی و همکاران، ۱۳۸۵: ۱۰۶).

صامتی و همکاران اثر نرخ رشد مالیات‌ها بر نرخ رشد واقعی اقتصاد و تورم را با استفاده از سیستم معادلات همزمان طی دوره ۱۳۸۶–۱۳۳۸ بررسی کردند. نتایج حاصل از روش حداقل مربعات دو مرحله‌ای نشان می‌دهد که نرخ رشد واقعی درآمدهای مالیاتی دولت تأثیر معنی‌داری بر رشد حقیقی اقتصاد نداشته است اما بر نرخ تورم تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است (صامتی و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۸۹).

اکبرپور روشن و حاجی کرمی ارتباط میان تغییر ترکیب

1. Jorge et al. (2009)

مالیاتی و رشد بلندمدت را با استفاده از داده‌های ۳۷ کشور در حال توسعه آسیایی و آفریقایی شامل ایران، طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۲ بررسی نمودند. نتایج حاصل از به کارگیری روش میانگین گروهی تلفیقی نشان می‌دهد که حرکت از سمت مالیات‌های بر مصرف و دارایی به سمت مالیات‌های درآمدی بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. طبق نتایج انتقال از مالیات‌های درآمدی به مالیات بر دارایی، بیشتر از انتقال به مالیات‌های بر مصرف و فروش، رشد بلندمدت را افزایش می‌دهد و مالیات بر ارزش افزوده و فروش بر رشد بلندمدت اثری مثبت و معنادار دارد (اکبرپور روشن و حاجی کرمی، ۱۳۹۳: ۱۸۸).

ابونوری و زیوری مسعود تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشور ایران و همچنین در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ را بررسی کرده و نشان می‌دهند که افزایش درآمدهای مالیاتی رابطه مستقیم و مثبت با رشد اقتصادی در ایران و همچنین کشورهای OECD دارد (ابونوری و زیوری مسعود، ۱۳۹۳: ۸۰).

فولادی و ستایش با استفاده از مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای ایستا نشان می‌دهند از میان مالیات بر درآمد، مالیات بر تجارت خارجی و مالیات بر بخش‌های اقتصادی، مالیات بر درآمد کمترین و مالیات بر واردات بیشترین اثر منفی را روی GDP دارد (فولادی و ستایش، ۱۳۹۳: ۱۰۲)

فرامرزی و همکاران رابطه میان مالیات و رشد اقتصادی در کشورهای ایران، کشورهای منتخب OECD و OPEC را بررسی می‌نمایند. نتایج مطالعه برای ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۴۲ نشان می‌دهد که هیچ ارتباط بلندمدتی بین مالیات و رشد اقتصادی وجود ندارد (فرامرزی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۱۸).

۳- روش تحقیق

۳-۱- تصریح مدل

مسئله اصلی پژوهش حاضر این است که جایگزینی درآمد-خنثی میان هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم یا به عبارت دیگر، افزایش یک واحدی سهم یک نوع مالیات و متقابلاً کاهش یک واحدی در سهم هر یک از سه نوع مالیات دیگر به صورت مجزا (با ثابت در نظر گرفتن سهم دو نوع مالیات دیگر) چه تأثیری بر رشد اقتصادی دارد. برای این منظور، می‌توان کل درآمد مالیاتی را در چهار گروه شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت به عنوان مالیات‌های مستقیم و مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل جمع مالیات بر کالا و خدمات و مالیات بر واردات) در نظر گرفت. به طوری‌که؛

$$RT + ST + WT + INDT = 100\% \quad (۱)$$

که در آن RT ، ST، WT، INT به ترتیب سهم مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمد مالیاتی است. برای این منظور، چهار معادله رگرسیونی در یک فرم ماتریسی به شکل زیر مد نظر است:

$$\begin{bmatrix} g_t \\ g_t \\ g_t \\ g_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \alpha_2 & \alpha_3 & \alpha_4 \\ \beta_1 & 0 & \beta_3 & \beta_4 \\ \lambda_1 & \lambda_2 & 0 & \lambda_4 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RT_t \\ ST_t \\ WT_t \\ INDT_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در هر یک از معادلات رگرسیونی، قید صفر بر ضریب یکی از چهار نوع مالیات تحمیل می‌شود (یعنی، متغیر مورد نظر از معادله رگرسیونی مربوطه حذف می‌شود). در این صورت، با توجه به اینکه مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ۱۰۰٪)، می‌توان اثر جایگزینی این نوع مالیات حذف شده با هر یک از سه نوع مالیات حاضر در مدل را بر رشد اقتصادی (g) بررسی کرد. همچنین، به منظور اجتناب از تورش تصریح، می‌توان بر مبنای ادبیات نظری رشد اقتصادی و نیز مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه، برخی از متغیرهای مهم که به صورت بالقوه می‌توانند تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح دهند به سمت راست معادلات اضافه کرد.

بنابراین، با افزودن یک عبارت عرض از مبدأ و سایر متغیرهای توضیحی به معادلات رگرسیونی فوق، می‌توان تصریح نهایی این معادلات را به صورت مجزا نوشت:

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_2 ST_t + \alpha_3 WT_t + \alpha_4 INDT + \gamma Z_t + u_{1t} \quad (۲)$$

$$g_t = \beta_0 + \beta_1 RT_t + \beta_3 WT_t + \beta_4 INDT + \gamma Z_t + u_{2t} \quad (۳)$$

$$g_t = \lambda_0 + \lambda_1 RT_t + \lambda_2 ST_t + \lambda_4 INDT + \gamma Z_t + u_{3t} \quad (۴)$$

$$g_t = \delta_0 + \delta_1 RT_t + \delta_2 ST_t + \delta_3 WT_t + \gamma Z_t + u_{4t} \quad (۵)$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، با توجه به اهداف مطالعه، قید صفر بر پارامترهای α_1 (ضریب $\mathrm{RT_t}$ در معادله اول)، β_2 (ضریب $\mathrm{ST_t}$ در معادله دوم)، λ_3 (ضریب $\mathrm{WT_t}$ در معادله سوم)، δ_4 (ضریب $\mathrm{INDT_t}$ در معادله چهارم) تحمیل شده است. علاوه بر این، $\mathbf{Z_t}$ یک بردار ستونی از دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده رشد اقتصادی است و $\boldsymbol{\gamma}$ یک بردار سطری از ضرایب مربوطه است.[۱] متغیرهای مهم اقتصادی در نظر گرفته شده عبارتند از: متوسط سال‌های تحصیل (h) به عنوان معیاری از سرمایه انسانی، سهم سرمایه‌گذاری از GDP، (I) به عنوان معیاری از انباشت سرمایه فیزیکی و ضریب جینی (G) به عنوان معیاری از نابرابری درآمد.

طبق نظریه‌های کلاسیک، رشد اقتصادی و نابرابری درآمد از طریق عامل پس‌انداز یا سرمایه فیزیکی با یکدیگر ارتباط برقرار می‌نمایند. به این صورت که هرچه نابرابری درآمدی افزایش یابد، ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این موضوع سبب افزایش پس‌انداز کل و انباشت سرمایه بیشتر گردیده و در نهایت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. برخلاف الگوی کلاسیک، در الگوی مدرن ارتباط میان رشد اقتصادی و نابرابری درآمدی منفی ارزیابی می‌شود و سرمایه انسانی عامل این ارتباط می‌باشد به این صورت که برابری بیشتر در جامعه امکان سرمایه‌گذاری در آموزش را برای افراد بیشتری از جامعه فراهم می‌کند. در نتیجه هر چه نابرابری درآمدی کمتر باشد، سرمایه انسانی بیشتری حاصل گردیده و رشد اقتصادی بهبود می‌یابد (حیدری و حسن‌زاده، ۱۳۹۵: ۹۲–۹۳).

با توجه به اینکه مجموع سهم چهار نوع مالیات از کل درآمدهای مالیاتی برای هر دوره زمانی مقدار ثابتی بوده (معادل ۱ یا ٪۱۰۰) و اینکه تصریح بخش غیرمالیاتی در همه معادلات رگرسیونی یکسان است، ضرایب متغیرهای غیرمالیاتی در هر یک از معادلات (γ_1، γ_2، γ_3 و γ_4) مقادیر برآوردی یکسانی را به خود اختصاص می‌دهند. همچنین، برای همین دلیل، ضریب برآوردی هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در معادله iام (i=1,…,4) برابر است با قرینه ضریب برآوردی متغیر حذفی معادله iام در معادله‌ای که آن متغیر حذف شده است. بنابراین، داریم:

$$\alpha_2 = -\beta_1.\ \ \alpha_3 = -\lambda_1.\ \ \alpha_4 = -\delta_1$$
$$\beta_3 = -\lambda_2.\ \ \beta_4 = -\delta_2,\ \ \lambda_4 = -\delta_3$$

نهایتاً، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر یک از معادلات رگرسیونی نشان می‌دهد که اگر یک واحد افزایش در آن متغیر و یک واحد کاهش در متغیر حذفی مربوطه ایجاد شود، رشد اقتصادی چه میزان تغییر می‌کند. دلیل روشن است: از آنجائی‌که مجموع چهار متغیر مالیاتی معادل یک یا صد در صد است، یک واحد افزایش (کاهش) در هر متغیر مالیاتی با یک واحد کاهش (افزایش) در متغیر مالیاتی حذفی همراه است؛ چراکه بر اساس مفهوم مدل رگرسیونی هر یک از دو متغیر مالیاتی دیگر ثابت در نظر گرفته می‌شوند. به عنوان مثال، ضریب متغیر ST در معادله رگرسیونی (۱) بیان‌گر این است که اگر سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمد مالیات یک واحد افزایش یابد و سهم مالیات بر درآمد (RT) به عنوان متغیر مالیاتی حذفی در این معادله یک واحد کاهش یابد (و سهم سایر انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی ثابت بماند)، رشد اقتصادی چگونه تغییر می‌کند. به طور کلی، وقتی که اثر جایگزینی دو نوع مالیات بررسی می‌شود، یکی از این دو نتیجه حاصل می‌شود: ۱) دو نوع مالیات اثر یکسانی بر رشد اقتصادی خواهند داشت. در این صورت، افزایش یک نوع مالیات و کاهش هم‌اندازه دیگری هیچ تغییری در رشد اقتصادی ایجاد نمی‌کند و بنابراین ضرایب این دو نوع مالیات در دو معادله رگرسیونی متقابل به لحاظ آماری معنی‌دار نخواهند شد. ۲) افزایش یک نوع مالیات و کاهش متقابل دیگری رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد. در این صورت، ضریب اولی در معادله مربوطه منفی و معنی‌دار و ضریب دومی در معادله مربوطه مثبت و معنی‌دار خواهد شد. در این مورد، منطقی است که قدر مطلق ضرایب دو نوع مالیات مقادیر یکسانی باشند. بنابراین، چنین نتیجه‌ای می‌تواند راهنمای مناسبی برای تغییر ترکیب مالیات‌ها (جایگزین کردن مالیات‌ها) در جهت رشد اقتصادی باشد.

۳-۲- جمع‌آوری، سازمان‌دهی و توصیف داده‌ها

داده های مورد استفاده عبارتند از: نرخ رشدGDP، سهم مالیات هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم و سهم مالیات‌های غیر مستقیم از کل درآمد مالیاتی دولت، متوسط سال‌های تحصیل، نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و ضریب جینی طی سال‌های

۱. لازم به ذکر است که هیچ‌گونه همزمانی در این معادلات رگرسونی وجود ندارد و بنابراین به صورت مجزا برآورد می‌شوند.

۱۳۹۵-۱۳۶۱. داده‌های مربوط به هر یک از اقلام مالیاتی مورد نظر از اطلاعات موجود در خلاصه تحولات اقتصادی کشور به دست آمده است. منبع آماری مورد استفاده برای نسبت سرمایه‌گذاری به GDP نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است. داده‌های توزیع درآمد در فاصله سال‌های ۱۳۶۲-۱۳۶۱ تنها بصورت گروهی (با انتهای باز) در دسترس است. بنابراین، ضریب جینی این سال‌ها با استفاده از مدل پارامتریکی پیشنهادی ابونوری (۱۳۷۱) برآورد شده است. از آنجایی که داده‌های توزیع درآمد (هزینه) از سال ۱۳۶۳ بصورت ریز داده موجود است، شاخص ضریب جینی در فاصله سال‌های ۱۳۹۴-۱۳۶۳ با استفاده از ریز داده‌ها برآورد شده است. اطلاعات آماری متوسط سال‌های تحصیل شاغلان نیز از دفتر اقتصاد کلان سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی گردآوری شده است. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به داده‌ها در جدول (۱) گزارش شده است.

