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	محمدحسن فطرس	دانشگاه بوعلی سینا همدان	استاد	اقتصاد
۸	محمدرضا لطفعلی‌پور	دانشگاه فردوسی مشهد	استاد	اقتصاد
۹	غلامرضا مصباحی‌مقدم	دانشگاه امام صادق (ع)	دانشیار	اقتصاد
۱۰	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

ویراستار فارسی: محسن ذوالفقاری

ویراستار انگلیسی: 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	امیر خادم علیزاده	امیر منصور طهرانچیان	محمود محمودزاده
عبدالمجید آهنگری	مسعود خداپناه	لطفعلی عاقلی کهنه‌شهری	ابوالفضل محمودی
محسن ابراهیمی	اکبر خدابخشی	محمد عبدی سید کلایی	یوسف محنت فر
اسماعیل ابونوری	یداله دادگر	قهرمان عبدلی	مجید مداح
حسین اصغرپور	علی دهقانی	علی اکبر عرب مازار	سعید مشیری
زهرا افشاری	تیمور رحمانی	مرتضی عزتی	مانی موتمنی
نعمت‌اله اکبری	منیر رفعت	مصطفی عمادزاده	میثم موسایی
بیت الله اکبری مقدم	رضا رنج‌پور	غلامرضا غفاری	محمد مولایی
علی امامی میبدی	هدی زبیری	هادی غفاری	محسن مهرآرا
فاطمه بزازان	شهریار زروکی	محمدحسن فطرس	نادر مهرگان
فاطمه پاسبان	محمد رضا سلمانی بی شک	علی فلاحتی	میرناصر میرباقری‌هیر
علیرضا پورفرج	مصطفی سلیمی‌فر	نعمت فلیحی	رضا نجارزاده
سید جواد پورمقیم	علی سوری	علیرضا کازرونی	زهرا نصراللهی
وحید تقی نژاد عمران	کیومرث سهیلی	غلامرضا کشاورز حداد	خدیجه نصراللهی
احمد جعفری‌صمیمی	سید محمدرضا سیدنورانی	مصطفی کریم‌زاده	امیر هرتمنی
علی چشمی	ابوالفضل شاه‌آبادی	سعید کریمی پتانلار	مسعود همایونی‌فر
میرهادی حسینی کندلجی	محمدنبی شهیکی‌تاش	اکبر کمیجانی	کاظم یاوری
هاتف حاضری نیری	حسن صادقی	غلامرضا گرائی نژاد	
جعفر حقیقت	مهدی صادقی شاهدانی	محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی	
محمد حکمتی فرید	علی‌حسین صمدی	سید جمال‌الدین محسنی‌زنوزی	

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.089) 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 =1.089) 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، موسسات 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

اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران با تأکید بر رشد تولید: رویکرد **FAVAR** ۱۵
سعید کریمی پتانلار، احمد جعفری صمیمی، حمید لعل خضری

بررسی اثرات آستانه‌ای سرمایه گذاری دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد اقتصادی برای استان های ایران؛ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (**PSTR**) ۴۱
علی فلاحتی، مریم حیدریان

تحلیل بلندمدت و کوتاه‌مدت آثار تأمین مالی دولت از طریق مالیات تورمی با رویکرد نیوکینزین ۵۷
سید عباس حسینی غفار، رسول بخشی دستجردی، مجید صامتی، هوشنگ شجری

بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون برداری بیزین (**BVAR**) ۷۹
محمد اعظم رجبیان، احمد صباحی، محمدرضا لطفعلی‌پور، مهدی بهنامه

مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا ۹۱
محمدحسن قزوینیان، کامبیز هژبر کیانی، علی دهقانی، فاطمه زندی، خلیل سعیدی

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد (رویکرد فازی) ۱۰۹
محمدمهدی برقی‌اسگویی، مصطفی شکری

بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک ۱۲۱
صالح طاهری بازخانه، محمدعلی احسانی، محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی

بررسی تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی بر توسعه کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (**MENA**) ۱۴۱
مژگان معلمی

تأثیر شاخص‌های توسعه بر درآمدهای مالیاتی ایران (با رویکرد هم‌انباشتگی) ۱۵۷
زهرا کریمی موغاری، مهرانگیز غلامرضا

ارزیابی تأثیر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی در ایران ۱۸۳
فاطمه منادی، کیومرث سهیلی، سمیه اعظمی

سخن سردبیر

یکی از ویژگی‌های مهم فصلنامه‌های علمی پژوهشی، به روز بودن آن است. **فصلنامه علمی – پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** تمام توان خود را به کار برده است تا آخرین یافته‌های علمی محققان، اساتید و دانشجویان ارجمند در زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را به موقع منتشر نماید. لذا در حالی این نسخه در اختیار شما قرار گرفته است که شاخص به روز بودن در آن لحاظ شده است.

این مهم ممکن نبود جز با تلاش وصف‌ناپذیر همکاران فصلنامه و حمایت بی‌دریغ محققان و نویسندگان محترم مقالات که حداکثر تعامل شایسته را داشته‌اند. لذا ضمن تشکر از همه آنها، از کلیه عزیزانی که این فصلنامه را جهت چاپ دستاوردهای علمی خود انتخاب می‌کنند سپاسگزارم.

در شرایط کنونی اقتصاد که تلاش همه فعالان اقتصادی ایجاد رونق در اقتصاد و کنترل تورم است دقت به مؤلفه‌های اقتصاد مقاومتی از اهمیت بسیار زیادی برخوردار است. از آنجا که اطلاعات اقتصادی منتشر شده از اقتصاد آمریکا و کشورهای اروپایی به ظاهر پیشرفته حاکی از بدهی بسیار بالای این کشورها به جهان است، بی‌شک نگاه به شاخص‌های بیرون از کشور جهت رهایی از مشکلات اقتصادی داخل، به مثابه تکیه بر حباب است و لزوم توجه به توانایی‌های درون کشور را الزام‌آور می‌نماید.

لذا از همه متفکران و اندیشمندان ارجمند در سرتاسر کشور دعوت می‌گردد تا جهت‌گیری تحقیقات خود را به سمت عوامل درونی مؤثر بر رشد و توسعه اقتصادی معطوف نمایند تا اطلاعات لازم در حوزه اقتصاد مقاومتی در اختیار تصمیم‌گیران اقتصادی قرار گیرد.

این فصلنامه آمادگی خود را جهت انتشار دستاوردهای علمی و پژوهشی شما عزیزان جهت تقویت رشد و توسعه اقتصادی ایران اسلامی اعلام داشته و منتظر نتایج دستاوردهای شماست.

محمدرضا لطفعلی‌پور

زمستان ۱۳۹۷

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۴۰-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (15-40)

اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران با تأکید بر رشد تولید: رویکرد FAVAR

*سعید کریمی پتانلار[۱]، احمد جعفری صمیمی[۲]، حمید لعل خضری[۳]

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

۲. استاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۷/۷ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۰/۲۷)

The Effects of Fiscal Consolidation Policy on Important Macroeconomic Variables of Iran with Emphasis on Production Growth: FAVAR Approach

*Saeed Karimi Potanlar[1], Ahmad Jafari Samimi[2], Hamid La'l-e-Khezri[3]

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

(Received: 29/Sep/2017 Accepted: 18/Jan/2018)

چکیده:

هدف پژوهش حاضر بررسی اثر سیاست تحکیم مالی مبتنی بر شوک‌های درآمدی و هزینه‌ای بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور است. در این راستا با استفاده از روش اتورگرسیون برداری عامل افزوده (FAVAR) تأثیر شوک‌های درآمدی و شوک‌های هزینه‌ای دولت بر متغیرهای رشد تولید حقیقی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد مصرف بخش خصوصی و تورم در بازه زمانی ۱۳۶۳:۱-۱۳۹۴:۴ مطالعه شده است.

نتایج حاصل از الگوهای پژوهش حکایت از آن دارد که آثار ابزار سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان کشور متفاوت بوده و ارائه ابزار سیاستی یکسان جهت تأثیرگذاری مناسب بر تمام متغیرهای مورد نظر دشوار است. بنابراین با تأکید بر هدف رشد تولید حقیقی که عامل مهم و تأثیرگذار در اقتصاد است و سایر متغیرهای اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهد، می‌توان عنوان نمود که در کوتاه‌مدت که شامل ۴ فصل می‌شود، کاهش مخارج عمومی و افزایش درآمدهای دولت منجر به کاهش تولید در پاسخ به واکنش منفی سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی می‌شود و تورم کاهش می‌یابد. بنابراین در کوتاه‌مدت سیاست مناسب تحکیم مالی ترکیبی از سیاست کاهش مخارج و افزایش درآمد است و به طور مشخص سیاست کاهش مخارج جاری و افزایش مالیات بر واردات است. در میان‌مدت و بلندمدت که به ترتیب شامل ۸ و ۱۶ فصل می‌باشد رشد تولید حقیقی نسبت به سیاست کاهش مخارج کل واکنش مثبتی از خود نشان می‌دهد و کاهش مخارج جاری و مخارج امور اجتماعی دولت به عنوان ابزار تحکیم مالی معرفی می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: تحکیم مالی، اتورگرسیون برداری عامل افزوده، توابع واکنش آنی، رشد تولید حقیقی.

طبقه‌بندی JEL: E20، E62، H62.