٤- برآورد مدل و تفسیر نتایج

به منظور برآورد معادلات (۱) تا (۴)، ابتدا وضعیت مانایی سری‌های زمانی با استفاده از آزمون فیلیپس و پرون بررسی می‌شود. نتایج این آزمون با عرض از مبدا و روند زمانی در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۱. آماره‌های توصیفی داده‌های مربوط به متغیرهای مدل

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه
g	۳۵	۳/۶۳۶۳۰۵	۶/۳۸۱۲۲۵	-۹/۷۷۲۶۰۹	۲۲/۷۵۵۲۱
RT	۳۵	۱۵/۹۰۲۶۹	۳/۴۱۵۶۳۷	۱۱/۳۰۸۰۰	۲۵/۵۵۹۹۶
ST	۳۵	۳۶/۹۵۴۴۰	۷/۹۰۱۴۱۴	۲۴/۹۵۵۲۳	۵۵/۷۶۰۰۴
WT	۳۵	۴/۵۱۸۱۸۳	۱/۴۵۷۶۷۶	۲/۶۰۰۳۲۶	۸/۲۹۱۹۴۱
INDT	۳۵	۴۲/۶۲۴۷۳	۸/۷۵۴۷۱۵	۲۲/۷۵۶۷۳	۵۸/۸۱۳۵۸
h	۳۵	۶/۹۸۳۱۴۳	۱/۷۷۰۱۰۴	۴/۰۲۰۰۰۰	۹/۹۲۰۰۰۰
I	۳۵	۰/۳۰۰۰۰۰	۰/۰۴۵۵۶۶	۰/۲۰۱۱۷۲	۰/۴۰۸۲۶۱
G	۳۵	۰/۴۲۷۵۸۹	۰/۰۴۱۳۳۴	۰/۳۵۲۲۰۰	۰/۵۴۶۶۰۰

مأخذ: بانک مرکزی و مرکز آمار جمهوری اسلامی ایران

جدول ۲. نتایج آزمون ریشهٔ واحد فیلیپس-پرون برای متغیرهای مدل

سطح				تفاضل اول			
متغیّر	آماره PP	متغیّر	آماره PP	متغیّر	آماره PP	متغیّر	آماره PP
g	-۴/۹۴۱۷۱۵	INDT	-۲/۱۷۳۳۸۲	ΔRT	-۸/۶۱۵۱۷۵	ΔINDT	-۴/۷۳۹۲۹۴
RT	-۲/۲۲۴۲۴۲	h	-۲/۱۳۹۸۶۲	ΔST	-۵/۷۰۰۰۱۸	Δh	-۵/۴۳۸۳۴۳
ST	-۲/۲۷۸۹۶۹	I	-۲/۲۸۱۹۲۶	ΔWT	-۷/۶۴۹۰۹۵	ΔI	-۵/۲۵۷۱۴۷
WT	-۲/۴۹۹۴۱۸	G	-۴/۳۰۹۳۵۶				
مقادیر بحرانی مک کینون				مقادیر بحرانی مک کینون			
سطح معنی‌داری	۱٪	۵٪	۱۰٪	سطح معنی‌داری	۱٪	۵٪	۱۰٪
مقدار آماره	-۴/۲۵۲۸۷۹	-۳/۵۴۸۴۹۰	-۳/۲۰۷۰۹۴	مقدار آماره	-۴/۲۶۲۷۳۵	-۳/۵۵۲۹۷۳	-۳/۲۰۹۶۴۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با مقایسه آماره آزمون فیلیپس-پرون با مقادیر بحرانی مک کینون این نتیجه حاصل می‌شود که تنها دو متغیر نرخ رشد GDP و ضریب جینی در سطح مانا می‌باشد و سایر متغیرها با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند.

از آنجائی که متغیرها در معادلات (۱) تا (۴) ترکیبی از I(0) و I(1) هستند، رویکرد هم‌انباشتگی مبتنی بر مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL) گزینه مناسبی برای تجزیه و تحلیل هم‌انباشتگی میان متغیرها در هر یک از مدل‌های رگرسیونی است. علاوه بر این، دیگر مزیت مهم رویکرد ARDL این است که برای دوره‌های زمانی کوچک نتایج قابل قبولی ارائه می‌دهد. در این رویکرد، نخست، بایستی تعداد وقفه‌های بهینه متغیرهای توضیحی در یک مدل ARDL(p,q) به فرم زیر را تعیین کرد.

(۶)

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} \boldsymbol{\theta}_j' \boldsymbol{x}_{t-j} + \varepsilon_t$$

که $\mathbf{x}_t$ یک بردار $k\times1$ از رگرسورهای چندگانه و $\boldsymbol{\theta}_j$ یک بردار $k\times1$ از ضرایب وقفه‌های توزیعی است. برای این منظور، می‌توان از معیارهای اطلاعاتی استاندارد AIC و SBIC استفاده کرد. همچنین، می‌توان بنا بر تشخیص، عرض از مبدأ را از مدل فوق حذف کرد یا یک روند زمانی یا متغیرهای مجازی را به آن افزود. ضمناً، در این مدل فرض شده است که تعداد وقفه‌های رگرسورها ($\mathbf{x}_t$) یکسان و معادل q است. با این وجود، می‌توان اجازه داد این رگرسورها بتوانند تعداد وقفه‌های متفاوتی را به خود اختصاص دهند.

گام بعدی بکارگیری آزمون باند[1] جهت تشخیص وجود یا عدم وجود ارتباط بلندمدت یا هم‌انباشتگی میان متغیرها است. برای این منظور، نخست، مدل رگرسیونی (۶) در یک فرم تصحیح خطا[2] به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$\begin{aligned}\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta' x_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\gamma_j \Delta y_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q-1}\varphi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \\ = \rho ECT_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1}\gamma_j \Delta y_{t-j} \\ + \sum_{j=0}^{q-1}\varphi_j' \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۷)$$

که $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p}\phi_i$ ،$\rho = \sum_{j=1}^{p}\phi_j - 1$ برای $j = 1, \dots, p-1$ ،$\theta = \sum_{j=0}^{q}\theta_j$ ،$\varphi_0 = \theta_0$ و $\varphi_j = -\sum_{i=j+1}^{q}\theta_j$ برای $j = 1, \dots, q-1$. سپس فرضیه صفر عدم هم‌انباشتگی میان متغیرها ($\rho = 0$ and $\theta = 0$) آزمون می‌شود. چنانچه این فرضیه به لحاظ آماری رد شود، ارتباط هم‌انباشتگی میان متغیرهای مدل وجود دارد. برای بررسی این فرضیه آزمون والد به کار گرفته می‌شود. در این آزمون، چنانچه مقدار آماره آزمون بزرگتر از مقدار بحرانی باند بالا گزارش شده توسط پسران و دیگران (۲۰۰۱) باشد، یک ارتباط هم‌انباشتگی یا بلندمدت میان متغیرهای مورد بررسی وجود دارد.[3]

عبارت ECT_t همان عبارت تصحیح خطا است و ضریب آن (ρ) بیان می‌کند که در هر دوره زمانی چه سهمی از انحراف (مثبت یا منفی) از مسیر تعادلی بلندمدت تصحیح می‌شود. انتظار می‌رود که علامت این ضریب منفی باشد. در این صورت، یک هم‌گرایی به مسیر بلندمدت وجود دارد و هر انحرافی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تصحیح می‌شود.

در این مطالعه، مدل ARDL با عرض از مبدأ و روند زمانی نامقید برای هر یک از تصریح‌های مورد نظر برآورد و تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از مدل‌های ARDL با استفاده از معیار AIC تعیین شده است (متغیرهایی که ضرایبشان قرینه است مقید به برابری تعداد وقفه‌ها شده‌اند). طبق نتایج در جدول (۳) که برای همه مدل‌ها یکسان است، آزمون والد مبتنی بر آماره F استاندارد نشان می‌دهد که کل مدل به لحاظ آماری معنی‌دار است. همچنین، نتایج آزمون‌های LM، ARCH و نیز مقدار آماره دوربین واتسون[4] (DW) فرضیه‌های صفر نشان دهنده عدم وجود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس است.

با توجه به اینکه متغیر وابسته و متغیرهای غیرمالیاتی برای همه معادلات یکسان هستند و نیز با توجه به شرایطی که بر متغیرهای مالیاتی حاکم است، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی مربوط به پنج مدل مورد بررسی یکسان است. با توجه به نتایج جدول (۳)، مقدار آماره F در سطح اطمینان ۹۹ درصد بزرگ‌تر از باند (مقدار بحرانی) بالا است. بنابراین، یک ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرهای پژوهش وجود دارد.

یک موضوع مهم دیگر در خصوص رویکرد ARDL، ثبات و پایداری پارامترهای مدل در طول زمان است، تکنیک‌های رایج حاصل‌جمع تجمعی[5] (CUSUM) و حاصل‌جمع تجمعی مجذورات[6] (CUSUMSQ) که توسط براون[7] و دیگران (۱۹۷۵) پیشنهاد شده است، جهت بررسی پایداری مدل‌های برآورد شده استفاده شده است. نتایج این آزمون (که برای مدل‌های مختلف یکسان است) در نمودارهای (۱) و (۲) ارئه شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، آماره آزمون CUSUM و CUSUMSQ برای دوره‌های مختلف در بین خطوط بحرانی قرار می‌گیرد. بنابراین فرضیه صفر پایداری مدل نمی‌تواند در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد شود و پارامترهای مدل از ثبات لازم برخوردارند.

1. Bound Test
2. Error Correction
۳. پسران و دیگران (۲۰۰۱) پنج تصریح مختلف در نظر می‌گیرند. تفاوت این تصریح‌ها در حضور یا عدم حضور عرض از مبدأ و روند زمانی در معادله $ARDL$ و بردار هم‌انباشتگی است.

4. Durbin-Watson
5. Cumulative Sum
6. Cumulative Sums of Squares
7. Brown et al. (1975)

جدول ۳. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی)

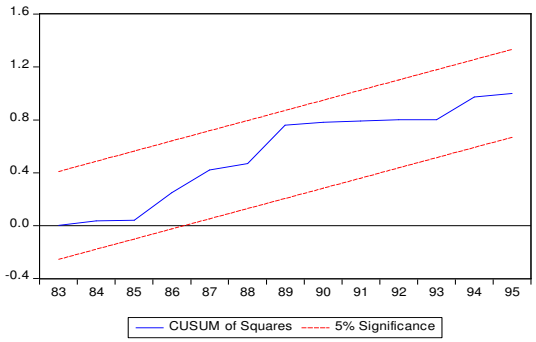
آزمون‌های تشخیصی			
آماره F (p-value)	(p-value) LM Test	(p-value) ARCH	DW − statistic
۲/۷۵۵۸۵۳ (۰/۰۳۳۲۷۴)	۱/۳۹۷۳۶۸ (۰/۲۸۷۹)	۰/۸۶۷۲۳۲ (۰/۳۵۹۲)	۲/۳۴۱۶۷۵
R^2			
۰/۸۰۱۱۰۵			

آزمون باند (تشخیص ارتباط هم‌انباشتگی)		
آماره آزمون (F)	سطح معنی‌داری	مقادیر بحرانی
		باند پائین / باند بالا
۵/۱۱۶۲۸۱	٪۱۰	۲/۳۸۷ / ۳/۶۷۱
	٪۵	۲/۸۶۴ / ۴/۳۲۴
	٪۱	۴/۰۱۶ / ۵/۷۹۷

بردار هم‌انباشتگی (ارتباط بلندمدت)							
مدل اول				مدل دوم			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
ST_t	−۰/۵۲۲۸۴۸	۰/۰۹۰۴۵۴	۰/۰۰۰۱	RT_t	۰/۵۲۲۸۴۸	۰/۰۹۰۴۵۴	۰/۰۰۰۱
WT_t	۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰	WT_t	۴/۴۲۹۰۰۰	۰/۵۸۵۲۳۳	۰/۰۰۰۰
$INDT_t$	−۰/۲۱۵۲۹۳	۰/۰۹۰۵۶۴	۰/۰۳۳۵	$INDT_t$	۰/۳۰۷۵۵۶	۰/۰۴۲۶۱۹	۰/۰۰۰۰
h_t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰	h_t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰
I_t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱	I_t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱
G_t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲	G_t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲
مدل سوم				مدل چهارم			
رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال	رگرسور	ضریب	انحراف معیار	سطح احتمال
RT_t	−۳/۹۰۶۱۵۲	۰/۵۹۹۱۶۹	۰/۰۰۰۰	RT_t	۰/۲۱۵۲۹۳	۰/۰۹۰۵۶۴	۰/۰۳۳۵
ST_t	−۴/۴۲۹۰۰۰	۰/۵۸۵۲۳۳	۰/۰۰۰۰	ST_t	−۰/۳۰۷۵۵۶	۰/۰۴۲۶۱۹	۰/۰۰۰۰
$INDT_t$	−۴/۱۲۱۴۴۴	۰/۵۶۵۳۷۹	۰/۰۰۰۰	WT_t	۴/۱۲۱۴۴۴	۰/۵۶۵۳۷۹	۰/۰۰۰۰
h_t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰	h_t	۷/۶۹۰۴۱۳	۱/۰۱۷۵۸۹	۰/۰۰۰۰
I_t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱	I_t	۲۲/۴۴۰۷۵	۱۲/۶۳۴۵۵	۰/۰۹۹۱
G_t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲	G_t	۲۸۳/۹۰۶۷	۵۶/۵۱۶۳۹	۰/۰۰۰۲

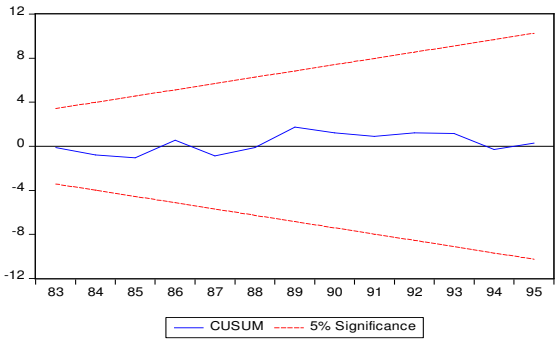
سرعت تعدیل			
$\hat{\rho}$	انحراف معیار	آماره t	p-value
−۱/۵۱۲۳۵۳	۰/۲۰۹۰۳۶	−۷/۲۳۴۸۸۰	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. آزمون پایداری CUSUMSQ

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. آزمون پایداری CUSUM

مأخذ: یافته‌های تحقیق

از آنجایی‌که آزمون‌های هم‌انباشتگی دلالت بر وجود ارتباط تعادلی بلندمدت میان متغیرها دارند، می‌توان ضرایب بلندمدت را برآورد و تفسیر نمود. نتایج نشان می‌دهند که افزایش نسبت سرمایه‌گذاری به GDP، افزایش متوسط سال‌های تحصیل و افزایش نابرابری درآمد موجب افزایش معناداری در رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین مطابق با نظریه‌های رشد، سرمایه فیزیکی و سرمایه انسانی روی رشد اقتصادی اثری مثبت و معنی‌دار دارند. از طرفی با افزایش نابرابری درآمدی ثروت بیشتری در اختیار قشر مرفه جامعه که میل نهایی به پس‌انداز بالاتری دارند قرار می‌گیرد و این امر موجب افزایش پس‌انداز کل و افزایش انباشت سرمایه گردیده و در نهایت منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

تمرکز اصلی این مطالعه بر روی ضرایب متغیرهای مالیاتی (به عنوان سهم هر یک از انواع مالیات‌ها از کل درآمد مالیاتی) و معناداری آماری آنها است. در تمام معادلات، تفسیر مربوط به ضریب هر سهم مفروض به ثابت بودن سایر سهم‌های مالیاتی موجود در معادله است. ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در هر مدل نشان می‌دهند که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در متغیر حذف شده صورت گیرد چه تغییری در رشد اقتصادی به وجود می‌آید. در مدل اول متغیر RT (سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی) حذف شده است. بنابراین، ضریب هر یک از متغیرهای مالیاتی حاضر در مدل (ST، WT و INDT) نشان می‌دهند که اگر تغییری در آن متغیر ایجاد شود و در مقابل تغییر معادل و معکوسی در RT به عنوان متغیر حذف شده صورت گیرد، چه تغییری در رشد اقتصادی به وجود می‌آید (لازم به ذکر است که با توجه به مفهوم رگرسیون، سایر سهم‌های مالیاتی ثابت در نظر گرفته می‌شوند). در این مدل ضریب متغیر ST (سهم مالیات بر شرکت‌ها از کل درآمدهای مالیاتی) معادل ۰/۵۲۲۸۴۸- برآورد شده است و از نظر آماری معنادار است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در ST و در مقابل همان اندازه کاهش (افزایش) در RT منجر به کاهشی (افزایشی) معادل ۰/۵۲۲۸۴۸ در رشد اقتصادی می‌شود. از طرف دیگر، به طور منطقی، ضریب متغیر RT در مدل دوم که متغیر ST در آن حضور ندارد معادل ۰/۵۲۲۸۴۸ (یعنی قرینه ضریب ST) برآورد شده است. بنابراین، جایگزینی مالیات بر شرکت‌ها برای مالیات بر درآمد منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. نتیجه دوم این است که ضریب WT (سهم مالیات بر ثروت از کل درآمد مالیاتی) در معادله اول معادل ۳/۹۰۶۱۵۲ و ضریب RT در معادله سوم معادل ۳/۹۰۶۱۵۲- برآورد شده‌اند و به لحاظ آماری معنادار هستند. با توجه به این نتیجه، یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت از کل درآمدهای مالیاتی و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد از کل درآمدهای مالیاتی منجر به افزایش (کاهشی) معادل ۳/۹۰۶۱۵۲ در رشد اقتصادی می‌شود. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر درآمد منجر به افزایش رشد اقتصادی در جامعه می‌شود. نتیجه سوم این است که ضریب INDT (سهم مالیات‌های غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی) در مدل اول معادل ۰/۲۱۵۲۹۳- و ضریب RT در مدل چهارم معادل ۰/۲۱۵۲۹۳ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار می‌باشند. این نتیجه بیانگر آن است که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر درآمد موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان ۰/۲۱۵۲۹۳ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر درآمد منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

با توجه به نتایج برآورد مدل دوم، ضریب متغیر سهم مالیات بر ثروت (WT) معادل ۴/۴۲۹ برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار است. همان‌طور که انتظار می‌رود این ضریب قرینه ضریب ST در مدل سوم است. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات بر ثروت (WT) و یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST) موجب می‌شود رشد اقتصادی به اندازه ۴/۴۲۹ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب متغیر سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT) در مدل دوم معادل ۰/۳۰۷۵۵۶ و ضریب متغیر سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST) در مدل چهارم معادل ۰/۳۰۷۵۵۶- برآورد شده است و به لحاظ آماری معنادار هستند. این نشان می‌دهد که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) همزمان در سهم مالیات بر شرکت‌ها موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان ۰/۳۰۷۵۵۶ افزایش (کاهش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها افزایش رشد اقتصادی را به همراه دارد.

در مدل سوم، متغیر WT (سهم مالیات بر ثروت) حذف شده است. بنابراین، می‌توان اثر جایگزینی این نوع مالیات با

دیگر انواع مالیات‌های مورد مطالعه را بر رشد اقتصادی تجزیه و تحلیل کرد. با توجه به نتایج حاصل از برآورد این مدل، ضریب INDT معادل ۴/۱۲۱۴۴۴- برآورد شده است که قرینه ضریب سهم مالیات بر ثروت (WT) در مدل چهارم است و هر دو ضریب به لحاظ آماری معنادار هستند. این بیان می‌کند که یک واحد افزایش (کاهش) در سهم مالیات‌های غیرمستقیم و در مقابل یک واحد کاهش (افزایش) در سهم مالیات بر ثروت موجب می‌شود رشد اقتصادی به میزان ۴/۱۲۱۴۴۴ کاهش (افزایش) یابد. به عبارت دیگر، جایگزینی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر ثروت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.

نهایتاً، در مدل چهارم، متغیر INDT (سهم مالیات‌های غیرمستقیم) حذف شده است. بنابراین، با استفاده از نتایج مربوط به برآورد این مدل می‌توان تأثیر جایگزینی این نوع مالیات با مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها و مالیات بر ثروت را بررسی کرد. با توجه به اینکه ضرایب مربوطه به ترتیب در مدل‌های اول، دوم و سوم ظاهر شده‌اند، این مدل هیچ اطلاعات اضافی ارائه نمی‌دهد و می‌توان از برآورد آن صرف‌نظر کرد.

نتایج تغییر در ترکیب انواع مالیات‌ها بر رشد اقتصادی با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی در جدول (۴) ارائه شده‌اند.

جدول ۴. اثر تغییر در ترکیب مالیات‌ها بر رشد اقتصادی

یک واحد افزایش در	یک واحد کاهش در	تغییر در رشد اقتصادی
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۰/۵۲۲۸۴۸
سهم مالیات بر درآمد (RT)	سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)	۰/۲۱۵۲۹۳
سهم مالیات بر ثروت (WT)	سهم مالیات بر درآمد (RT)	۳/۹۰۶۱۵۲
سهم مالیات بر ثروت (WT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۴/۴۲۹
سهم مالیات بر ثروت (WT)	سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)	۴/۱۲۱۴۴۴
سهم مالیات‌های غیرمستقیم (INDT)	سهم مالیات بر شرکت‌ها (ST)	۰/۳۰۷۵۵۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

این جدول نشان می‌دهد که یک واحد افزایش در متغیرهای ستون اول و در مقابل یک واحد کاهش در متغیرهای ستون دوم چه تغییری در رشد اقتصادی (ستون سوم) ایجاد می‌کند. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، در همه موارد جایگزینی مالیات‌های ستون اول برای مالیات‌های ستون دوم یا به عبارت دیگر انتقال از مالیات‌های ستون دوم به مالیات‌های ستون اول با فرض ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی منجر به افزایش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات بر شرکت‌ها یا مالیات‌های غیرمستقیم، جایگزینی درآمد-خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها، مالیات‌های غیرمستقیم یا مالیات بر درآمد و نیز جایگزینی درآمد-خنثی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. به این ترتیب، انتقال از مالیات بر ثروت به هیچ‌یک از دیگر اقلام مالیاتی مورد نظر رشد اقتصادی را افزایش نمی‌دهد.

اثر تغییرات درآمد-خنثی در ساختار مالیاتی روی رشد اقتصادی در مطالعاتی توسط آرنولد و همکاران (۲۰۱۱) برای ۲۱ کشور عضو OECD، آکوستا-اورمیچیو یو (۲۰۱۲) برای ۶۹ کشور جهان، مک ناب و لی مای-بوچر (۲۰۱۴) برای ترکیبی از کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه، مک ناب (۲۰۱۸) برای ۱۰۰ کشور جهان و اکبرپور روشن و حاجی کرم (۱۳۹۳) برای ۳۷ کشور در حال توسعه آسیایی و آفریقایی با در نظر گرفتن مالیات بر مصرف، مالیات بر دارایی و مالیات‌های درآمدی و با بکارگیری روش میانگین گروهی تلفیقی بررسی شده است. نتایج حاصل از این مطالعات نشان می‌دهد که انتقال از مالیات‌های درآمدی به مالیات بر دارایی (ثروت) یا مالیات بر مصرف منجر به بهبود رشد اقتصادی می‌شود. در این پژوهش با تفکیک مالیات‌های درآمدی به مالیات بر درآمد و مالیات بر شرکت‌ها این نتیجه حاصل شده است که انتقال از هر یک از این اقلام مالیاتی به مالیات بر ثروت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد که تأییدکننده نتایج مطالعات مذکور است. همچنین، با توجه به نتایج مطالعه حاضر، از میان مالیات‌های درآمدی، انتقال از مالیات بر شرکت‌ها به مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل‌جمع مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات) موجب افزایش رشد اقتصادی می‌شود در حالی‌که انتقال از مالیات بر درآمد به مالیات‌های غیرمستقیم رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد.

پس از آزمون هم‌انباشتگی و استخراج بردارهای هم‌انباشتگی (بردارهای بلندمدت)، لازم است مکانیسم تعدیل انحرافات از مسیر تعادلی بلندمدت بررسی شود. نتایج برآورد سرعت تعدیل و آزمون معناداری مربوطه به صورت مشترک برای مدل‌های پنج‌گانه در پایان جدول (۳) گزارش شده است.

مقدار برآورد شده سرعت تعدیل معادل $\hat{\rho} = -1/512353$ است و در سطح معنی‌داری یک درصد از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب بیانگر آن است که هر انحراف مثبت یا منفی از مسیر تعادلی بلندمدت در طول زمان تعدیل می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر بررسی تغییرات درآمد–خنثی در ساختار مالیاتی بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵–۱۳۶۱ است. به بیان دیگر، این مطالعه اثر جایگزینی اقلام مختلف مالیاتی بر رشد اقتصادی را با ثابت ماندن کل درآمد مالیاتی تجزیه و تحلیل می‌کند. در این خصوص، هر یک از اقلام مالیات‌های مستقیم شامل مالیات بر درآمد، مالیات بر شرکت‌ها، مالیات بر ثروت و مالیات‌های غیرمستقیم (حاصل‌جمع مالیات بر واردات و مالیات بر کالا و خدمات) بررسی شده‌اند. برای این منظور، با استفاده از رویکرد $ARDL$ چهار معادله رگرسیونی برآورد شده است. در هر یک از این معادلات رگرسیونی، رشد اقتصادی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. متغیرهای توضیحی نیز عبارتند از سهم هر یک از اقلام مالیاتی فوق از کل درآمدهای مالیاتی و نیز دیگر متغیرهای توضیح‌دهنده رشد اقتصادی (متوسط سال‌های تحصیل به عنوان معیاری از سرمایه انسانی، سهم سرمایه‌گذاری از GDP به عنوان معیاری از انباشت سرمایه فیزیکی و ضریب جینی به عنوان معیاری از نابرابری درآمد). با توجه به اهداف مطالعه، برای هر یک از مدل‌های رگرسیونی یکی از سهم‌های مالیاتی از مدل حذف شده است. بنابراین، ضرایب هر یک از سهم‌های مالیاتی حاضر در مدل نشان می‌دهند که اگر یک واحد تغییر در آن نوع سهم مالیاتی ایجاد شود و در مقابل یک واحد تغییر معکوس در سهم مالیات حذف شده از مدل صورت گیرد (با ثابت در نظر گرفتن سهم دو نوع مالیات دیگر) چه تغییری در رشد اقتصادی به وجود می‌آید.

با توجه به نتایج، افزایش متوسط سال‌های تحصیل، افزایش نسبت سرمایه‌گذاری به GDP و افزایش ضریب جینی موجب افزایش معناداری در رشد اقتصادی می‌شوند. همچنین نتایج نشان می‌دهند که

۱- جایگزینی درآمد–خنثی مالیات‌های غیرمستقیم برای مالیات بر شرکت‌ها موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.

۲- از میان مالیات‌های مستقیم، جایگزینی درآمد–خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر درآمد یا برای مالیات بر شرکت‌ها منجر به افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.

۳- جایگزینی درآمد–خنثی مالیات بر درآمد برای مالیات‌های غیرمستقیم یا برای مالیات بر شرکت‌ها رشد اقتصادی در بلندمدت را افزایش می‌دهد.

۴- جایگزینی درآمد–خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات‌های غیرمستقیم موجب افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت می‌شود.

۵- بیشترین افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت با جایگزینی درآمد–خنثی مالیات بر ثروت برای مالیات بر شرکت‌ها حاصل می‌شود.