Abstract:

The aim of this article is to analyzing the effect of shocks of fiscal consolidation policy on the macroeconomic variables of Iran. In this regard by using Factor Augmented Vector Auto Regression (FAVAR) method the effect of shocks on government revenues and expenditures on important macroeconomic variables including total real GDP growth, inflation, private consumption growth and investment growth over the period 1984:1 -2015:4 is investigated.

The results of research models show that the effect of fiscal consolidation policy on the macroeconomic variables are different, and it is difficult to provide a same policy tool to effect all variables. Thus with emphasis on real GDP growth which is a major factor that affects other macroeconomic variables, it can be noted that in short term which consists of 4 seasons, reducing public expenditures and increasing government revenues lead to a reduction in production in response to a negative reaction to investment and private consumption and inflation will decrease. Therefore in the short term the suitable policy for fiscal consolidation is a combination of expenditure cut and income rising and in particular, the policy of reducing current expenditure and increasing import taxes. In the medium and long term, respectively consist of 8 and 16 seasons, real GDP growth responses positively to the expenditures cut policy, decline in current expenditures and social public expenditures is introduced as an instrument of fiscal consolidation policy.

Keywords: Fiscal Consolidation, Factor Augmented Vector Auto Regression (FAVAR), Impulse Response Functions, Real GDP Growth.
JEL: E20, E62, H62.

* **نویسنده مسئول:** سعید کریمی پتانلار
E-mail: S.Karimi@umz.ac.ir

*Corresponding Author: Saeed Karimi Potanlar

۱- مقدمه

در اغلب کشورهای در حال توسعه، بخش عمومی و نقش آن در برنامه‌ریزی و اجرای برنامه‌های توسعه قابل توجه است. این نقش به ویژه در کشور به دو دلیل از اهمیت خاصی برخوردار است. از یک طرف، عمده‌ترین منبع درآمدی دولت، درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت است و این درآمدها بخش اعظم بودجه دولت را تشکیل می‌دهند. از سوی دیگر، نوسانات بودجه و سیاست‌های مالی دولت که از نوسانات قیمت نفت ناشی می‌شود، بیانگر نقش مؤثر دولت در اقتصاد ایران است. بنابراین وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی و تأثیرپذیری آن از تکانه‌های نفتی یکی از چالش‌های مهم اقتصاد ایران به شمار می‌آید. این در حالی است که وجود رابطه بلندمدت پایدار بین مخارج و درآمدهای دولت که بیانگر پایداری مالی[1] است، کلید اصلی دستیابی به ثبات کلان اقتصادی است (زارعی، ۱۳۸۹: ۵۶).

تجربه کسری بودجه‌های زیاد و مداوم در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در طی دهه‌های گذشته منجر به این شده است که بررسی مفهوم پدیده تحکیم و پایداری مالی در ادبیات اقتصاد بخش عمومی به تدریج اهمیت یابد. وجود پایداری مالی سبب امکان پذیری تداوم مخارج مرتبط با کالاهای عمومی مورد نیاز برای بسترسازی فعالیت‌های اقتصادی می‌شود که رشد بلندمدت اقتصادی را تأمین می‌نماید. در مقابل، وجود ناپایداری و بی‌ثباتی مالی دولت سبب بی‌ثباتی در مخارج ضروری بخش عمومی می‌شود که رشد بلندمدت را تضعیف می‌نماید. بنابراین توجه به عوامل مؤثر در تأمین تحکیم و پایداری مالی دولت ضروری است.

تحکیم مالی مجموعه‌ای از تدابیری است که دولت به منظور بهبود وضعیت مالی و کاهش کسری بودجه به کار می‌گیرد. تحکیم مالی یا از طریق ایجاد افزایش در درآمدهای دولت و یا از طریق ایجاد کاهش در مخارج عمومی محقق می‌شود. اجرای سیاست تحکیم مالی مبتنی بر افزایش درآمدهای دولت، بهره‌برداری بیشتر از ظرفیت مالیاتی را امکان‌پذیر می‌کند و ظرفیت‌های بالقوه آشکار شده را به بالفعل تبدیل می‌کند و از این طریق کوشش مالیاتی ارتقاء می‌یابد.

سیاست تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج دولت، استفاده مؤثر از منابع درآمدی محدود را جهت انجام وظایف بخش عمومی تأمین می‌کند و از طریق انتقال این منابع از هزینه‌های با اولویت کمتر به هزینه‌های با اولویت‌های بالاتر، کارایی مخارج دولت را افزایش می‌دهد. همچنین، سیاست تحکیم مالی به مجموعه‌ای از تنظیمات مالی در سمت درآمدها یا مخارج بودجه دولت به منظور کاهش بار بدهی دولتی از طریق بهبود وضعیت مالی گفته می‌شود. به عنوان یک نتیجه، تعدیلات مالی مهم معمولاً با تکیه بر کاهش مخارج به ویژه در حوزه مخارج مصرفی و جزئی بر مبنای افزایش مالیات اجرا می‌شوند (میردالا[2]، ۲۰۱۴: ۱۴۰).

پایداری بدهی دولت در مواجهه با بحران‌های مالی در حال پیشرفت در اکثر اقتصادهای دنیا بحث مهمی است. افزایش بدهی‌های دولت در وضعیت بی‌ثباتی مالی و رشد اقتصادی پایین نیاز شدید به پایداری بدهی دولت را افزایش داده است. اصطلاح بدهی پایدار به آن سطح از بدهی اشاره دارد که به دولت این اجازه را می‌دهد که بدهی‌های حال و آینده خود را بدون هیچ‌گونه انباشت تعهدات تأمین نماید (فتاحی و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۸)

برای کشورهای با بدهی ناپایدار، مزایای اصلاحات مالی پایدار کاملاً واضح است. تعدیل مالی می‌تواند نرخ بهره و انتظارات بدهی مالیاتی بزرگ‌تر آینده را کاهش دهد و در نتیجه یک اثر مثبت در بخش خصوصی ایجاد کند. علاوه بر این، تحکیم مالی می‌تواند علامتی باشد که سیاست‌گذاران به ثبات مالی بلندمدت و ثبات اقتصاد کلان با اثرات سرریز بر سرمایه‌گذاری خصوصی امیدوار باشند. به همین منوال، تحکیم مالی همچنین تضمین می‌کند که منافع دولت از لحاظ مالی تداوم داشته باشد (هیلن و ایورایرت[3]، ۲۰۰۰: ۱۰۳). از سوی دیگر تحکیم مالی در کوتاه‌مدت می‌تواند برای رشد مضر باشد. عدم تعادل‌های مالی پس‌اندازهای ملی را کاهش می‌دهد، که منجر به سرمایه‌گذاری خصوصی پایین‌تر و رشد اقتصادی ضعیف‌تر می‌شود (گوپتا و همکاران[4]، ۲۰۰۵: ۳۰۸)

به عنوان یک نتیجه از بحران مالی و رکود عظیم، کسری بودجه دولت به طور چشمگیری زیاد می‌شود و نیاز به یک استراتژی تحکیم مالی برای کاهش کسری‌ها و متوقف کردن رشد بدهی‌ها احساس می‌شود. قسمتی از این افزایش در کسری بودجه نتیجه مخارج و پرداخت‌های انتقالی بزرگ‌تر و

1. Fiscal Sustainability

2. Mirdala (2014)
3. Heylen & Everaert (2000)
4. Gupta et al. (2005)

قسمتی دیگر ناشی از کاهش مالیات‌های دریافتی در طی رکود است؛ که هزینه ثبات را افزایش می‌دهد و همچنین این نگرانی را افزایش می‌دهد که بعد از بهبود وضعیت اقتصادی، انتظار می‌رود نرخ مالیات نسبت به وضعیت رکود و بحران افزایش پیدا کند (کوگان و همکاران[1]، ۲۰۱۳: ۴۰۴).

تحکیم مالی فرصتی برای بهبود ساختار نظام مالیاتی ارائه می‌دهد. به نظر می‌رسد برخی از کشورها نیاز دارند دامنه مالیات را گسترش دهند تا از بار مالیاتی (که معمولاً بسیار انحرافی در نظر گرفته می‌شود) عامل نیروی کار بکاهند. علاوه بر این ترکیب برنامه تحکیم مالی ممکن است ملاحظات خاص خود را داشته باشد. در حالی‌که تجربه برنامه‌های تحکیم مالی موفق نشان می‌دهد که تعدیلات مالی باید عمدتاً از طرف مخارج بودجه حاصل شوند، برخی از کشورها افزایش در مالیات را به عنوان مکملی برای کاهش مخارج انتخاب می‌کنند تا بتوانند تعدیلات بودجه را انجام دهند. این امر به ویژه برای کشورهایی که دارای وضعیت ناپایدار بودجه هستند و توانایی افزایش درآمد مالیاتی را دارند، مصداق دارد (وولبیر و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۵).