۶- با انتقال درآمد–خنثی از مالیات‌های غیرمستقیم به مالیات بر درآمد کمترین افزایش رشد اقتصادی در بلندمدت نتیجه می‌شود.

در مجموع، این یافته‌های تجربی نشان می‌دهند که اصلاح مالیاتی به صورت انتقال درآمد–خنثی از مالیات بر شرکت‌ها به هر یک از دیگر اقلام مالیاتی و نیز انتقال درآمد–خنثی از هر یک از اقلام مالیاتی به مالیات بر ثروت منجر به بهبود رشد اقتصادی در ایران می‌شوند. این اطلاعات می‌توانند راهنمای مفیدی برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی در جهت تعیین ساختار (ترکیب) بهینه مالیات‌ها با هدف افزایش رشد اقتصادی در ایران باشند برآورد.

منابع

ابونوری، عباسعلی و زیوری مسعود، سمیه (۱۳۹۳). "تأثیر درآمدهای مالیاتی بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد". *پژوهشنامه مالیات*، دوره ۲۲، شماره ۲۴، ۸۵–۶۳.

اکبرپور روشن، نرگس و حاجی کرمی، مرضیه (۱۳۹۳). "ترکیب مالیاتی و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۵، شماره ۱ و ۲، ۱۹۲–۱۶۲.

پورشهابی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶–۱۱۳.

حیدری، حسن و حسن‌زاده، اکبر (۱۳۹۵). "رابطه نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران". *رفاه اجتماعی*، دوره ۱۶، شماره ۶۳، ۱۲۵–۸۹.

خدایی، مهدی؛ جعفری، محمد و فتاحی، شهرام (۱۳۹۷). "بررسی اثرات سیاست‌های مالی بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران: مدل‌های حالت- فضا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۹۲–۷۹.

شفیعی، افسانه؛ تشکینی، احمد و برومند، زهـرا (۱۳۸۵). "آزمـون تأثیرگذاری سیاست مـالی بـر رشـد اقتصـادی". *پژوهشـنامه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۲۱-۸۱.

صامتی، مرتضی؛ طیبی، سـید کمیـل و حیـدری، سـمیه (۱۳۸۷). "اثر رشد درآمدهای مالیاتی دولت بـر تـورم و رشـد حقیقـی اقتصاد ایـران در دوره زمـانی (۱۳۸۶-۱۳۳۸)" . *پژوهشـنامه مالیات*، دوره ۱۶، شماره ۲، ۱۹۳-۱۷۵.

فرامرزی، ایوب؛ دشتبان فاروجی، ایوب؛ حکیمی‌پور، نادر؛ علیپـور، صادق و جباری، امیر (۱۳۹۴). "بررسی رابطه مالیات و رشـد اقتصادی، مطالعه موردی ایران و کشـورهای عضـو اوپـک و سازمان همکاری‌های اقتصـادی (OPEC) و (OECD)" . *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۲، ۱۲۲-۱۰۳.

فـولادی، معصـومه و سـتایش، هدیـه (۱۳۹۳). "مطالعـه آثـار سیاست‌های مالی بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها در ایران: رهیافت مدل تعادل عمومی". *برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۱۹، شماره ۱، ۱۰۹-۸۵.

منظور، منصور (۱۳۷۹). "تأثیر سیاست‌های مالیه دولـت بـر رشـد اقتصادی بلندمـدت". *پایـان‌نامـه دکتـرا*، دانشـکده اقتصـاد، دانشگاه تهران

موسوی جهرمی، یگانه، رضوی، محمدرضا؛ خدادادکاشی، فرهاد و ایزدی، سید حسین (۱۳۹۶). "بررسی مشـوق‌هـای هدفمنـد توسـعه منطقـه‌ای بـا رویکـرد DID، مطالعـه مـوردی: معافیت‌های مالیاتی موضوع مـاده ۱۳۲ قـانون مالیـات‌هـای مستقیم". *فصلنامه علمـی پژوهشـی پـژوهش‌هـای رشـد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۵۰-۳۳.

Acosta-Ormaechea, S., Sola, S. & Yoo, J. (2012). "Tax Composition and Growth: A Broad Cross-Country Perspective". *IMF Working Paper WP/12/257*, International Monetary Fund.

Akgun, O., Cournède, B. & Fournier, J. M. (2017). "The Effects of the Tax Mix on Inequality and Growth". *OECD Economics Department Working Paper*, Forthcoming.

Arnold, J., Brys, B., Heady, C., Johansson, A., Schwellnus, C. & Vartia, L. (2011). "Tax Policy for Economic Recovery and Growth". *The Economic Journal*, 121(550), F59-F80.

Barro, R. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth". *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S103–S125.

Bleaney, M. F., Gemmell, N. & Kneller, R. (2001). "Testing the Endogenous Growth Model: Public Expenditure, Taxation and Growth Over the Long-Run". *Canadian Journal of Economics,* 34(1), 36–57.

Blöchliger, H. (2015). "Reforming the tax on Immovable Property: Taking Care of the Unloved". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1205, OECD Publishing, Paris.

Engen, E. M. & Skinner, J. (1996). "Taxation and Economic Growth". *National Tax Journal,* 49(4), 617-642.

European Commission (2006). "Macroeconomic Effects of a Shift from Direct to Indirect Taxation: A Simulation for 15 EU Member States". *Note Presented by the European Commission Services at the 72nd meeting of the OECD Working Party No. 2 on Tax Policy Analysis and Tax Statistics.*

Gemmell, N., Kneller, R. & Instant, I. (2007). "Tax Composition and Economic Growth in OECD Countries", *Mimeo*.

Gemmell, N., Kneller, R. & Sant, I. (2011). "The Timing and Persistence of Fiscal Policy Impacts on Growth: Evidence from OECD Countries". *The Economic Journal*, 121(550), 33-58.

Hall. R. E. (1968). "Consumption Taxes Versus Income Taxes: Implications for Economic Growth". *Proceedings of the 61st Tax Conference*, San Fransisco, CA.

Harberger, A. (1964). "Taxation, Resource Allocation, and Welfare". In The Role of Direct and Indirect Taxes in the Federal Reserve System (pp. 25-80), *Princeton University Press.*

Johansson, A. (2016). "Public Finance, Economic Growth and Inequality: A Survey of the Evidence". *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1346, OECD Publishing, Paris.

Jones, L., Manuelli, R. & Rossi, P. (1993). "Optimal Taxation in Models of Endogenous

Growth". *Journal of Political Economy*, 101(3), 485–517.

Jorge, M.V., Violeta, V. & Yongzheng, L. (2009). "Direct Versus Indirect Taxation: Trends, Theory and Economic Significance". *Working Paper*, *09-11, Andrew Young School.*

Katz, C. J., Mahler, V. A. & Franz, M. G. (1983). "The Impact of Taxes on Growth and Distribution in Developed Capitalist Countries: A Cross-National Study". *The American Political Science Review*, 77(4), 871–886.

Kerr, I. A. & MacDonald, G. A. (1999). "Economic Growth and Taxation Mix in Selected Asian Economies". *Paper Presented to the 12th World Congress of the International Economic Association*, Buenos Aires, Argentina.

Kim, S. J. (1998). "Growth Effects of Taxes in an Endogenous Growth Model: To What Extent Do Taxes Affect Economic Growth?". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23(1), 125-158.

King, R. & Rebelo, S. (1990). "Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications". *Journal of Political Economy*, 98(5), S126–S150.

Kneller, R., Bleaney, M. F. & Gemmell, N. (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries". *Journal of Public Economics*, 74(2), 171-190.

Koester, R. B. & Kormendi, R. C. (1989). "Taxation, Aggregate Activity and Economic Growth: Cross-Country Evidence on Some Supply-Side Hypotheses". *Economic Inquiry*, 27(3), 367–386.

Lee, Y. & Gordon, R. H. (2005). "Tax Structure and Economic Growth*" .Journal of Public Economics*, 89(5-6), 1027-1043.

Marire, J. & Sunde, T. (2012). "Economic Growth and Tax Structure in Zimbabwe: 1984– 2009". *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies*, 5(2), 105-121.

Marsden, K. (1983). "Links Between Taxes and Economic Growth". *World Bank Staff Working Paper No 605*, The World Bank, Washington, D.C.

Martínez-Vázquez, J. & Vulovic, V. (2011). "Tax Structure in Latin America: its Impact on the Real Economy and Compliance". *International Studies Program,* Working Paper Series #1122.

McNabb, K. (2018). "Tax Structures and Economic Growth: New Evidence from the Government Revenue Dataset". *Journal of International Development*, 30(2), 173-205.

Mendoza, E. G., Milesi-Ferretti, G. M. & Asea, P. (1997). "On the Effectiveness of Tax Policy in Altering Long-run Growth: Harberger's Superneutrality Conjecture". *Journal of Public Economics*, 66(1), 99-126.

Mercedes, G. E. & Mehrez, G. (2004). "The Impact of Government Size and the Composition of Revenue and Expenditure on Growth" . *IMF*.

Miller, S. M. & Russek, F. S. (1993). "Fiscal Structures and Economic Growth: International Evidence". *Econ Papers.* http:/econpapers.repec.org/paper/wpawuwpma/9309001.htm.

Pecorino, P. (1993). "Tax Structure and Growth in a Model with Human Capital". *Journal of Public Economics*, 52(2), 251-271.

Rebelo, S. (1991). "Long-run Policy Analysis and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy*, 99, 500–521.

Skinner, J. (1987). "Taxation and Output Growth: Evidence from African Countries". *NBER Working Paper* No.2335, 42.

Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics,***7**0(1), 65–94.

Wang, P. & Yip, CK. (1992). "Taxation and Economic Growth: The Case of Taiwan". *American Journal of Economics and Sociology*, 51(3), 317-331.

Widmalm, F. (2001). "Tax Structure and Growth: Are Some Taxes Better than Others?". *Public Choice*, *107*(3-4), 199-219.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و پنجم (پیاپی۳۵)، تابستان ۱۳۹۸ (۱۴۸-۱۳۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 35 (Serial Number 35), June 2019 (137-148)

بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران

ابراهیم قائد[۱]، *علی دهقانی[۲]، محمد فتاحی[۳]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد برنامه ریزی سیستم‌های اقتصادی، دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران
۳. استادیار گروه مهندسی صنایع دانشگاه صنعتی شاهرود، شاهرود، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۳ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۱۹)

The Effect of Types of Renewable Resources on the Economic Growth of Iran

Ebrahim Ghaed[1], *Ali Dehghani[2], Mohammad Fattahi[3]

1. M.A.in Economic Systems Planning, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran
3. Assistant Professor of Industrial Engineering, Shahrood University of Technology, Shahrood, Iran

(**Received:** 24/Dec/2018 **Accepted:** 10/March/2019)

چکیده:

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۰ است. برای تحلیل موضوع از الگوی خود توضیح برداری، روش جوهانسون_ جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شده و بر اساس نتایج بدست آمده از این روش‌ها، اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشند. همچنین نتایج بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۶۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود و می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی الکتریکی تولید شده توسط انرژی‌های تجدیدپذیر و تولید انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر (باد، خورشید، آب و زمین گرمایی)، به ترتیب باعث افزایش ۰/۸۷، ۱/۱۷، ۶/۴۴، ۴/۲۹، ۱/۷۸، ۲/۰۹ و ۱/۵۶ درصد در رشد اقتصادی می‌شوند و مشخص شد که از بین انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر اثر انرژی بادی بر رشد در مقایسه با سایر انرژی‌ها بیشتر است و باید سرمایه‌گذاری در انرژی بادی را در اولویت قرار دهیم. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده از پژوهش، توصیه سیاستی این است که، با توجه به فراوانی انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران و از آنجا که انرژی بادی در مقایسه با سایر انرژی‌ها بیشترین اثر را بر رشد اقتصادی دارد؛ با سرمایه‌گذاری در این واحد انرژی می‌توان سهم استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را در ایران افزایش داد.

واژه‌های کلیدی: انرژی‌های تجدیدپذیر، رشد اقتصادی، تصحیح خطا، روش جوهانسون _ جوسیلیوس.
طبقه‌بندی JEL: O13، C13، C22.

Abstract:

The main objective of this study is to investigate the effect of types of the renewable energy on Iran's economic growth during the period of 1981-2017. For this analysis, Vector Autoregressive Model, Johansson-Juselius method and Vector Error Correction Model are used. In accordance with the obtained results, the effect of the variables' coefficients is coincident based on the theoretical foundations and statistically significant. The results indicate that in the long run, the variables of renewable energy investment by the private sector, the power generation from the renewable energy, and the consumption of renewable energies, which are considered as indicators for renewable energies, have a positive and significant effect on the economic growth. The coefficient of the error correction method indicates that about 0.62 of the short-term imbalance is adjusted in each period to achieve the long-term equilibrium. Further, in the long run, a one percentage increase in the labor force, renewable energy investment by the private sector, electricity generation from renewable energy, and the production of types of renewable energies (wind, solar, hydro and geothermal) leads to 0.87, 1.17, 6.44, 4.29, 1.78, 2.09 and 1.56 percentage increase in the economic growth, respectively and it became clear that it was found that among renewable energy sources, the effect of wind energy on growth is higher than other energies and we have to prioritize investment in wind energy. Therefore, according to the results of the research, the political recommendation is that, considering the process of the types of renewable energy sources in Iran, since wind energy has the greatest effect on economic growth compared to other energy sources, by investing in this unit, the share of renewable energy use in Iran could be increased.

Keywords: Renewable Energy, Economic Growth, Vector Error Correction Model and Johansson-Juselius Method.
JEL: O13, C13, C22.

***نویسنده مسئول:** علی دهقانی
E-mail: dehghani@Shahroodut.ac.ir

*Corresponding Author: Ali Dehghani

۱- مقدمه

انرژی به عنوان نیروی محرکه فعالیت‌های تولیدی، زیربنای اساسی فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی هر کشوری به حساب می‌آید. با توجه به رشد روزافزون اقتصاد و نقش پیچیده انرژی در این زمینه، نمی‌توان تصمیمات مربوط به انرژی را به سادگی اتخاذ کرد زیرا با توجه به یکی از نهاده‌های اصلی تولید هر گونه تصمیم‌گیری در این زمینه اقتصاد کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد (شهنازی و همکاران، ۱۳۹۶: ۵۱). به دلایل زیست محیطی و آشکار شدن مضرات ناشی از سوخت‌های فسیلی و تأثیرات منفی آنها بر چرخه‌های اکولوژیکی، انگیزه استفاده از منابع انرژی‌های تجدیدپذیر در جهان افزایش یافته و برنامه‌ریزی انرژی و استفاده از منابع تجدیدپذیر اهمیت ویژه‌ای پیدا کرده است (شعبان زاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۴۳ و محمودی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۲۷)، به گونه‌ای که بر اساس اطلاعات آماری منتشر شده از انرژی جهان در سال ۲۰۰۹ تا ۲۰۱۲ حدود ۵/۷ میلیون نفر در سراسر جهان به طور مستقیم یا غیر مستقیم در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر مشغول به کار بوده‌اند و بر اساس آخرین آمار همین مرکز، در سال ۲۰۱۶ سرمایه‌گذاری اروپا در بخش انرژی‌های تجدیدپذیر به میزان ۴ درصد (۳۳/۵ میلیارد دلار) و برزیل ۳۶ درصد (۳/۷ میلیارد دلار) افزایش یافته است و در بین کشورهای آسیایی چین با ۱۳/۴٪، هند با ۴/۶٪ و ژاپن با۳/۴٪ به ترتیب رتبه‌های اول تا سوم را در تولید انرژی‌های تجدیدپذیر به خود اختصاص داده‌اند.

پس با توجه به نیاز روزافزون استفاده از انرژی برای تأمین خواسته‌ها، کشورهایی از جمله ایران باید رویکرد اساسی نسبت به دستیابی به انرژی‌های تجدیدپذیر را در دستور کار خود قرار دهند، چرا که ایران نیز همانند سایر کشورهای در حال توسعه با چالش‌های مهمی در زمینه سیاست‌های انرژی، زیست محیطی و عوامل اجتماعی روبه‌رو می‌باشد.

ایران با دارا بودن ۱۰ درصد از منابع نفتی جهان و ۱۵ درصد از گاز جهان به عنوان کشوری غنی از منابع و سوخت‌های فسیلی مطرح است که این منابع باعث شده است تا میزان استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در کشور کاهش یابد و تنها در بخش تولید انرژی برق از این نوع انرژی‌ها، تا حدودی استفاده شود. بر اساس آمار وزارت نیرو (۱۳۹۰)، در حال حاضر ۸۳/۵ درصد از کل ظرفیت تولید برق کشور مربوط به نیروگاه حرارتی، ۱/۵ درصد توسط نیروگاه اتمی، ۰/۱۴ درصد به وسیله واحدهای نیروگاهی برق آبی، ۰/۳ درصد انرژی‌های نو و ۰/۷ درصد مربوط به نیروگاه‌های مولد مقیاس کوچک یا تولید پراکنده است. بنابراین با توجه به وضعیت آلودگی هوا و لزوم سیاستی مناسب جهت کاهش آن و همچنین با توجه به ضرورت رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران، جایگزینی انرژی‌های تجدیدپذیر به جای سوخت‌های فسیلی، می‌تواند به عدم توقف در جهت برنامه‌های رشد اقتصادی منجر شود (ملکی، ۱۳۸۳: ۲۸؛ شهبازی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۵؛ فطرس و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۱ و بینج[1]، ۲۰۱۱: ۱).

در زمینه بررسی تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران می‌توان بیان کرد که برخی معتقدند که تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر موجب رشد اقتصادی می‌شود و مطالعات تجربی انجام شده نظیر مطالعات چین و هو[2] (۲۰۰۸: ۳۰۴۷)، سادورسکی[3] (۲۰۰۹: ۴۰۲۱)، اوجال و اصلان[4] (۲۰۱۳: ۴۹۴) و اینگلسی لوتز[5] (۲۰۱۶: ۶۲) و مطالعات داخلی نظیر فطرس و همکاران (۱۳۹۰: ۸۱)، دامن کشیده و همکاران (۱۳۹۲: ۴۳)، اسدزاده و جلیلی (۱۳۹۴: ۱۶۱)، صادقی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۷۱)، محمدی خیاره و همکاران (۱۳۹۶: ۸۲)، امامی‌میبدی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۳۷) و ارباب و همکاران (۱۳۹۶: ۲۹) نیز رشد اقتصادی را ناشی از تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر نتیجه‌گیری نمودند. در حالی که مطالعات دیگری، توسط اقتصاددانان انجام شده‌اند که معتقدند تأثیر انواع انرژی‌های تجدیدپذیر موجب رشد اقتصادی نمی‌شود و ارتباط غیرمستقیم بین آنها را نتیجه‌گیری کرده‌اند. از جمله این مطالعات می‌توان به هوآنگ و همکاران[6] (۲۰۰۸: ۷۵۵)، مارکویز و همکاران[7] (۲۰۱۰: ۳۶۲)، منگاکی[8] (۲۰۱۱: ۲۵۷)، کولیونیس[9] (۲۰۱۳: ۱۴۸) و درگیادس و همکاران[10] (۲۰۱۳: ۶۸۶) اشاره نمود. در خصوص مطالعات داخلی نیز می‌توان به مطالعات میرزایی (۱۳۸۷: ۴۶)، استادزاد (۱۳۹۲: ۵) و تهامی‌پور و همکاران (۱۳۹۵: ۵۳) اشاره نمود.

بنابراین بر مبنای مزیت‌های ذکر شده، این مطالعه در نظر دارد برای اولین‌بار، با بکارگیری الگوی خودتوضیح برداری، جوهانسون – جوسیلیوس و تصحیح خطا در طی سال‌های

1. Binh (2011)
2. Chien & Hu (2008)
3. Sadorsky (2009)
4. Ocal and Aslan (2013)
5. Inglesi-Lotz (2016)
6. Huang et al. (2008)
7 Marques et al. (2010)
8. Menegaki (2011)
9. Kulionis (2013)
10. Dergiades et al. (2013)

۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ رابطه بین تأثیر انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی را مورد توجه و بررسی قرار دهد و فرضیه‌های زیر را آزمون می‌کند: ۱- بین رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران رابطه علّیت مثبت برقرار است. ۲- با استفاده از مدل تصحیح خطا و جوهانسون یک رابطه علّی دوسویه و بلندمدت میان رشد اقتصادی و انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر برقرار است که نشان می‌دهد با تولید انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر، رشد اقتصادی افزایش پیدا می‌کند پس به صورت مکمل با هم مرتبط هستند. از این رو بررسی می‌شود که اثر کدام یک از انواع انرژی‌ها بر رشد اقتصادی بیشتر است. بنابراین متغیرهای بکار گرفته شده در مدل شامل تولید ناخالص داخلی، نیروی کار، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی الکتریکی تولید شده توسط انرژی‌های تجدیدپذیر و همچنین تولید انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر (باد، خورشید، آب و زمین گرمایی)، می‌باشد. سازماندهی این مقاله به صورت زیر خواهد بود: در بخش اول مقدمه، بخش دوم ادبیات نظری، بخش سوم پیشینه تحقیق بیان شده، بخش چهارم معرفی مدل پژوهش و روش تخمین، بخش پنجم یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج و نهایتاً در بخش پایانی به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته شده است.

۲- ادبیات موضوع

پژوهش‌های متعدد پژوهشگران در سطح جهان نشان می‌دهد که سرعت روند رشد مصرف انرژی در اکثر کشورهای جهان به سطح رشد اقتصادی بستگی دارد (مهرآرا، ۲۰۰۷: ۲۹۳۹؛ مزرعتی، ۱۳۷۸: ۵۳). اقتصاددانان نئوکلاسیک استدلال می‌کنند که انرژی عامل تولیدی در تابع تولید کل است. از این رو تابع تولیدی پیشنهادی آنها به صورت رابطه ۱ می‌باشد.

(۱)

$$Q=f[G(K,E), L]$$

با این توضیح که از ترکیب انرژی و سرمایه G حاصل می‌شود و پس از ترکیب شدن با نیروی کار، محصول بدست می‌آید، پس انرژی ارتباط ضعیفی با نیروی کار دارد (برندت و وود[1]، ۱۹۷۵: ۲۵۹). همچنین به نقل از اقتصاددانان اکولوژیست، انرژی به عنوان مهم‌ترین عامل رشد محسوب می‌شود، از این رو کالاهای تولیدی در اقتصاد و حتی نیروی انسانی آموزش دیده و غیرمتخصص با صرف فراوان انرژی حاصل می‌شوند، نیروی کار و سرمایه عامل واسطه‌ای می‌باشند که بکارگیری آن نیازمند انرژی است (استرن و همکاران[2]، ۱۹۹۳: ۱۴۷). همچنین انرژی بر اساس تأثیری که بر نیروی کار و سرمایه می‌گذارد به طور غیرمستقیم بر رشد اقتصادی مؤثر است (برندت و وود[3]، ۱۹۸۵: ۲۲۳).

با رشد اقتصادی، کشورها در تلاش برای بهبود و افزایش کارایی استفاده از انرژی هستند، آنها با اقداماتی که موجب افزایش اثربخشی و کارایی انرژی می‌شود، هزینه‌های نهایی انرژی را کاهش داده و همین امر باعث افزایش انرژی می‌شود. این اثر به اثر بازگشتی معروف است (بروکز[4]، ۲۰۱۷: ۳۵۵). در چارچوب مکتب نئوکلاسیک (استرن و کلولند[5]، ۲۰۰۴:۴۰۱) رابطه بین انوع انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی به صورت تابع تولید زیر بیان شده است:

(۲)

$$(Q_1,\cdots,Q_M)=f(A,X_1,\cdots,X_n,E_1,\cdots,E_p)$$

که در آن Q_i تولید کالا و خدمات مختلف است، X_i نهاده‌های مختلف تولیدی از قبیل سرمایه و نیروی کار می‌باشد، E_i نهاده‌های متفاوت انرژی مانند نفت، زغال سنگ، گاز و مانند آنهاست و A وضعیت انرژی یا شاخص بهره‌وری کل عوامل می‌باشد. در تابع تولید بالا رابطه بین انرژی و تولید کل به وسیله عواملی چون جانشینی بین انرژی و دیگر نهاده‌ها، تغییرات تکنولوژیکی، تغییر ترکیب عوامل انرژی و تغییر ترکیب محصول تولیدی تحت‌تأثیر قرار می‌گیرد (استرن و کلولند، ۲۰۰۴: ۴۰۱).

پس می‌توان گفت رشد اقتصادی هر کشوری منجر به افزایش میزان تقاضای انرژی می‌شود، از این رو در هر کشوری میزان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر به شدت به سطح فعالیت‌های اقتصادی و رشد آن بستگی دارد (سلیم و همکاران[6]، ۲۰۱۴: ۳۵۰).

با مشاهده روند مصرف انرژی کشورهای پیشرفته طی سال‌های گذشته، درمی‌یابیم که میزان مصرف انرژی آنها افزایش یافته است اما در این میان میزان مصرف سوخت‌های فسیلی به دلیل انتشار گازهای گلخانه‌ای کاهش پیدا کرده است (کستانتینی و مارتینی[7]، ۲۰۱۷: ۶۰۶).

بهبود سطح زندگی مردم و مکانیزه شدن تولید به منظور

1. Berndt & Wood (1975)

2. Stern et al. (1993)
3. Berndt & Wood (1985)
4. Brookes (2017)
5. Stern & Cleveland (2004)
6. Salim et al. (2014)
7. Costantini & Martini (2017)

ارتقای سطح بهره‌وری کار، افزایش سریع مصرف انرژی را موجب می‌شود، البته افزایش سریع مصرف انرژی در مراحل اولیه رشد اقتصادی رخ می‌دهد. در مراحل بعدی رشد اقتصادی، با پدیدار شدن آثار سوءِ زیست محیطی و نیز ارتقای آگاهی‌های عمومی، روند مصرف انرژی به دلیل استفاده بهینه آن کاهش می‌یابد (بهبودی و همکاران، ۱۳۸۸: ۱).

در ایران نیز طبق قانون اصلاح الگوی مصرف انرژی، دستگاه‌های مختلف، از جمله وزارت نیرو و وزارت نفت، موظف به حمایت از گسترش استفاده از منابع تجدیدپذیر انرژی، شامل انرژی‌های خورشیدی، بادی، آبی، زمین گرمایی و زیست توده، شده‌اند. شواهد نشان می‌دهد، اگر چه پتانسیل ایران برای استفاده از منابع تجدیدپذیر بسیار زیاد است، اما تاکنون به نحو شایسته‌ای مورد بهره‌برداری قرار نگرفته است (الهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۳۸).