تأثیر تحکیم مالی تنها به برنامه و دستور کشورها محدود نشده است بلکه یک کاربرد گسترده‌تر برای کشورهایی دارد که بدهی عمومی بزرگی دارند. از یک طرف مدل‌های استاندارد کینزی نشان می‌دهند که سیاست‌های تحکیم مالی باعث ایجاد رکود اقتصادی می‌شوند. از طرف دیگر، مدل‌های نئوکلاسیک بر نقش انتظارات افراد و اثرات طرف عرضه تأکید دارند که به این معنی است که تحت شرایط خاص برنامه‌های تحکیم مالی می‌توانند انبساطی یا حداقل غیررکودی باشند. اگر عوامل معتقد به این باشند که چنین تعدیلاتی درآمد طول عمرشان را افزایش خواهد داد، برنامه‌های تحکیم مالی می‌توانند تأثیری محرک بر مصرف بخش خصوصی داشته باشند. اگر تحکیم به تأخیر بیافتد، مصرف کنندگان افزایش مالیات در آینده را انتظار خواهند داشت که با توجه به افزایش غیرخطی اثرات انحرافی مالیات، یک اثر مخرب بر تولید و درآمد آینده خواهد داشت. در مقابل، تحکیم مالی به موقع می‌تواند انتظارات از درآمد آینده را افزایش دهد. علاوه بر این، در کشورهای با نسبت‌های بالای بدهی عمومی، سیاست‌های مالی محدودکننده می‌تواند ریسک را کاهش، اعتماد به سیاست‌های آینده را افزایش و نرخ بهره را کاهش دهد و در پی کاهش نرخ بهره فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند گسترش یابد (پاشورتیدو و همکاران[3]، ۲۰۱۴: ۹۴).

در این مقاله به منظور بررسی تأثیر سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای رشد تولید حقیقی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد مصرف بخش خصوصی و تورم از رویکرد FAVAR استفاده می‌شود. مقاله حاضر در ۵ بخش تنظیم شده است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری طرح موضوع ارائه شده و به ارتباط سیاست تحکیم مالی با رشد تولید حقیقی به عنوان متغیر مهم اقتصاد کلان اشاره می‌شود. در بخش سوم مرور مطالعات تجربی انجام می‌گیرد. در بخش چهارم به معرفی الگوی FAVAR و تخمین این الگو و مزایای آن نسبت به مدل VAR اشاره خواهد شد و در بخش پایانی نتیجه‌گیری و ابزار سیاستی مناسب برای تحکیم مالی ارائه خواهد شد.

۲- مبانی نظری پژوهش

اکثر مطالعات استدلال می‌کنند که ترکیب برنامه‌های تحکیم مالی نقش بسیار مهمی در تعیین اینکه آیا سیاست‌های انقباضی مالی منجر به رشد اقتصادی می‌شود یا خیر، دارند. آلسینا و پروتی[4] (۱۹۹۵: ۲۰۵) از اولین محققانی هستند که نشان دادند ترکیب تحکیم مالی در نتایج اقتصاد کلان حاصل از آن مهم است. آنها دریافتند تحکیم مالی مبتنی بر کاهش پرداخت‌های انتقالی و مصرف دولت می‌تواند باعث افزایش رشد شود؛ در حالی‌که تعدیلات مالی مبتنی بر افزایش مالیات بر نیروی کار و کاهش سرمایه‌گذاری عمومی منجر به اثرات انقباضی در اقتصاد می‌شود. شواهد تجربی که توسط گیاوازی و پاگانو[5] (۱۹۹۶، ۹-۶)؛ آلسینا و آرداگنا[6] (۱۹۹۸: ۴۸۷) و نلر و همکاران[7] (۱۹۹۹: ۱۷۶-۱۷۵)، ارائه شده است از این فرضیه حمایت می‌کند (اسکودرو و مورلو[8]، ۲۰۱۴: ۳).

هیچ اجماع نظری در مورد تأثیر کوتاه‌مدت تحکیم مالی بر رشد اقتصادی و سایر متغیرهای اقتصاد کلان وجود ندارد. دو چارچوب و دیدگاه نظری کاملاً مخالف در مورد اثرات کوتاه‌مدت تحکیم مالی وجود دارد. از یک طرف، رویکرد

1. Cogan et al. (2013)
2. Wöhlbier et al. (2014)
3. Pashourtidou et al. (2014)
4. Alesina & Perotti (1995)
5. Giavazzi & Pagano (1996)
6. Alesina & Ardagna (1998)
7. Kneller et al. (1999)
8. Escudero & Mourelo (2014)

کینزینی است که بر این دیدگاه تأکید دارد که تحکیم مالی فعالیت‌های اقتصادی را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود تقاضای کل کاهش یابد. این کاهش می‌تواند به طور مستقیم منجر به یک کاهش در مصرف عمومی یا سرمایه‌گذاری شود یا به طور غیرمستقیم باعث کاهش در مصرف بخش خصوصی شود، که از مالیات‌های بالاتر یا کاهش پرداخت‌های انتقالی به خانوارها ناشی می‌شود. در این راستا، اصطلاح مکانیزم شتابان[1] (ساموئلسون[2]، ۱۹۳۹: ۸) به این دلالت دارد که تغییرات در سرمایه‌گذاری در پاسخ به کاهش در تولید، اثر هر گونه تغییر در مصرف بخش خصوصی یا مخارج دولتی بر روی تقاضای کل را تقویت می‌کند. از سوی دیگر، تعدیلات مالی قابل توجهی که در بسیاری از کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دهه ۱۹۹۰ به اجرا درآمد بر این اساس بود که تحکیم مالی بر تقاضا حتی در کوتاه‌مدت اثرات مثبت دارد. این رویکرد غیرکینزی به عنوان فرضیه اثرات انبساطی سیاست مالی انقباضی[3] شناخته می‌شود (گیاوازی و پاگانو، ۱۹۹۰: ۷۵؛ آلسینا و پروتی، ۱۹۹۵: ۲۰۵). براساس نتایج تعدادی از مطالعات تجربی، تحکیم مالی به دلیل کاهش نرخ بهره حقیقی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مصرف را به حدی افزایش داده است که اثرات انقباضی مخارج کینزی معکوس شده است. یک عامل کلیدی در این رویکرد این است که تحکیم مالی با ایجاد افزایش در اعتماد سرمایه‌گذاران، می‌تواند منجر به کاهش بیشتر در نرخ بهره شود (هیلن و ایورایرت، ۲۰۰۰: ۱۰۹). این استدلال و دیدگاه دوم به ترکیب تحکیم (کاهش مخارج، به خصوص در دستمزد در مقابل افزایش مالیات) و عوامل نهادی از جمله عملکرد بازار کار تأکید ویژه دارد.

تعداد زیادی از مطالعات در مورد اثر بالقوه تحکیم مالی بر رشد اقتصادی وجود دارد. گیاوازی و پاگانو (۱۹۹۰، ۷۵) دیدگاه رایج در مورد وجود یک ضریب تکاثر مالی مثبت را به چالش می‌کشند. آنها استدلال می‌کنند که تحکیم مالی می‌تواند یک اثر انبساطی بر اقتصاد از طریق اثرات به اصطلاح غیرکینزی داشته باشد. در همین راستا، کور و همکاران[4] (۱۹۹۶: ۵)؛ آلسینا و آرداگنا (۱۹۹۸: ۴۸۷؛ ۲۰۱۰: ۳۵)؛ میلر و روسک[5] (۲۰۰۳، ۴۱) نشان دادند که عملکرد رشد اقتصادی بعد از دوره‌های کاهش شدید در مخارج بهبود یافته است. جالب توجه این است که هیم (a:۱ ۲۰۱۰؛ b:۱ ۲۰۱۰) نشان می‌دهد هنگامی‌که دولت با کسری بودجه مواجه می‌شود، برای تأمین مالی مخارج خود متوسل به نشر اسکناس، أخذ مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم و استقراض از نظام بانکی می‌شود که به موجب آن نرخ بهره و سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد، در نتیجه بخش خصوصی مصرف خود را کاهش می‌دهد و از فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خود صرف نظر می‌کند و موجبات بروز اثر جایگزینی[6] در مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را فراهم می‌آورد (آگنلو و سوسا[7]، ۲۰۱۱: ۴-۳).

با توجه به توضیحات کینزین‌ها، کاهش کسری بودجه، به عنوان مثال بعد از اجرای کاهش مخارج باید به یک کاهش موقت در تقاضای کل و فعالیت‌های اقتصادی منجر شود. نظریه کینزی ادعا می‌کند که بعد از یک انقباض مالی، کاهش در تقاضای کل ایجاد می‌شود. این کاهش به طور مستقیم از طریق کاهش مصرف عمومی و سرمایه‌گذاری و به طور غیرمستقیم از طریق افزایش مالیات یا کاهش پرداخت های انتقالی به خانوارها منتقل می‌شود (آفونسو، ۲۰۰۶: ۹).

اثرات غیرکینزی ممکن است با افزایش مالیات در سطوح بالای بدهی دولت در ارتباط باشد. این نوع استدلال براساس "دیدگاه انتظارات از سیاست‌های مالی" است. برای مثال، اگر برنامه تحکیم مالی برای مردم به عنوان یک مجموعه از اقدامات برای کاهش استقراض بخش عمومی به نظر برسد، ممکن است منجر به یک اثر ثروت (یا اثر پیگو)[8] شود که به افزایش در مصرف بخش خصوصی ختم شود (همان: ۵).

علاوه بر مسیر انتظارات که در بالا به آن اشاره شد یک مسیر دیگر که به اصطلاح کانال بازار نیروی کار نامیده می‌شود نیز فعال است. برای مثال آلسینا و پروتی (a۱۹۹۷: ۹۲۱) و آرداگنا[9] (۲۰۰۴: ۱۰۴۷) به این مورد اشاره دارند که ترکیب

1. Accelerator Mechanism
2. Samuelson (1939)
3. Expansionary Fiscal Contraction (EFC)
4. Cour et al. (1996)
5. Miller & Russek (1998)

۶. Crowding Out: وضعیتی که سیاست مالی انبساطی موجب افزایش میزان نرخ بهره و بدین ترتیب کاهش مخارج خصوصی، به‌ویژه سرمایه‌گذاری می‌شود.