فطرس و همکاران در بررسی تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی بین دو گروه از کشورهای منتخب عضو و غیر عضو OECD[1] با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد پانلی، هم‌انباشتگی پانلی و آزمون حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS[2]) در طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۸۰ نشان دادند که در کشورهای دارای رشد اقتصادی بالا، بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و میزان تأثیرگذاری مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در کشورهای عضو OECD بیشتر از کشورهای غیر عضو بوده است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۰: ۸۱).

مهرنوش در تحلیل تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه با استفاده از مدل سری زمانی (OLS) در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۷۵ نشان داد که اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی برابر ۰/۹۲ درصد و بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی برابر ۰/۰۸۳ درصد می‌باشد که نشان دهنده آن است که بین این دو متغیر رابطه دوطرفه معنادار وجود دارد (مهرنوش، ۱۳۹۳: ۱۸).

عابدی و همکاران در مطالعه رابطه میان انتشار گاز CO2، انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی فسیلی و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی خود توضیح برداری (VAR) در طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۱ نشان دادند که بین متغیرهای نرخ رشد انتشار دی‌اکسیدکربن، نرخ رشد مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ارتباط دوطرفه وجود دارد. به عبارتی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر تولید ناخالص داخلی بر میزان انتشار دی اکسیدکربن اثرگذار است (عابدی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱).

تهامی‌پور و همکاران در بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر سرانه رشد اقتصادی واقعی ایران با استفاده از مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی (ARDL) و روش هم‌انباشتگی برای تعیین وجود رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۴۶ دریافتند که در بلندمدت یک رابطه منفی معنی‌دار بین مصرف انرژی الکتریکی، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و مصرف مواد سوختنی و بازیافتی با سرانه رشد اقتصادی واقعی وجود دارد، به طوری که در بلندمدت مصرف یک درصد از متغیرهای مذکور سرانه رشد اقتصادی واقعی را به ترتیب ۰/۷۱، ۰/۷۲ و ۰/۷۹ درصد کاهش می‌دهد (تهامی‌پور و همکاران، ۱۳۹۵: ۵۳).

فیلسوف‌کاخکی در بررسی رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح‌برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۴ نشان داد که بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (فیلسوف کاخکی، ۱۳۹۶: ۳).

صادقی و همکاران به بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی و کیفیت محیط‌زیست در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون ساختاری (SVAR) در طی سال‌های ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج نشان داد که بروز شوکی مثبت در مصرف انرژی تجدیدپذیر، منجر به افزایش رشد اقتصادی و انتشار CO2 می‌شود، از طرفی تحلیل تجزیه واریانس نیز حاکی از آن است که سهم انرژی تجدیدپذیر در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی GDP و CO2 در سطح پایینی قرار دارد. از این رو با توجه به مزیت‌های انرژی تجدیدپذیر توصیه می‌شود افزایش سهم این نوع انرژی از کل انرژی تولیدی کشور در افق کار سیاست‌مداران قرار گیرد (صادقی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۷۱).

آپرجیس و پاین[3] در تحلیل رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی برای ۶ کشور آمریکای مرکزی با تکنیک هم‌انباشتگی پانلی پدرونی و مدل تصحیح خطای پانلی

1. Organisation for Economic Co-operation and Development
2. Dynamic Ordinary Least Squares
3. Apergis & Payne (2012)

در طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۹۰ نشان دادند که وجود رابطه مثبت و معنادار بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت برقرار است (آپرجیس و پاین، ۲۰۱۲: ۷۳۳).

عمری و چایبی[1] در بررسی رابطه بین انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در ۱۷ کشور در حال توسعه و پیشرفته[2] با استفاده از مدل همزمان معادله پویا در طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۶ نشان داد که بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد (عمری و چایبی، ۲۰۱۴: ۱۸۸).

ماجی[3] در مطالعه رابطه میان مصرف انرژی تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در برخی از کشورهای در حال توسعه با استفاده از الگوی ARDL در طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۵ نشان داد که با وجود عدم رابطه معنی‌دار میان معیارهای انرژی پاک و رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت، میان معیارهای انرژی‌های پاک و رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه منفی برقرار است. همچنین رابطه مثبت و معنی‌دار بین رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر قابل احتراق می‌باشد (ماجی، ۲۰۱۵: ۱۵۰).

اوهلان[4] در مطالعه خود اثر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی در هند را با استفاده از الگوی ARDL در طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۱ بررسی کرد. نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معنی‌دار بین مصرف انرژی تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت وجود دارد. این در حالی است که کشش بلندمدت رشد اقتصادی نسبت به انرژی تجدیدپذیر از لحاظ آماری معنادار نیست (اوهلان، ۲۰۱۶: ۱۰۵۳).

آپرگیس و پاین[5] در مطالعه‌ای برای بررسی ارتباط بین انرژی الکتریکی و رشد اقتصادی در ۱۹ کشور با استفاده از روش مدل تصحیح خطا در طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۴ به این نتیجه رسیدند که رابطه علّی میان این دو متغیر در بلندمدت وجود دارد و همچنین متوجه شدند که با افزایش مصرف انرژی الکتریکی، رشد اقتصادی هم افزایش می‌یابد و این نشان دهنده آن است که بین این دو متغیر ارتباط معنادار و مثبت وجود دارد (آپرگیس و پاین، ۲۰۱۶: ۷۱۷).

ایتو[6] در مطالعه رابطه بین انتشار CO2، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و غیرقابل تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) در طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۲ نشان داد که مصرف انرژی‌های تجدیدناپذیر تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارد. همچنین نتایج نشان داد که رابطه مثبت و معنادار بین رشد اقتصادی و انرژی‌های تجدیدپذیر در بلندمدت وجود دارد؛ از این رو مصرف این انرژی‌های تجدیدپذیر می‌تواند به رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه کمک کند (ایتو، ۲۰۱۷: ۱).

یو و جانگ[7] در خصوص ارتباط میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی بر روی کشور کره با استفاده از داده‌های سری زمانی مدل تصحیح خطا[8] در طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۷۷ نشان دادند که رابطه علّی دوسویه میان مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی برقرار است و مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی به صورت مکمل با هم مرتبط هستند (یو و جانگ، ۲۰۱۷: ۱۰۱).

آدامس و همکاران[9] در بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و نوع رژیم بر روی رشد اقتصادی در ۳۰ کشور آفریقایی جنوب صحرای آفریقا (SSA) با استفاده از آزمون‌های هماهنگ سازی پانل‌های ناهمگن و تست تصحیح خطا در طول دوره ۲۰۱۲-۱۹۸۰ نشان دادند که هر دو انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر تأثیر مثبت و بلندمدتی بر روی رشد اقتصادی دارد، به این صورت که با افزایش ۰/۱۰ درصدی مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر رشد اقتصادی به ترتیب به میزان ۰/۲۷ درصد و ۲/۱۱ درصد افزایش می‌یابد. علاوه بر این یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که دولت‌های دموکراتیک نرخ رشد اقتصادی بالاتری را نسبت به کشورهای مستقل دارند (آدامس و همکاران، ۲۰۱۸: ۷۵۸).

زافر و همکاران[10] در مطالعه انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و تأثیر آن بر رشد اقتصادی برای کشورهای همکاری اقتصادی آسیا و اقیانوسیه (APEC) با استفاده از آزمون همسترینگ برای بررسی روابط تعادل بلندمدت بین متغیرها و تأیید حضور همزیستی در بلندمدت برای دوره‌ای از

1. Omri & Chaibi (2014)

۲. بلژیک، اسپانیا، بلغارستان، کانادا، هلند، سوئد، آرژانتین، برزیل، فرانسه، پاکستان، ایالات متحده آمریکا، فنلاند، مجارستان، هند، ژاپن، سوئیس و انگلستان.

3. Maji (2015)
4. Ohlan (2016)
5. Apergis & Payne (2016)
6. Ito (2017)
7. Yoo & Jung (2017)
8. Vector Error Correction Model(VECM)
9. Adams et al. (2018)
10. Zafar et al. (2018)

سال‌های ۲۰۱۵-۱۹۹۰ به این نتیجه رسیدند که نقش تحریک‌کننده انرژی (مصرف تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر) در رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین معتقد هستند که کشورها باید سرمایه‌گذاری در بخش‌های انرژی تجدیدپذیر را افزایش دهند و برنامه‌هایی را برای توسعه انرژی تجدیدپذیر و رشد انرژی پایدار طراحی کنند (زافر و همکاران، ۲۰۱۸: ۳۸).

با بررسی‌هایی که تحقیق انجام داد می‌توان نتیجه گرفت که مطالعه‌ای که با استفاده از روش‌های الگوی خود توضیح برداری، روش جوهانسون ـ جوسیلیوس و روش تصحیح خطا برای بررسی تأثیر انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی پرداخته شده باشد، انجام نشده است. بنابراین این مطالعه از این جهت حائز اهمیت می‌باشد.

۳- روش شناسی

این پژوهش از لحاظ روش علّی- تحلیلی و از نظر هدف؛ کاربردی بوده و روش جمع‌آوری اطلاعات نیز از نوع اسنادی – کتابخانه‌ای است. آمار و اطلاعات متغیرهای مورد نیاز در مدل به صورت سری زمانی سالانه ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۶ از بانک اطلاعات سری زمانی، وزارت نیرو و بانک جهانی استخراج شده است. برای شناسایی و توضیح رابطه بلندمدت بین متغیرها چندین روش پیشنهاد شده است. روش انگل_ گرنجر، ARDL و روش معروف جوهانسون-جوسیلیوس[1]. درابتدا روش انگل _ گرنجر معرفی شد اما به دلیل عدم توجه به تعاملات پویای کوتاه‌مدت بین متغیرها در استفاده از این روش چندان مورد توجه قرار نمی‌گیرد و از اعتبار کافی برخوردار نیست. زیرا فرضیه‌های بدست آمده با استفاده از داده‌های آزمون‌های مشترک باطل هستند. بنابراین باید از روش‌هایی استفاده کرد تا الگوی پویایی بلندمدت را تغییر دهند و منجر به برآوردهای دقیق‌تر از ضرایب مدل شوند. مدل جوهانسن و جوسیلیوس یک مدل جایگزین بود که توانست با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راست نمایی صورت می‌گیرد نقایص روش انگل_ گرنجر را حل کند. اساس کار آن را یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) به صورت رابطه ۳ تشکیل می‌دهد.

$$Xt = \sum_{i=1}^{p} \emptyset i Xt - i + \varepsilon t \qquad (۳)$$

که در آن Xt، نشان دهنده یک بردار حاوی متغیرها. Φi، ماتریس ضرایب و εt یک عنصر باقی مانده و p به عنوان حداکثر طول وقفه برای الگوی VAR معرفی می‌شود. در این روش برای نشان دادن پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌توان دستگاه معادلات ۳ را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری[2] به صورت رابطه ۴ نوشت (حلادا و همکاران[3]، ۲۰۰۸: ۴۰۳).

$$\Delta Xt = \Pi Xt - 1 + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma i \Delta Xt - i + \varepsilon t \qquad (۴)$$

که در آن ماتریس‌های Γ و Π به ترتیب نشان دهنده روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرهای مدل هستند. با فرض اینکه ماتریس Π دارای درجه r هست، ماتریس Π را می‌توان به صورت رابطه ۵ تجزیه کرد (کرچگاسنر و همکاران[4]، ۲۰۱۲: ۲۴۲).

$$\Pi = a\beta \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، α ماتریس تنظیم رابطه کوتاه‌مدت به رابطه بلندمدت با ابعاد P × r است و β بردار همگرایی بین متغیرهای P × r می‌باشد. اگر رتبه ماتریس Π را r در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف: r = n، که در این صورت کلیه متغیرهای بردار Y، I(0) هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرها است.

ب: r = 0، که در این صورت هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y، وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VARدر تفاضل مرتبه اول متغیرها است.

ج: $0 < r \leq n - 1$، که در این صورت r ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y یا به عبارت دیگر r بردار هم‌انباشتگی[5] وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای هم‌انباشتگی استفاده می‌شود (والتر[6]، ۱۹۹۵: ۲۰۲). الگوی برآورد جوهانسن ـجوسیلیوس، حداکثر احتمال را برای α وβ فراهم می‌کند. همچنین برای تعیین درجه ماتریس Π و

1. Johansen- Juselius

2. Vector Error Correction Model(VECM)
3. Halada et al. (2008)
4. Kirchgassner et al. (2012)
5. Co-integration Vector
۶. برای آشنایی بیشتر با روش جوهانسن- جوسیلیوس، مراجعه شود به Walter (1995).

دستیابی به روابط همگرایی r از آزمون‌های ماتریس اثر (trace) و حداکثر مقادیر ویژه (max) استفاده می‌شود. برای استفاده از روش جوهانسن_جوسیلیوس ابتدا باید تعداد بهینه متغیرهای درون‌زا را محاسبه نمود. سپس با استفاده از مقادیر سطح متغیر، مدل VARرا تشکیل و رتبه آن را با استفاده از معیارهای آکایک (AIC)، شوارتز (SBC) و حنان کویین (HQC) تعیین نمود. پس از آن با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر (trace) و حداکثر مقادیر ویژه (max) به تعیین بردارهای همگرایی و استخراج رابطه بلندمدت پرداخته شود (بابایی و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۸۳).

٤- نتایج برآورد مدل

هدف اصلی این مطالعه، بررسی تأثیر انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران است. مدل بکار گرفته شده در پژوهش حاضر برگرفته از مدل آدو بوده و مطابق رابطه ۶ می‌باشد (آدو[1]، ۲۰۱۲: ۲۵).

(۶)

$$LGDP= \beta0+ \beta1\ LAFO +\beta2\ LIEPP+\beta3LEPRS+\beta4\ LWIND+ \beta5\ LSOLAR+ \beta6\ LHIDRO+ \beta7\ LGTH+U$$

که در آن:

GDP[2]: تولید ناخالص داخلی

LAFO[3] : نیروی کار

IEPP[4] : سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در انرژی‌های تجدیدپذیر

EPRS[5] : انرژی الکتریکی تولید شده توسط انرژی‌های تجدیدپذیر

WIND[6]: انرژی بادی

SOLAR[7]: انرژی خورشیدی

HYDRO[8]: انرژی آبی

GEOTHERMAL[9]: انرژی زمین گرمایی

U: جملات پسماند مدل.

L: علامت لگاریتم.

قبل از تخمین معادله برای بررسی مانایی داده‌ها آزمون ریشه واحد انجام شده است. از آنجایی که داده‌های متغیرهای مورد بحث در این پژوهش به صورت سری زمانی است؛ از این رو ضروری است که ابتدا متغیرهای مدل به لحاظ ایستایی و ناایستایی آزمون شود. به علت در دسترس نبودن تمام داده‌ها و ایجاد رابطه علّی و دوطرفه میان داده‌ها، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر[10] استفاده شده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

متغیرها	آماره محاسبه شده	ارزش احتمال	نتیجه
تولید ناخالص داخلی	-۳/۳۷۹۶	۰/۰۰۰۰	I(1)
نیروی کار	-۳/۵۶۱۴	۰/۰۰۰۰	I(1)
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی	-۳/۵۰۰۴	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی الکتریکی	-۲/۶۴۵۷	۰/۰۰۷۴	I(1)
انرژی بادی	-۳/۴۵۲۸	۰/۰۱۱۷	I(1)
انرژی خورشیدی	-۳/۱۹۶۶	۰/۰۴۰۱	I(1)
انرژی آبی	-۳/۰۴۸۳	۰/۰۰۰۰	I(1)
انرژی زمین گرمایی	-۳/۱۸۹۹	۰/۰۰۰۲	I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه در مطالعه حاضر فرضیه صفر مبتنی بر عدم وجود خودرگرسیونی بین جملات اخلال در آنها رفع شده، همه متغیرها پس از تفاضل‌گیری در مرتبه اول در سطوح اطمینان ۱٪ و ۵٪ و۱۰٪ مانا شده‌اند. در گام بعد برای بررسی روابط بلندمدت میان متغیرهای الگو، باید طول وقفه بهینه آزمون شود. برای بررسی طول وقفه بهینه آزمون‌های مختلفی وجود دارد که از آن میان می‌توان از آزمون‌های انگل _ گرنجر[11]، جوهانسون _ جوسیلیوس[12]، ARDL[13] و همچنین آزمون کرانه‌ها[14] نام برد.

۴-۱- تعیین طول وقفه بهینه

تخمین مدل‌هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[15] است که در این بین، بدست آوردن طول وقفه بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها می‌باشد. با توجه به تعداد متغیرهای الگو و کمتر بودن

1. Adu (2012)
2. Gross Domestic Product
3. Labor Force
4. Investment in energy with private participation
5. Electricity production from renewable sources
6. Wind Energy
7. Solar Energy
8. Hydro Energy
9. Geothermal Energy
10. Augmented Dickey-Fuller Test
11. Angel-Granger
12. Johansen- Juselius
13. Autoregressive Distributed Lag Models
14. Bounds Test
15. Vector Autoregressive Model (VAR)

حجم نمونه مورد مطالعه از صد، معیار شوارتز – بیزین[1] برای تعیین طول وقفه بهینه استفاده شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه در الگوی VAR

تعداد وقفه	SC
۱	۲۰۵/۰۸۰۰
۲	۱۹۳/۵۳۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در جدول (۲) کمترین مقدار معیار شوارتز ـ بیزین در وقفه دو بدست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه بهینه الگوی VAR وقفه دو می‌باشد.

۴-۲- بررسی بردار همگرایی

با توجه به اینکه متغیرهای مدل، دارای مرتبه هم‌انباشتگی یکسان بوده و همگی پایا درتفاضل مرتبه اول می‌باشند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسون_جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه بهینه دو؛ به عنوان وقفه بهینه مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر[2] و حداکثر مقادیر ویژه[3]، به تعیین تعداد بردارهای همگرایی پرداخته شده است. جداول (۳) و (۴) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج آزمون ماتریس اثر (trace)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی درسطح ٪۹۵	ارزش احتمال درسطح ٪۹۵
r = 0 *	r	۳۶۳/۹۰	۱۲۵/۶۱	۰/۰۰۰۰
r≤ 1 *	r	۲۲۰/۳۳	۹۵/۷۵	۰/۰۰۰۰
r≤ 2 *	r	۱۲۲/۱۴	۶۹/۸۱	۰/۰۰۰۰
r≤ 3	r	۶۱/۳۶	۴۷/۸۵	۰/۱۱۷۹
r≤ 4	r	۲۶/۳۷	۲۹/۷۹	۰/۱۰۱۷
r≤ 5	r	۲/۸۳	۱۵/۴۹	۰/۹۹۴۵
r≤ 6	r	۲/۴۶	۳/۸۴	۰/۸۵۱۷
r≤ 7	r	۲/۲۸	۲/۵۸	۰/۸۰۲۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جداول (۳) و (۴) ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج هر دو آماره آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه، وجود سه بردار همگرایی بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (max)

فرضیه صفر	فرضیه مقابل	مقدار آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح ٪۹۵	ارزش احتمال در سطح ٪۹۵
r = 0 *	r	۱۴۳/۵۷	۴۶/۲۳	۰/۰۰۰۰
r≤ 1 *	r	۹۸/۱۹	۴۰/۰۷	۰/۰۰۰۰
r≤ 2 *	r	۶۰/۷۸	۳۳/۸۷	۰/۰۰۰۰
r≤ 3	r	۳۴/۹۹	۲۷/۵۸	۰/۱۱۷۱
r≤ 4	r	۲۴/۳۳	۲۱/۱۳	۰/۱۰۴۷
r≤ 5	r	۲/۹۹	۱۴/۲۶	۰/۹۹۰۸
r≤ 6	r	۲/۴۶	۳/۸۴	۰/۸۵۱۷
r≤ 7	r	۲/۲۸	۲/۵۸	۰/۸۰۲۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در ادامه، مطابق رابطه ۶، رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زای اول انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشد. همان‌طور که در بردار بهینه انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشد.

(۷)

$$LGDP=3.5912+0.87LLAFO+1.17LIEPP$$
$$t=3.43 \qquad t=2.24$$
$$+6.44LEPRS+4.29\ WIND+1.78\ SOLAR$$
$$t=2.19 \qquad t=2.59 \qquad t=1.95$$
$$+\ 2.09\ HYDRO+1.56\ GTH$$
$$t=1.93 \qquad t=1.89$$

بر اساس رابطه ۷، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی الکتریکی تولید شده توسط انرژی‌های تجدیدپذیر و تولید انرژی‌های تجدیدپذیر (باد، خورشید، آب و زمین گرمایی)، به ترتیب باعث افزایش ۰/۸۷، ۱/۱۷، ۶/۴۴، ۴/۲۹، ۱/۷۸، ۲/۰۹ و ۱/۵۶ درصد در رشد

1 Schwarz- Bayesian
2. Trace Matrix
3 . Maximum Eigen Value

اقتصادی می‌شوند.

در مرحله بعد الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۵) نشان داده شده است.

با توجه به جدول (۵)، ملاحظه می‌شود که ضریب جمله تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$؛ معنی‌دار بوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر با رقم ۰/۶۲- بدست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره ۰/۶۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۵. الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماره t
Δ(LGDP)	-	-	-
C	۰/۳۸۰۲	۰/۰۲۲۰	۳/۶۰۶۰
ECM(-1)	-/۶۲۵۰	۰/۷۱۱۴	-۲/۷۶۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هدف اصلی این پژوهش بررسی تأثیر انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۶۰ است. برای تحلیل موضوع از الگوی خود توضیح برداری، روش جوهانسون_ جوسیلیوس و روش تصحیح خطا استفاده شده است. با توجه به یافته‌های پژوهش اثرگذاری ضرایب متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنادار می‌باشند. نتایج بدست آمده در این مطالعه حاکی از آن است که متغیرهای نیروی کار، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی الکتریکی تولید شده توسط انرژی‌های تجدیدپذیر و تولید انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر (باد، خورشید، آب و زمین گرمایی)، به ترتیب باعث افزایش ۰/۸۷، ۱/۱۷، ۶/۴۴، ۴/۲۹، ۱/۷۸، ۲/۰۹ و ۱/۵۶ درصد در رشد اقتصادی است که نشان دهنده تأثیر مثبت و معنی‌دار انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی ایران است و مشخص شد که از بین انواع منابع انرژی‌های تجدیدپذیر اثر انرژی بادی بر رشد در مقایسه با سایر انرژی‌ها بیشتر است بنابراین باید سرمایه‌گذاری در انرژی بادی را در اولویت قرار دهیم. همچنین نتایج بر اساس ضریب جمله تصحیح خطا، حاکی از آن است که در هر دوره حدود ۰/۶۲ از عدم تعادل کوتاه‌مدت، برای رسیدن به تعادل بلندمدت، تعدیل می‌شود. استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر نسبت به انرژی‌های فسیلی در دهه‌های اخیر چه در کشورهای در حال توسعه و چه در کشورهای پیشرفته رشد چندانی داشته است. از طرفی دیگر میزان بهای تمام شده انرژی‌های تجدیدپذیر در این مدت از روند نزولی برخوردار بوده است. از این رو انرژی‌های تجدیدپذیر برای کشورهایی که جهت دستیابی به این منابع برنامه و راهبردهایی داشته‌اند و از حمایت‌ها و سیاست‌گذاری‌های مناسب دولت برخوردار بوده‌اند می‌تواند پیشرفت چشم‌گیری را داشته باشد. پس می‌توان گفت که، این منابع انرژی‌ها موجب تشویق سرمایه‌گذاری در انجام تحقیقات گسترده و همچنین دستیابی به فناوری‌های جدید جهانی هم بوده است. بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده از پژوهش، موارد زیر را می‌توان به عنوان توصیه‌های سیاستی در نظر گرفت:

۱- با توجه به اینکه منابع انرژی‌های تجدیدپذیر در ایران زیاد است و با توجه به تنوع آب و هوایی و وسعت جغرافیایی زیاد که می‌توان از این منابع برای تولید انرژی استفاده کرد و از آنجا که میزان استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر در کشور تنها در بخش تولید انرژی برق از این نوع انرژی‌ها، تا حدودی استفاده شده، بر اساس آمار وزارت نیرو (۱۳۹۰)، در حال حاضر ۸۳/۵ درصد از کل ظرفیت تولید برق کشور مربوط به نیروگاه حرارتی، ۱/۵ درصد توسط نیروگاه اتمی، ۰/۱۴ درصد به وسیله واحدهای نیروگاهی برق آبی، ۰/۳ درصد انرژی‌های نو و ۰/۷ درصد مربوط به نیروگاه‌های مولد مقیاس کوچک یا تولید پراکنده است، توصیه سیاستی این است که سرمایه‌گذاری در توسعه واحدهای تولیدی برق، آب، باد و خورشید صورت گیرد.

۲- در ایران انرژی الکتریکی یکی از بهترین انرژی‌های تولید شده با استفاده از منابع تجدیدپذیر است که این نوع انرژی بر اساس واحدهای تولیدی بادی و آبی تشکیل می‌شود از این رو با سرمایه‌گذاری نسبت به افزایش سطح تولید برق با این واحدهای تولیدی می‌توان سهم استفاده از انرژی‌های تجدیدپذیر را افزایش داد.

منابع

ارباب، حمیدرضا؛ امامی میبدی، علی و رجبی قادی، صبا (۱۳۹۶)."رابطه مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب اوپک". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۵۶-۲۹.

استادزاد، علی حسین (۱۳۹۲). "پیش‌بینی بلندمدت سهم بهینه انرژی‌های تجدیدپذیر از کل انرژی در قالب یک الگوی

رشد پایدار: (مطالعه موردی ایران)". *مجله پژوهش‌های برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری انرژی*، دوره ۱، شماره ۱، ۲۸-۵.

اسدزاده، احمد و جلیلی، زهرا (۱۳۹۴). "تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی در کشورهای پیشرفته: شواهدی از هم‌انباشتگی پانلی و برآوردگر CUP-FM". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۱۱، شماره ۴۷، ۱۸۰-۱۶۱.

الهی، شعبان؛ غریبی، جلیل؛ مجیدپور، مهدی و انواری رستمی، علی اصغر (۱۳۹۴). "مسیر اشاعه فناوری‌های انرژی‌های تجدیدپذیر، رویکرد نظری سازی بنیادی". *مدیریت نوآوری*، دوره ۴، شماره ۲، ۵۶-۳۳.

امامی میبدی، علی؛ جنگ‌آور، حسن؛ نوراللهی، یونس؛ ستاری‌فر، محمد و خورسندی، مرتضی (۱۳۹۶). "بررسی و تحلیل تأثیر توسعه انرژی‌های تجدیدپذیر بر شاخص‌های کلان اقتصادی". *فصلنامه مطالعات راهبردی سیاست‌گذاری عمومی*، دوره ۷، شماره ۲۴، ۱۵۸-۱۳۷.