7. Agnello & Sousa (2011)

۸. Wealth or Pigou Effect: اثر کاهش قیمت‌ها بر افزایش قدرت خرید دارایی‌های مالی، موجب افزایش ثروت حقیقی می‌شود که به نوبه خود منجر به افزایش مخارج مصرفی می‌شود.

9. Ardagna (2004)

سیاست مالی به صورت کاهش مخارج دولتی، به ویژه حقوق و دستمزد، به جای افزایش مالیات ممکن است اثرات اقتصادی از طریق بازار نیروی کار داشته باشد. همراه با چنین استدلالی آلسینا و پروتی (b۱۹۹۷: ۲۱۰) دو نوع از تحکیم مالی را تعریف نمودند: نوع اول تعدیل، کاهش در کسری بودجه از طریق کاهش مخارج اجتماعی (یارانه بیکاری، حداقل یارانه درآمدی) و کاهش دستمزد بخش دولتی است. نوع دوم تعدیل، زمانی است که کسری بودجه با افزایش در مالیات بر درآمد نیروی کار و کاهش در مخارج سرمایه‌گذاری عمومی کاهش می‌یابد (همان: ۱۰).

بلانچارد مدلی ارائه می‌کند که در آن سطح بدهی عمومی یک عامل مهم و تعیین کننده اثرات سیاست مالی بر مصرف بخش خصوصی است. برای مثال، افزایش در مالیات می‌تواند دو اثر داشته باشد: اثر اول این است که یک افزایش مالیات، انتقال بار مالیاتی از نسل آینده به نسل حاضر را ایجاد می‌کند و در نتیجه به کاهش مصرف بخش خصوصی منجر می‌شود. اثر دوم یک اثر ثروت مثبت خواهد بود، که مربوط به این ایده است که یک افزایش در مالیات دوره حال از افزایش مالیات در آینده اجتناب خواهد نمود و در بلندمدت درآمد کاهش خواهد یافت. بنابراین یک افزایش در مالیات امروز ممکن است عدم اطمینان درباره سیاست مالی آینده را کاهش دهد. به دنبال این استدلال، مصرف‌کنندگان می‌توانند از پس انداز انباشته خود بکاهند و برخی از آنها احتمالاً یک اقدامات احتیاطی برای مواجه شدن با افزایش مالیات در آینده به کار گیرند. این اثر دوم ممکن است زمانی غالب شود که به عنوان مثال یک نسبت بالای بدهی به GDP در حال حاضر وجود داشته باشد. علاوه بر این، با یک نسبت قابل توجه بدهی به GDP، احتمال بیشتری وجود دارد که مصرف‌کنندگان رفتار ریکاردویی از خود نشان دهند و شاید این فرض را داشته باشند که یک مشکل پایداری و ثبات سیاست مالی در آینده وجود دارد. علاوه بر این کاهش در استقراض دولتی، نرخ بهره مرتبط با اوراق دولتی را کاهش می‌دهد و به کاهش در نرخ بهره کمک می‌کند و منجر به افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. با این حال اگر مصرف‌کنندگان بر این باور نباشند که تحکیم مالی معتبر است، اثر منفی کینزی معمول بر مصرف غالب خواهد شد[1] (آفونسو، ۲۰۰۶: ۱۱-۱۰).

۳- پیشینه پژوهش

در ارتباط با پیشینه پژوهش باید به این نکته توجه شود که طی بررسی‌های صورت گرفته در مورد استراتژی تحکیم مالی، در ایران مطالعه‌ای مشاهده نشد؛ بنابراین تمام مطالعات تجربی ارائه شده مربوط به مطالعات انجام گرفته در خارج از کشور هستند.

آفونسو با استفاده از داده‌های پانل مصرف بخش خصوصی برای کشورهای عضو اتحادیه یورو طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۷۰ و رویکرد تک معادله به بررسی وجود اثرات انبساطی تحکیم مالی می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد در برخی از کشورها اثرات انبساطی تحکیم مالی به ویژگی مخارج و زمان استفاده از ابزار تحکیم مالی بستگی دارد (آفونسو، ۲۰۰۶: ۱).

کانن و همکاران[2] با استفاده از مدل منطقه‌ای گسترده جدید[3] (NAWM) به اثرات اقتصاد کلان تحکیم مالی می‌پردازند. آنها تحکیم مالی را به صورت یک کاهش دائمی در نسبت بدهی به GDP در نظر می‌گیرند و سیاست‌های مبتنی بر درآمد و هزینه را برای تحکیم مالی بررسی می‌کنند. آنها دریافتند در کوتاه‌مدت هزینه‌های تعدیل مربوط به تحکیم مالی افزایش پیدا می‌کند و در بلندمدت سیاست تحکیم مالی اثرات مثبت بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مانند تولید و مصرف دارد (کانن و همکاران، ۲۰۰۸: ۹۱۲).

آلمیدا و همکاران[4] با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای نئوکینزی نشان دادند در بلندمدت تحکیم مالی منجر به افزایش تولید و مصرف و همچنین باعث بهبود سطح رفاه می‌شود. آنها استراتژی تحکیم مالی را بر مبنای یک کاهش دائمی در مخارج دولتی بنا نهادند. علاوه بر این نشان دادند که اگر استراتژی مالی شامل یک اصلاح مالیات باشد که بار مالیاتی را از درآمد کارگران به سمت مصرف کننده نهایی کالا انتقال دهد، نتایج بهتری به دست خواهد آمد (آلمیدا و همکاران، ۲۰۱۱: ۱).

استیواو و ساماکی[5] با استفاده از مدل SVAR[6] و داده‌های

---

۱. مدارک و شواهد از سیاست مالی ناپایدار در اتحادیه اروپا می‌توانید در مطالعات زیر ببینید: Uctum and Wickens (2000) and Afonso (2005a)

2. Coenen et al. (2008)
3. New Area-Wide Model (NAWM)
4. Almeida et al. (2011)
5. Estevão & Samake (2013)
6. Structural Vector Autoregressive Approach

سالیانه به بررسی اثرات شوک‌های مالی و کنترل اثرات بازخوردی بدهی پرداخته‌اند. تخمین آنها بر روی کشورهای با درآمد کم، کشورهای پیشرفته و اقتصادهای نوظهور تمرکز دارد. در کشورهای با درآمد کم متفاوت از کشورهای پیشرفته و اقتصادهای نوظهور، تحکیم مالی تنها یک اثر منفی موقت بر رشد داشته است در حالی‌که در میان‌مدت تولید را افزایش می‌دهد. همچنین ایشان به این نتیجه دست یافتند که تغییر در ترکیب مخارج عمومی به سمت مخارج سرمایه‌ای، رشد بلندمدت را تضمین می‌کند (استیواو و ساماکی، ۲۰۱۳: ۱).

آنتلو و پئون[1] به بررسی اثرات مختلف سیاست‌های تحکیم مالی بر عملکرد اقتصاد برای کشورهای منطقه یورو پرداخته‌اند و نشان می‌دهند که پایداری بدهی‌های دولت، بدهی‌های بخش خصوصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. در نهایت آنها یک سیاست ترکیبی برای رسیدن به تحکیم مالی و رشد اقتصادی برای این کشورها معرفی کردند (آنتلو و پئون، ۲۰۱۴: ۵۲).

ارسگ و لیندی[2] با استفاده از دو مدل DSGE به بررسی اثرات تحکیم مالی مبتنی بر مالیات در مقابل تحکیم مالی مبتنی بر مخارج در یک اتحادیه پولی پرداخته‌اند. آنها به سه نتیجه مهم دست یافتند: ۱- تحکیم مالی مبتنی بر مالیات اثرات معکوس کوچک‌تری بر تولید نسبت به تحکیم مالی مبتنی بر مخارج در کوتاه‌مدت دارد. اگرچه تحکیم مالی مبتنی بر مالیات در بلندمدت هزینه بیشتری خواهد داشت. ۲- یک تحکیم مالی مبتنی بر مخارج ممکن است در کوتاه‌مدت اثرات معکوس بر تولید داشته باشد. ۳- یک استراتژی ترکیبی از افزایش شدید اما موقت در مالیات به همراه کاهش تدریجی مخارج می‌تواند در به حداقل رساندن هزینه‌های تولیدی تحکیم مالی مطلوب باشد (ارسگ و لیندی، ۲۰۱۳: ۴۲۲).

پاشورتیدو و همکاران با استفاده از مدل اتورگرسیون برداری عامل افزوده به بررسی اثرات پویای سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مانند تولید کل، سطح عمومی قیمت‌ها، بیکاری، مصرف بخش خصوصی، سرمایه‌گذاری و نرخ بهره پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج یا افزایش درآمد دولتی منجر به کاهش در تولید در پاسخ به واکنش‌های منفی سرمایه‌گذاری، مصرف و بیکاری می‌شود. اثرات انبساطی براساس کاهش مخارج دولتی بزرگ‌تر از اثرات انبساطی افزایش مالیات به خصوص در میان‌مدت می‌شود. همچنین این مقاله به تأثیر سیاست تحکیم مالی ترکیبی از کاهش مخارج دولتی و افزایش مالیات بر کاهش هزینه‌های تحکیم اشاره دارد (پاشورتیدو و همکاران، ۲۰۱۴: ۹۳).

آگنلو و همکاران[3] با استفاده از مدل‌های پرابیت و لاجیت به بررسی ارتباط میان تحکیم مالی و احتمال اجرای اصلاحات مالی برای ۱۷ کشور عضو OECD طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۰ می‌پردازند. آنها نشان می‌دهند سیاست تحکیم مالی عمدتاً از طریق کاهش مخارج به جای افزایش مالیات‌ها منجر به اصلاحات مالی بیش‌تری می‌شود و همچنین اصلاحات بخش مالی و اصلاحات بخش بانکی به احتمال زیاد زمانی رخ می‌دهند که تعدیلات مالی هم صورت می‌گیرد. نکته جالب توجه در یافته‌های آنها این مورد است که در حالی‌که اصلاحات بخش بانکی عمدتاً در دوره‌هایی که تحکیم مالی مبتنی بر افزایش مالیات است با سرعت بیشتری رخ می‌دهد، سیاست‌های تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج اصلاحات بخش مالی را سرعت می‌بخشد. همچنین آنها نشان می‌دهند که وخامت اوضاع و شرایط مالی مانند تورم بالاتر، درجه پایین باز بودن تجاری و پایین بودن درجه رقابت پذیری در اقتصاد، احتمال اجرای اصلاحات مالی را افزایش می‌دهد (آگنلو و همکاران، ۲۰۱۵: ۳۷۴۰).

آلسینا و همکاران با استفاده از داده‌های پانل برای ۱۶ کشور عضو OECD طی یک دوره ۳۰ ساله و با استفاده از مدل رگرسیون به ظاهر نامرتبط[4] به بررسی اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای اقتصاد کلان مانند رشد اقتصادی، رشد مصرف و رشد سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌پردازند و نشان می‌دهند که اثرات سیاست تحکیم مالی به نوع طراحی آن بستگی دارد. تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج دولتی نسبت به افزایش مالیات اثرات منفی کمتری بر تولید دارد. در حالی‌که تعدیلات مبتنی بر افزایش مالیات با رکودهای عمیق و طولانی همراه است، تعدیلات براساس کاهش مخارج هزینه به مراتب اثرات منفی کمتری بر اقتصاد دارد. سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به عنوان جزئی از تقاضای کل واکنش معناداری به این دو نوع تحکیم مالی نشان می‌دهد. اعتماد سرمایه‌گذاران

1. Antelo & Peon (2014)
2. Erceg & Linde (2013)
3. Agnello et al. (2015)
4. Seemingly Unrelated Regressions (SUR)

بعد از تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج کاهش محسوسی ندارد و به سرعت بهبود می‌یابد اما در واکنش به تحکیم مالی مبتنی بر افزایش مالیات تا چندین سال کاهش می‌یابد (آلسینا و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۹).

پاپاجیورجیو و ووارواچاکی[1] به تأثیر اصلاحات ساختاری در بازار نیروی کار و تولید و اثرات اجرای مشترک آنها با استراتژی جایگزین تحکیم مالی برای کشور یونان می‌پردازند. برای این منظور از یک مدل تعادل عمومی پویا کالیبره شده برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۰ برای اقتصاد یونان استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد منافع بلندمدت اصلاحات ساختاری تولید با سرعت بیشتری نمایان می‌شوند. هنگامی‌که اصلاحات ساختاری به طور مشترک با تحکیم مالی اجرا می‌شوند، ممکن است هزینه‌های کوتاه‌مدت تحکیم مالی افزایش یابد، اما در بلندمدت می‌توان شاهد منافع حاصل از اجرای این دو سیاست با هم بود (پاپاجیورجیو و ووارواچاکی، ۲۰۱۷: ۵۴).

کاسترو[2] اثرات سیاست تحکیم مالی بر اجزای هزینه‌های عملیاتی دولت با استفاده از داده‌های سالیانه برای کشورهای عضو اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۰ را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه دوره‌های تحکیم مالی براساس رویکرد روایی براساس کار دورایز و همکاران[3] (۲۰۱۱: ۱) مشخص شده‌اند و سیاست تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج انتخاب شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هزینه‌های خدمات عمومی در طول دوره تحکیم مالی افزایش می‌یابد در حالی‌که هزینه‌های دفاعی، نظم عمومی، سلامت، آموزش و پرورش و حمایت اجتماعی به طور قابل توجهی کاهش می‌یابند. به طور کلی یافته‌های مقاله به این مسئله توجه دارد که هنگامی‌که دولت تصمیم به ایجاد یک تحکیم مالی مبتنی بر کاهش مخارج خود دارد ایمنی شهروندان، کمک‌های بهداشتی و سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی می‌تواند صدمات زیادی ببیند که این موجب خواهد شد استانداردهای زندگی کاهش، نابرابری درآمدی افزایش و توسعه انسانی در خطر باشد. بنابراین دولت‌ها هنگام طراحی بسته‌های تحکیم مالی باید این موارد را در نظر داشته باشند و اقدامی در جهت توزیع عادلانه انجام دهند در غیر این‌صورت شهروندان آسیب‌پذیر بیشتر آسیب می‌بینند (کاسترو، ۲۰۱۷: ۱۳۸).

آتیناسی و متلی[4] به مطالعه اثرات تحکیم مالی بر روی نسبت بدهی به GDP برای یازده کشور اروپایی با استفاده از مدل Panel-Var برای دوره فصلی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ می‌پردازند. آنها به این نتیجه رسیدند که زمانی‌که تحکیم مالی از طریق یک کاهش در مخارج عمده دولت اجرا می‌شود نسبت بدهی به GDP بعد از یک افزایش اولیه به پایین‌تر از سطح قبل از شوک خود باز می‌گردد. اما هنگامی که تحکیم مالی از طریق افزایش در درآمدهای دولتی اجرا می‌شود، افزایش اولیه در نسبت بدهی به GDP قوی‌تر است و در نهایت نسبت بدهی به GDP به سطح قبل از شوک باز می‌گردد (آتیناسی و متلی، ۲۰۱۶: ۱۴۷).

٤- روش شناسی پژوهش

۴-۱- معرفی الگوی FAVAR[5]

فرض کنید X_t یک بردار $(N \times 1)$ از سری‌های زمانی متغیرهای ایستای اقتصادی حاوی اطلاعات است[6]. در الگوهای FAVAR عوامل به جای متغیرهای واقعی مورد استفاده قرار می‌گیرند و این عوامل متعامدند. بنابراین همجمعی میان این عوامل دور از انتظار است.

Y_t یک زیرمجموعه از X_t است و ممکن است شامل متغیرهای سیاستی، رشد اقتصادی و قیمت‌ها باشد. در بیشتر موارد در مطالعاتی که از الگوهای VAR استاندارد استفاده شده است، تنها از متغیرهای موجود در بردار Y_t به عنوان متغیرهای قابل مشاهده استفاده شده است. یکی از مشکلات این روش این است که Y_t نمی‌تواند مجموعه اطلاعات X_t را در برگیرد. اگر فرض شود که بیشتر اطلاعات موجود در X_t بتواند به صورت مؤثری در تعداد اندکی عوامل غیرقابل مشاهده خلاصه شود به طوری که:

1. Papageorgiou & Vourvachaki (2017)
2. Castro
3. Devries et al. (2011)
4. Attinasi & Metelli (2016)

۵. قسمت معرفی الگوی FAVAR برگرفته از مقاله مریم همتی و احمدرضا جلالی نائینی (۱۳۹۰: ۲۱۶-۲۱۸) تحت عنوان "بررسی اثر شوک‌های پولی بر ۱۲ گروه اصلی شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی با استفاده از روش FAVAR" می‌باشد.

۶. لازمه تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست. بنابراین در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی در این متغیرها انجام می‌شود.

(۱)

$$\begin{aligned} X_1 &= \lambda_{11}f_1 + \lambda_{12}f_2 + \cdots + \lambda_{1k}f_k + \varepsilon_1 \\ X_2 &= \lambda_{21}f_1 + \lambda_{22}f_2 + \cdots + \lambda_{2k}f_k + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ X_n &= \lambda_{n1}f_1 + \lambda_{n2}f_2 + \cdots + \lambda_{nk}f_k + \varepsilon_n \end{aligned}$$

دستگاه فوق را در قالب ماتریسی می‌توان به صورت رابطه شماره ۲ نوشت:

(۲)

$$X = \Lambda F + \varepsilon$$

که در آن F بردار $(k \times 1)$ از عوامل غیرقابل مشاهده[1] است. برنانکی[2] و همکاران (۲۰۰۵: ۳۸۹) بیان می‌کند عوامل غیرقابل مشاهده دارای دو کاربرد اساسی هستند: اول آنکه دربردارنده نوسانات تولید بالقوه (غیرقابل مشاهده[3]) هستند دوم آنکه منعکس کننده مفاهیم تئوریکی[4] 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، هستند. براساس الگوی عامل پویای استوک و واتسون[5] (۲۰۰۵: ۱۰-۵) و فاورو و مارسلینو[6] (۲۰۰۵: ۴-۳)، Y_t به عنوان تابعی از وقفه‌های توزیعی تعداد اندکی از عوامل غیرقابل مشاهده و جزء خطای ویژه در نظر گرفته می‌شود. بنابراین می‌توان نوشت:

(۳)

$$Y_t = \lambda(L)F_t + u_t$$

(۴)

$$u_t = \delta(L)u_{t-1} + v_t$$

یعنی اجزای خطای ویژه در این الگو می‌توانند به طور سریالی همبسته باشند. در روابط فوق F بردار $(k \times 1)$ از عوامل پویای غیرقابل مشاهده است. $\lambda(L)$ بردار $(m \times k)$ از بارهای عاملی[7] و v_t جزء خطای نوفه سفید است. همچنین فرض می‌شود که عامل‌ها و اجزای اخلال با یکدیگر همبستگی ندارند. یعنی به ازای هر t و s داریم $E(F_t u_s) = 0$. همچنین از معادله شماره ۴ می‌توان استفاده نمود $u_t = [I - \delta(L)L]^{-1}v_t$. بنابراین با جایگذاری آن در معادله شماره ۳ می‌توان عنوان کرد:

(۵)

$$Y_t = \Lambda(L)F_t + \delta(L)Y_{t-1} + v_t$$
$$\Lambda(L) = [I - \delta(L)L]\lambda(L)$$

از طرف دیگر فرض می‌شود رابطه زیر عوامل پویا را بیان می‌کند:

(۶)

$$F_t = \phi(L)F_{t-1} + \eta_t$$

که در آن η_t بردار $(k \times 1)$ از اجزای اخلال است. با جایگذاری معادله شماره ۶ در معادله شماره ۵ و مرتب کردن دوباره آن معادله شماره ۷ به دست می‌آید:

(۷)

$$Y_t = \Lambda(L)\phi(L)F_{t-1} + \delta(L)Y_{t-1} + \omega_t$$

که در معادله شماره ۷، ω_t برابر است با $\Lambda(L)\eta_t + v_t$. با ترکیب معادله شماره ۷ و معادله شماره ۶ الگوی FAVAR به صورت رابطه شماره ۸ به دست می‌آید (سینبت[8]، ۲۰۱۱: ۱۴).

(۸)

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi(L) & 0 \\ \Lambda(L)\phi(L) & \delta(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \omega_t \end{bmatrix}$$

در صورتی که فرض شود تمامی مؤلفه‌های بردار $\phi(L)$ صفر هستند سیستم فوق به الگوی VAR استاندارد تقلیل می‌یابد. بنابراین اگر شکل صحیح یک سیستم، الگوی FAVAR باشد آنگاه به کارگیری یک الگوی VAR استاندارد به تورش متغیر حذف شده منجر خواهد شد. افزون بر این با توجه به این که الگوی VAR در الگوی FAVAR نهفته است (در صورتی که تمامی مؤلفه‌های بردار $\phi(L)$ صفر باشد) مقایسه این دو الگو آسان می‌شود (همان، ۱۴).

۴-۲- داده‌های مورد استفاده در تحقیق

همان‌گونه که در قسمت قبل بیان شد، الگوی FAVAR این امکان را برای محقق فراهم می‌کند تا همه سری‌های زمانی اقتصاد کلان مرتبط، در الگو وارد شوند. در این تحقیق، متغیرها از طبقه‌بندی‌های کلی زیر انتخاب می‌شوند: تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری، اشتغال و دستمزد، شاخص‌های قیمت، متغیرهای پولی و اعتباری، بورس، ساختمان و مسکن، بخش خارجی، نرخ برابری ارز، امور اجتماعی[9]، شاخص قیمت و

1. Unobserved Dynamic Factors
2. Bernanke et al. (2005)
3. Unobserved Factors
4. Diffuse Concepts
5. Stock & Watson (2005)
6. Favero & Marcellino (2005)
7. Dynamic Factor Loading

8. Senbet (2011)

۹. مانند ضریب جینی و سهم ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین.

وضعیت مالی دولت. این متغیرها حاوی اطلاعات مفیدی در رابطه با وضعیت اقتصاد هستند و در تشخیص بهتر اثر شوک‌ها اثربخش هستند. با توجه به اینکه مجموعه اطلاعات و سری‌های زمانی به کار گرفته شده فصلی است، از این رو باید در مورد هر کدام از سری‌ها تعدیل فصلی انجام گیرد تا عناصر فصلی از سری زمانی حذف شود. برای تعدیل فصلی سری‌های زمانی از روش Census x[1] استفاده شده است. به دلیل ناقص بودن داده‌های فصلی، اطلاعات موجود و قابل دسترس (که قسمتی از آن از پایگاه‌های داده‌ای معتبر داخلی و قسمتی دیگر براساس داده‌های سالانه ساخته شده) مورد استفاده قرار گرفته است. برای ساخت داده‌های فصلی از داده‌های سالانه برای تعداد اندکی از متغیرها از نرم‌افزار ایویوز و از روش دنتون تناسبی[2] استفاده شده است. بعد از بررسی داده‌های موجود برای ۹۴ متغیر اقتصاد کلان و همچنین با توجه به دسترس بودن متغیرها در دوره‌های زمانی مختلف، در نهایت دوره زمانی ۱۳۶۳:۱ تا ۱۳۹۴:۴ برای مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است. لیست کامل داده‌های مورد استفاده در این تحقیق در پیوست آورده شده است.

پیش فرض اصلی و لازم تخمین عوامل با استفاده از مؤلفه‌های اصلی، ایستا بودن متغیرهاست. چنانچه در قسمت الگو نیز نشان داده شد، فرض می‌شود که همه متغیرهای بردار X_t ایستا هستند. برای این منظور، با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی‌فولر تعمیم‌یافته ایستایی متغیرهای X_t مورد بررسی قرار می‌گیرد که در صورت وجود ریشه واحد، تبدیلاتی مانند تفاضل‌گیری و گرفتن لگاریتم از متغیرها انجام می‌پذیرد[3]. همچنین به دلیل اینکه تحلیل مؤلفه‌های اصلی به مقیاس متغیرها حساس است، بنابراین بایستی متغیرها به حالت استاندارد (نسبت تفاضل متغیر از میانگین به انحراف معیار) تبدیل شوند.

۴-۳- روش تخمین الگوی FAVAR

به دلیل این که عوامل قابل مشاهده نیستند، تخمین معادله شماره ۸ به طور مستقیم غیرممکن است. یک روش دو مرحله‌ای برای تخمین الگوی FAVAR، توسط استوک و واتسون (۲۰۰۵) و برنانکی و همکاران (۲۰۰۵) پایه‌ریزی شده است. در مرحله اول با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) و با استفاده از متغیرهای X_t (با کنار گذاشتن متغیرهای موجود در بردار Y_t) عامل‌های مشترک استخراج شده و در مرحله دوم این عوامل به همراه متغیرهای بردار Y_t در الگوی VAR وارد می‌شوند.

برای بررسی اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مورد نظر مدل FAVAR زیر، شوک‌های مثبت درآمدی و شوک‌های منفی مخارج دولت را مورد بررسی قرار می‌دهیم.

(۹)

$$Y_t = (GGR_t, TGP_t, RGFCF_t, RGDBP_t, RCOP_t, INF_t)$$

که در آن GGR_t و TGP_t به ترتیب درآمد و مخارج کل دولت است. $RGFCF_t$ رشد سرمایه‌گذاری، $RGDBP_t$ نشان‌دهنده رشد تولید حقیقی، $RCOP$ رشد مصرف بخش خصوصی و INF_t نرخ تورم می‌باشند.

برای بررسی دقیق‌تر اثر سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مورد نظر، شوک‌های طرف درآمدی دولت و شوک‌های طرف مخارجی دولت را به تفکیک در مدل به صورت جداگانه وارد می‌کنیم و در ادامه با بررسی نتایج به تعیین ابزار سیاستی در دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت[4] می‌پردازیم.

در این مطالعه مخارج دولت به تفکیک مخارج عمرانی، مخارج جاری، مخارج بر حسب امور اقتصادی، مخارج بر حسب امور عمومی، مخارج بر حسب امور اجتماعی و مخارج بر حسب امور دفاعی؛ در مقابل درآمد دولت به تفکیک درآمد کل مالیاتی، درآمد مالیاتی مستقیم، درآمد مالیاتی غیرمستقیم، مالیات بر درآمد، مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی، مالیات بر

---

۱. Census x یک مدل پیش‌بینی سری زمانی است که توسط بخش سرشماری ایالات متحده تدوین گردیده است. دوگان، چنتری و شریور در سال ۱۹۸۵ برای اولین بار مدل X-11 را به مثابه تکنیکی سودمند برای حسابرسان در انجام روش‌های تحلیلی معرفی نمودند. مدل X-11 مستلزم وقت کمتری نسبت به سایر مدل‌های سری زمانی همچون ARIMA است.

۲. Proportional Denton: شکل ساده روش محک‌زنی محسوب می‌شود. به طور ساده محک‌زنی روشی است که براساس آن، سری‌های زمانی داده‌های پربسامد (مانند داده‌های فصلی) با داده‌های کم بسامد (مانند داده‌های سالانه) ترکیب می‌شوند. در این تکنیک، تناسب سری‌های محک زده شده با استفاده از حداقل کردن اختلاف در تعدیل نسبی فصول متوالی و با توجه به قیدهای ناشی از معیارهای سالانه، با سری‌های زمانی حفظ می‌شود.