بهبودی، داود؛ محمدزاده، پرویز و جبرائیلی، سودا (۱۳۸۸). "بررسی رابطه مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۲، شماره ۲۳، ۲۲-۱.

تهامی‌پور، مرتضی؛ عابدی، سمانه؛ کریمی بابا محمدی، رضا و ابراهیمی‌زاده، مرتضی (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر سرانه رشداقتصاد واقعی ایران". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۷۷-۵۳.

دامن کشیده، مرجان؛ عباسی، احمد؛ عربی، حسین و احمدی، حسن (۱۳۹۲). "بررسی رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی؛ مطالعه موردی کشورهای منتخب سند چشم انداز بیست ساله ایران". *فصلنامه سیاست‌های راهبری و کلان*، دوره ۱، شماره ۲، ۴۷-۳۷.

شعبان‌زاده، مهدی؛ طاهری ریکنده، عمران و ریاحی درچه، فرشید (۱۳۹۶). "بررسی ارتباط توسعه اقتصادی، تنوع فعالیت‌ها و آزادسازی تجاری با شدت انرژی در بخش کشاورزی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۵۶-۱۴۳.

شهبازی، کیومرث؛ اصغرپور، حسین و محرم‌زاده، کریم (۱۳۹۱). "تأثیر مصرف فرآورده‌های نفتی بر رشد اقتصادی در استان‌های کشور". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۷، شماره ۱، ۴۴-۲۵.

شهنازی، روح‌اله؛ هادیان، ابراهیم و جرگانی، لطف‌الله (۱۳۹۶). "بررسی رابطه علّیت میان مصرف حامل‌های انرژی، رشد اقتصادی و دی اکسید کربن در بخش‌های اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۷۰-۵۱.

صادقی، سیدکمال؛ سجودی، سکینه و احمدزاده دلجوان، فهیمه (۱۳۹۶). "تأثیر انرژی‌های تجدیدپذیر بر رشد اقتصادی و کیفیت محیط زیست در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی انرژی*، دوره ۳، شماره ۶، ۲۰۲-۱۷۱.

عابدی، مهسا؛ رحمانی دیزگاه، مهسا و زاهدیان، رقیه (۱۳۹۴). "ارتباط بین انتشار گاز CO_2، انرژی‌های تجدیدپذیر، انرژی فسیلی و رشد اقتصادی در ایران". *سومین همایش سراسری محیط زیست، انرژی و پدافند زیستی*.

فطرس، محمد حسن؛ آقازاده، اکبر و جبرائیلی، سودا (۱۳۹۰). "تأثیر رشد اقتصادی بر مصرف انرژی تجدیدپذیر مقایسه تطبیقی کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه و غیرعضو (شامل ایران)". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۹، شماره ۶۰، ۹۸-۸۱.

فیلسوف کاخکی، مسعود (۱۳۹۶). "بررسی رابطه بین مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی: مطالعه موردی ایران". *دومین کنفرانس بین‌المللی و آنلاین اقتصاد سبز*.

محمدی خیاره، محسن و کارشناسان، علی (۱۳۹۶). "رابطه غیرخطی بین رشد اقتصادی، قیمت انرژی و انرژی‌های تجدیدپذیر رهیافت رگرسیون آستانه‌ای". *فصلنامه علمی ترویجی انرژی‌های تجدیدپذیر و نو*، دوره ۴، شماره ۲، ۹۰-۸۲.

محمودی، شکوه و جلائی اسفند آبادی، سید عبدالمجید (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر شدت انرژی بر ارتباطات پسینی و پیشینی بخش انرژی با سایر بخش‌های اقتصادی با تأکید بر بخش کشاورزی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۴۰-۱۲۷.

مزرعتی، محمد (۱۳۷۸). "مقایسه عملکرد پیش‌بینی مدل‌های BVAR و VAR تقاضای حامل‌های انرژی در ایران"، رساله دکتری، *دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران*.

ملکی، رضا (۱۳۸۳). "بررسی رابطه علّیت بین مصرف انرژی و تولید داخلی در ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد،

دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

مهرآرا، محسن؛ ابریشمی، حمید و سبحانیان، سید محمد هادی (۱۳۹۰). "اثرات غیرخطی رشد اقتصادی بر رشد مصرف انرژی در کشورهای عضو اوپک و کشورهای بریکس با استفاده از روش حد آستانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۶، شماره ۴۹، ۲۰۴-۱۷۷.

مهرنوش، علی (۱۳۹۳). "تأثیر مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه". پایان نامه کارشناسی ارشد، *دانشگاه آزاد اسلامی.*

میرزایی، محمد (۱۳۸۷). "انرژی‌های تجدیدپذیر". *مجموعه مقالات شرکت ملی پالایش و پخش فرآورده‌های نفتی ایران: مدیریت توسعه و منابع انسانی*، دوره ۲، شماره ۵، ۸۴-۴۲.

وزارت نیرو (۱۳۹۰). آمار تفصیلی صنعت برق ایران.

Adams, S., Klobodu, E. K. M. & Apio, A. (2018). "Renewable and Non-Renewable Energy, Regime Type and Economic Growth". *Renewable Energy*, *25*, 755-767.

Adu, G. (2012). "Studies on Economic Growth and Inflation". *Acta Universitatis Agricalturae Sueciae* (1652-6880), 14, 1-26.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2012). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model". *Energy Economics*, 34(3), 733–738.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2016). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption-Growth Nexus: Evidence from a Panel Error Correction Model". *Energy* Economics, 36(2), 715–725.

Babaei, M. J., Molaei, M. A. & Dehghani. A. (2015). "Estimating the Function of Copper Consumption in Iran Between 1991-2011 Using Johansen Model". *Journal of Mining and Environment*, 6(2), 183-189.

Berndt, E. R. & Wood, D. O. (1975). "Technology, Prices and the Derived Demand for Energy". *Review of Economics and Statistics*, 57, 259-268.

Berndt, E. R. & Wood, D. O. (1985). "Energy Price Shocks and Productivity Growth: A Survey". *Massachusetts Institute of Technology, Center for Energy Policy Research*, 1(1), 198-257.

Binh, P. T. (2011). "Energy Consumption and Economic Growth in Vietnam: Threshold Cointegration and Causality Analysis". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(1), 1-17.

Brookes, L. G. (2017). "Energy Efficiency Fallacies Revisited". *Energy Policy*, 28 (6-7), 355-366.

Chien, T. & Hu, J. L. (2008). "Renewable Energy: An Efficient Mechanism to Improve GDP". *Energy Policy*, *36*(8), 3045-3052.

Costantini, V. & Martini, C. (2017). "The Causality between Energy Consumption and Economic Growth: A Multi-Sectoral Analysis Using Nonstationary Cointegrated Panel Data". *Energy Economics*, 32(3), 591-603.

Dergiades, T., Martinopoulos, G. & Tsoulfidis, L. (2013). "Energy Consumption and Economic Growth: Parametric and Non-Parametric Causality Testing for the Case of Greece". *Energy Economics*, *36*, 686-697.

Halada, K., Masanori, S. & Kiyoshi, L. (2008). "Forecasting of the Consumption of Metals up to 2050". *Materials Transactions*, 49(3), 402-410.

Huang, B. N., Hwang, M. J. & Yang, C. W. (2008). "Does More Energy Consumption Bolster Economic Growth? An Application of the Nonlinear Threshold Regression Model". *Energy Policy*, *36*(2), 755-767.

Inglesi-Lotz, R. (2016). "The Impact of Renewable Energy Consumption to Economic Growth: A Panel Data Application". *Energy Economics*, *53*, 58-63.

Ito, K. (2017). "CO2 Emissions, Renewable and Non-Renewable Energy Consumption, and Economic Growth: Evidence from Panel Data for Developing Countries". *International*

Economics, 151, 1-6.

Kirchgässner, G., Wolters, J. & Hassler, U. (2012). "Introduction to Modern Time Series Analysis". *Springer Science & Business Media*, 6(4), 228–242.

Kulionis, V. (2013). "The Relationship between Renewable Energy Consumption CO2 Emissions and Economic Growth in Denmark". *Lund University*.

Maji, I. K. (2015). "Does Clean Energy Contribute to Economic Growth? Evidence from Nigeria". *Energy Reports*, 1, 145–150.

Marques, A. C., Fuinhas, J. A. & Manso, J. A. (2010). "A Quantile Approach to Identify Factors Promoting Renewable Energy in European Countries". *Environmental and Resources Economics*, 49, 351–366.

Mehrara, M. (2007). "Energy Consumption and Economic Growth: The Case of Oil Exporting Countries". *Energy Policy*, 35, 2939-2945.

Menegaki, A. N. (2011). "Growth and Renewable Energy in Europe: a Random Effect Model with Evidence for Neutrality Hypothesis". *Energy Economics*, *33*(2), 257-263.

Ocal, O. & Aslan, A. (2013). "Renewable Energy Consumption–Economic Growth Nexus in Turkey". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, *28*, 494-499.

Ohlan, R. (2016). "Renewable and Non-Renewable Energy Consumption and Economic Growth in India". *Energy Sources*, 11(11), 1050-1054.

Omri, A. & Chaibi, N. (2014). "Nuclear Energy, Renewable Energy, and Economic Growth in Developed and Developing Countries*:* A Modelling Analysis from Simultaneous-Equation Models". *Ipag Business School and Working Paper* 2014-188.

Sadorsky, P. (2009). "Renewable Energy Consumption and Income in Emerging Economies". *Energy policy*, *37*(10), 4021-4028.

Salim, R. A., Hassan, K. & Shafiei, S. (2014). "Renewable and Nonrenewable Energy Consumption and Economic Activities: Further Evidence from OECD Countries". *Energy Economics*, 44, 350-360.

Stern, D. I. & Cleveland, C. J. (2004). "Energy and Economic Growt Rensselaer". *Working Papers in Economics*, 44, 401-410.

Stern, D. I., Lin, C. F. & Cleveland, C. J. (1993). "Energy Use and Economic Growth in the USA, A Multivariate Approach". *Energy Economics*, 15, 137-150.

Walter, E. (1995). "Applied Econometric Time Series". *John Wiles and Sons, Canada-1995*, 85(3), 107–118.

Yoo, S. & Jung, H. (2017). "Nuclear Energy Consumption and Economic Growth in Korea". *Progress in Nuclear Energy*, 46, 101-109.

Zafar, M. W., Shahbaz, M., Hou, F. & Sinha, A. (2018). "From Nonrenewable to Renewable Energy and Its Impact on Economic Growth: The role of Research & Development Expenditures in Asia-Pacific Economic Cooperation Countries". *Journal of Cleaner Production*, 36(3), 31–38.

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 ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کرده و فیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

The Effect of Liquidity Volume on Economic Growth in Iran (with Time Varying Parameter Model Approach) **15**
Abolqasem Esnaashari Amiri, Asqar Abolhasani Histiani, Mohammad Reza Ranjbar Fallah, Bita Shaygani, Seyed Ghorban Alizadeh Kolagar

Threshold and Spectral Analysis of the Relationship between Government Debt to Banking System and Economic Growth in Iran **35**
Mohammad Ali Ehsani, Hamid La'l-e-Khezri, Saleh Taheri Bazkhaneh

Investigating the Role of Institutions and Infrastructures on Iran's Bilateral Trade with Main Trading Partners **53**
Hanane Aghasafari, Milad Aminizadeh, Alireza Karbasi

The Regional Impact of Monetary Policy on the Employment of Iran's Industrial Provinces: The Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive Method (SFAVAR) **79**
Reza Shakeri Bostanabad, Zahra Jalili, Mohsen Salehi Komroudi

Studying and Comparing the Economic Growth Thresholds in Okun's and Verdoorn's Law; Application of the PSTR Model for Iranian Provinces **103**
Azad Khanzadi, Maryam Heidarian

Revenue-Neutral Changes in Tax Structure and Economic Growth in Iran **121**
Mahboobeh Farahati

The Effect of Types of Renewable Resources on the Economic Growth of Iran **137**
Ebrahim Ghaed, Ali Dehghani, Mohammad Fattahi

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Makkian, S. N.	Ranjpour, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mehnatfar, Y.	Rezaei, E.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Sadeghi Shahdani, M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholami, E.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Salimifar, M.
Akbari, N.	Ghorbani, M.	Mohamad Zadeh, P.	Samadi, H.
Akbari Moghadam, B.	Haghighat, J.	Mohamad Vand, M. R.	Seyyed Noorani, S. M.
Asgharpur, H.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shahabadi, A.
Bazazan, F.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Dadgar, Y.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Motameni, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Emadzadeh, M.	Khoda Panah, M.	Nasrollahi, Z.	Zamanian, Gh.
Emami Meybodi, A.	Khoshnoudi, A.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Ezzati, M.	Komijani, A.	Pour Faraj, A.	Zaroki, Sh.
Falahati, A.	Lashkari, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Fallahi, M. A.	Madah. M.	Rafat, M.	
Falihi, N.	Mahmudzadeh, M.	Rahmani, T.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.413 (IF =1.413) 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	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
2	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
3	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
4	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
7	Mohammad Reza Farzanegan	Professor	Philips-Universitaet Marburg
8	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
9	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
10	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
11	Esfandiar Maasoumi	Professor	Emory University
12	Yeganeh Mosavi Jahromi	Professor	Payame Noor University
13	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mahdiyeh Aghaeei
English Editor: Hadi Ghaffari
Price: 50000 rials
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. 9, No. 35, June 2019