۳. اطلاعات مربوط به نتایج تخمین آزمون‌های ریشه واحد به دلیل کمبود فضا در مقاله ارائه نشده است.

۴. منظور از دوره‌های کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۴، ۸ و ۱۶ فصل می‌باشد.

ثروت، مالیات بر مصرف و فروش و مالیات بر واردات است.

۴-۴- ایجاد اطمینان از نمونه

در گام نخست لازم است از مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) اطمینان حاصل شود. برای این منظور در پژوهش حاضر از آزمون KMO[1] برای اطمینان از کفایت داده‌ها و آزمون بارتلت[2] استفاده شد. مقدار KMO همواره بین صفر و یک در نوسان است. 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 و می‌توان به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت.

برای اطمینان از این موضوع که ماتریس همبستگی در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون بارتلت استفاده شد. مقصود از اجرای این آزمون رد فرضیه صفر مبنی بر برابری ماتریس ضرایب همبستگی با ماتریس واحد است. برای آنکه یک الگوی تحلیل عاملی، مفید و دارای معنی باشد، لازم است متغیرها همبسته باشند. در غیر این‌صورت نمی‌توان از تحلیل عاملی استفاده کرد و به استخراج مؤلفه‌های اصلی پرداخت. آزمون بارتلت این فرضیه را که ماتریس همبستگی متعلق به جامعه‌ای با متغیرهای ناهمبسته است، می‌آزماید. این آزمون دارای توزیع χ^2 است.

جدول ۱. مقادیر آزمون‌های KMO و Bartlett

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy		0.739
Bartlett's Test of Spherricity	Approx. Chi -Square	2.617E4
	Sig	0.000

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از خروجی نرم‌افزار SPSS مشخص می‌شود که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسب هستند. همچنین با توجه به مقدار آماره مربوط به آزمون بارتلت، فرض صفر این آزمون مبنی بر برابری ماتریس همبستگی با ماتریس واحد تأیید نمی‌شود یعنی از یک طرف بین متغیرهای داخل هر عامل همبستگی بالایی وجود دارد و از طرف دیگر بین متغیرهای یک عامل با متغیرهای عامل دیگر، هیچ گونه همبستگی مشاهده نمی‌شود بنابراین می‌توان انتظار داشت که با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت.

۴-۵- قدرت توضیح دهندگی عوامل

در ادامه نتایج مربوط به یافتن تعداد عوامل از خروجی نرم‌افزار SPSS ارائه می‌شود. در جدول شماره ۲ تعداد ۱۵ مؤلفه اصلی با مقادیر ویژه بزرگ‌تر به همراه درصدی از واریانس کل که توسط این مؤلفه‌ها توضیح داده می‌شود، آورده شده است. با توجه به جدول شماره ۲ مشاهده می‌شود که مؤلفه اول تقریباً به طور متوسط ۱۸ درصد از کل واریانس متغیرهای مجموعه داده‌ها را توضیح می‌دهد. همچنین ۸ مؤلفه اول در مجموع بیشتر از ۵۰ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند.

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 الگوها در سایر علوم (مانند علوم اجتماعی، روانشناسی و ...) است. به طور مثال در علوم اجتماعی، دو یا سه عامل اول بیش از ۹۰ درصد از کل واریانس متغیرها را توضیح می‌دهند. این در حالی است که در پانل‌های اقتصاد کلان، ۴۰ درصد (واریانس توضیح داده شده) بیشتر به عنوان یک برازش قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (بریتانگ و ایکمیر[3]، ۲۰۰۶: ۳۱).

کم بودن توان و قدرت توضیح‌دهندگی در این مطالعه می‌تواند به دلیل نبود داده‌های فصلی برای بسیاری از متغیرهای مهم (از قبیل اشتغال بخش‌های مختلف) در کشور و همچنین فقدان آمارهای مربوط به برخی فصول برای برخی از متغیرهای اقتصادی (بخش ساختمان و مسکن) باشد. این محدودیت آماری اجتناب ناپذیر است.

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
2. Bartlett's Test of Sphericity
3. Breitung & Eickmeier (2006)

جدول ۲. درصد واریانس توضیح داده شده توسط عامل‌ها

	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲	۱۳	۱۴	۱۵
مقادیر ویژه	۱۵/۴۰۳	۷/۸۱	۵/۴۷	۴/۳۸	۳/۳۷	۲/۹۰	۲/۷۸	۲/۶۲	۲/۴۳	۲/۳۱	۲/۰۳	۱/۹۷	۱/۹۴	۱/۹۱	۱/۷۶
درصد واریانس	۱۸/۱۲	۹/۱۹	۶/۴۴	۵/۱۵	۳/۹۷	۳/۴۱	۳/۲۷	۳/۰۸	۲/۸۵	۲/۷۲	۲/۳۹	۲/۳۲	۲/۲۸	۲/۲۴	۲/۰۷
درصد تجمعی واریانس	۱۸/۱۲	۲۷/۳۱	۳۳/۷۵	۳۸/۹۱	۴۲/۸۸	۴۶/۳۰	۴۹/۵۷	۵۲/۶۶	۵۵/۵۲	۵۸/۳۴	۶۰/۶۳	۶۲/۹۶	۶۵/۲۴	۶۷/۴۹	۶۹/۵۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۶- تعیین تعداد عوامل

سؤال اساسی و مهم در اینجا این است که چه تعداد عامل، اطلاعات لازم برای الگو کردن اثرات شوک‌های متغیرهای مورد نظر را در خود جای می‌دهند. بای و انجی[1] (۲۰۰۲: ۲۰۰) معیارهایی برای تعیین تعداد عوامل ارائه دادند.

(۱۰)

$$IC(k) = \ln\left(V\left(k,\hat{F}^K\right)\right) + kg(N,T)$$

$$\ln\left(V\left(k,\hat{F}^K\right)\right) = min\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\left(X_{it} - \lambda_i^k F_t^k\right)^2$$

در معادله شماره (۱۰)، N و T و k به ترتیب تعداد متغیرها، تعداد مشاهدات و تعداد عامل‌ها است. $V\left(k,\hat{F}^K\right)$ متوسط مجموع مجذور خطا در حالتی که k عامل تخمین زده شود. بنابراین همانند معیارهایی که بیشتر در تحلیل سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد، با این تفاوت مهم که جمله جریمه $g(N,T)$ در اینجا به N و T بستگی دارد. تعداد عوامل (k) با استفاده از یکی از ۶ معیار معرفی شده توسط بای و انجی در سال (۲۰۰۲: ۲۰۰) انتخاب می‌شود. همه معیارها به صورت مجانبی هم‌ارزند اما خواص نمونه کوچک آنها به دلیل تصریح‌های مختلف جزء جریمه[2] متفاوتند. دو معیاری که به طور وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است و بهترین معیارها برحسب عملکرد در شبیه‌سازی‌ها است به صورت زیر است (همتی و جلالی نائینی، ۱۳۹۰: ۲۲۳-۲۲۴):

(۱۱)

$$IC_{p1}(k) = ln\left(V\left(k,\hat{F}^K\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)$$

(۱۲)

$$IC_{p2}(k) = ln\left(V\left(k,\hat{F}^K\right)\right) + k\left(\frac{N+T}{NT}\right)ln(C_{NT}^2)$$

در معیار دوم $C_{NT}^2 = min\{N,T\}$ است. استفاده از متغیر فوق با استفاده از کدنویسی در محیط نرم‌افزار MATLAB انجام شده است. براساس هر دو معیار تعداد ۴ عامل انتخاب می‌شود.

۵- نتایج تخمین الگوی FAVAR

جهت بررسی تأثیر شوک‌های مخارجی و درآمدی بر متغیرهای رشد تولید حقیقی، رشد مصرف بخش خصوصی، رشد سرمایه‌گذاری و تورم ابتدا وقفه بهینه با استفاده از معیار شوارتز-بیزین تعیین می‌شود[3]. از این رو در ادامه با اضافه کردن چهار مؤلفه اصلی نخست از ۱۵ مؤلفه اصلی انتخاب شده به وسیله معیار بای و انجی به سایر متغیرها، الگوی VAR برآورد شد.

همان‌گونه که قبلاً بیان گردید برای بررسی دقیق سیاست تحکیم مالی، به تأثیر شوک‌های طرف درآمدی و شوک‌های طرف مخارجی دولت به تفکیک پرداخته می‌شود. برای بررسی بهتر اثرات شوک‌ها بر متغیرهای مورد نظر در دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت، بازه زمانی ۱۶ فصل انتخاب شده و نتایج در جدول‌های شماره (۳) الی (۹) ارائه می‌شود. در ادامه سناریوهای مختلف شوک‌های مختلف طرف درآمدی و طرف مخارج دولت، جداگانه بیان می‌گردند و با مقایسه میان شوک‌ها به ابزار سیاستی مناسب تحکیم مالی دست می‌یابیم. در جدول‌های شماره (۳) الی (۹)، سیاستی که در مقایسه، اثر

1. Bai & NG (2002)
2. Penalty Term

۳. جزئیات مربوط به نتایج تعیین وقفه بهینه به دلیل کمبود فضا در مقاله ارائه نشده است.

بهتری بر متغیر دارد مشخص شده است. در انتها با توجه به اهداف و اولویت‌های اقتصادی می‌توان از هر ابزار سیاستی مشخص شده برای دست‌یابی به هدف مورد نظر در اقتصاد ایران اقدام نمود.

در جدول شماره (۳) اثرات شوک‌های افزایش درآمد کل دولت و کاهش مخارج کل دولت بر متغیرهای مورد نظر ارائه شده است. همان‌گونه که مشاهده می‌شود رشد تولید حقیقی تنها در اولین فصل نسبت به شوک افزایش درآمد کل واکنشی بیشتر نسبت به شوک کاهش مخارج کل از خود نشان می‌دهد و در باقی فصول بعد از شوک، واکنش نسبت به شوک کاهش مخارج کل بیشتر است. این بدان معنی است که برای اینکه اقدام ما بتواند تأثیر بهتری بر متغیر رشد تولید حقیقی داشته باشد، باید اقدام و سیاست اتخاذ شده بیشتر در سمت مخارج دولت باشد و به صورت کاهش مخارج کل این اقدام صورت گیرد. در ادامه برای درک بهتر از این اقدام و سیاست، شوک‌های طرف مخارج کل دولت را به تفکیک ارائه خواهیم کرد و اثرات آنها را بر متغیر رشد تولید حقیقی مشاهده خواهیم نمود.

متغیر تورم و رشد مصرف بخش خصوصی نسبت به شوک افزایش درآمد کل در مقایسه با شوک کاهش مخارج کل تا پایان فصل چهارم واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند. برای فصول دیگر این شوک کاهش مخارج کل است که تأثیرگذاری بیشتری بر این دو متغیر دارد. می‌توان اینگونه استدلال کرد که در بلندمدت با کاهش مخارج کل دولت، نیاز به افزایش مالیات در آینده کاهش می‌یابد و همچنین با کاهش مخارج کل، سطح عمومی قیمت‌ها کاهش پیدا می‌کند و این باعث افزایش مصرف می‌شود.

همان‌گونه که در جدول شماره (۳) نشان داده شده است متغیر رشد سرمایه‌گذاری همواره در طی بازه زمانی مورد مطالعه نسبت به شوک کاهش مخارج کل واکنش بیشتری نسبت به شوک افزایش درآمد کل از خود نشان می‌دهد.

جدول ۳. تأثیر شوک کاهش مخارج کل و افزایش درآمد کل

تورم		رشد سرمایه‌گذاری		رشد تولید حقیقی		رشد مصرف بخش خصوصی		
شوک کاهش مخارج کل	شوک افزایش درآمد کل	شوک کاهش مخارج کل	شوک افزایش درآمد کل	شوک کاهش مخارج کل	شوک افزایش درآمد کل	شوک کاهش مخارج کل	شوک افزایش درآمد کل	فصل بعد از شوک
-۰/۱۰۷۵۸۴	-۰/۱۹۳۷۸۷	۰/۰۰۰۳۵۱	-۰/۰۰۱۰۸۴	۰/۰۰۰۱۹۱	۰/۰۰۰۲۷۱	-۰/۰۰۰۶۴۹	۰/۰۰۰۴۲۵	۱
۰/۲۴۱۹۵۲	-۰/۱۷۲۸۵۴	-۰/۰۰۱۶۵۰	-۰/۰۰۶۷۵۹	-۰/۰۰۰۹۱۷	-۰/۰۰۲۰۸۴	-۰/۰۰۱۵۵۰	-۰/۰۰۱۴۳۶	۴
۰/۳۷۶۶۳۶	۰/۴۱۶۸۲۴	-۰/۰۰۰۵۸۱	-۰/۰۰۴۷۲۰	-۰/۰۰۰۴۳۰	-۰/۰۰۲۳۱۹	-۰/۰۰۰۵۸۴	-۰/۰۰۲۳۲۵	۸
۰/۲۲۳۸۰۳	۰/۶۳۵۷۳۵	-۰/۰۰۰۰۰۰۲۸۸	-۰/۰۰۲۱۸۵	۰/۰۰۰۱۴۱	-۰/۰۰۱۰۵۵	۰/۰۰۰۱۲۴	-۰/۰۰۱۱۶۳	۱۲
۰/۰۴۴۵۰۸	۰/۴۳۳۱۵۵	۰/۰۰۰۰۰۰۷۲۲	-۰/۰۰۰۶۶۵	۰/۰۰۰۲۵۴	۰/۰۰۰۰۰۰۶۹۰	۰/۰۰۰۲۵۳	-۰/۰۰۰۰۰۰۵۱۰	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۴. تأثیر شوک درآمد دولت به تفکیک درآمد مالیاتی کل، درآمد نفتی و سایر درآمد

تورم			رشد تولید حقیقی			رشد مصرف بخش خصوصی			
افزایش سایر درآمد	افزایش درآمدنفتی	افزایش درآمدمالیاتی کل	افزایش سایر درآمد	افزایش درآمدنفتی	افزایش درآمدمالیاتی کل	افزایش سایر درآمد	افزایش درآمدنفتی	افزایش درآمدمالیاتی کل	فصل بعد از شوک
-۰/۰۸۵۶۳۱	-۰/۱۱۳۴۸۷	۰/۰۴۵۶۳۱	-۰/۰۰۰۸۶۱	-۰/۰۰۰۲۲۳	۰/۰۰۰۲۷۴	۰/۰۰۰۱۸۶	-۰/۰۰۰۵۸۰	۰/۰۰۰۴۳۳	۱
-۰/۰۷۹۶۱۳	۰/۵۵۳۸۸۹	-۰/۱۱۴۴۵۵	-۰/۰۰۲۳۴۰	-۰/۰۰۲۳۱۰	۰/۰۰۱۶۲۷	-۰/۰۰۱۱۶۲	-۰/۰۰۲۱۶۰	۰/۰۰۱۸۶۲	۴
۰/۴۵۰۱۲۷	۰/۷۸۲۰۲۴	-۰/۲۸۷۳۵۷	-۰/۰۰۲۳۷۸	-۰/۰۰۰۳۱۸	-۰/۰۰۰۰۰۰۹۹۹	-۰/۰۰۲۱۸۶	-۰/۰۰۰۲۸۹	-۰/۰۰۰۰۰۰۸۳۱	۸
۰/۶۳۸۲۸۰	۰/۱۲۳۹۷۸	-۰/۰۱۵۸۵۴	-۰/۰۰۱۰۸۱	-۰/۰۰۰۰۰۰۹۲۶	-۰/۰۰۰۷۸۱	-۰/۰۰۱۱۴۵	۰/۰۰۰۳۲۴	-۰/۰۰۰۸۲۹	۱۲
۰/۴۴۰۷۰۱	-۰/۰۹۰۱۹۸	۰/۱۷۲۵۱۳	-۰/۰۰۰۰۰۰۳۴۵	۰/۰۰۰۰۰۰۲۴۶	-۰/۰۰۰۵۴۹	-۰/۰۰۰۰۰۰۹۶۴	۰/۰۰۰۱۰۹	-۰/۰۰۰۵۸۹	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۵. مقایسه تأثیر شوک مالیات مستقیم و غیرمستقیم

تورم		رشد تولید حقیقی		رشد مصرف بخش خصوصی		
افزایش مالیات غیرمستقیم	افزایش مالیات مستقیم	افزایش مالیات غیرمستقیم	افزایش مالیات مستقیم	افزایش مالیات غیرمستقیم	افزایش مالیات مستقیم	فصل بعد از شوک
۰/۲۱۸۲۰۸	-۰/۰۹۱۰۸۴	۰/۰۰۰۸۷۱	۰/۰۰۰۸۹۶	۰/۰۰۱۳۷۵	۰/۰۰۱۰۸۷	۱
-۰/۴۳۴۳۶۶	-۰/۸۳۸۵۰۶	۰/۰۰۳۱۲۱	۰/۰۰۳۲۵۵	۰/۰۰۴۹۰۵	۰/۰۰۳۸۶۶	۴
-۱/۷۳۲۶۴۰	-۰/۹۱۴۰۰۴	۰/۰۰۵۰۷۲	۰/۰۰۰۰۰۰۴۹۴	۰/۰۰۶۸۹۲	۰/۰۰۰۱۰۶	۸
-۲/۵۷۸۳۲۲	-۰/۲۷۲۵۳۶	۰/۰۰۵۰۴۵	-۰/۰۰۱۱۴۷	۰/۰۰۶۷۱۹	-۰/۰۰۱۲۰۹	۱۲
-۲/۸۶۷۹۰۴	۰/۱۳۸۹۲۳	۰/۰۰۴۵۲۷	-۰/۰۰۰۷۸۷	۰/۰۰۶۱۴۱	-۰/۰۰۰۸۲۸	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

در جدول شماره (۴) به تأثیر شوک‌های درآمد مالیاتی کل، درآمد نفتی و سایر درآمدهای دولت پرداخته شده است. در جدول شماره (۳) مشخص شد که متغیر رشد سرمایه‌گذاری نسبت به شوک کاهش مخارج کل واکنش بیشتری نسبت به شوک افزایش درآمد کل از خود نشان می‌دهد، لذا در جدول شماره (۴) به مقایسه و تحلیل شوک‌های درآمدی برای متغیر رشد سرمایه‌گذاری نمی‌پردازیم.

متغیر رشد مصرف بخش خصوصی و رشد تولید حقیقی به مانند جدول شماره (۳) اینجا هم واکنش یکسانی دارند. این دو متغیر تا فصل ۸ واکنش بیشتری نسبت به شوک افزایش درآمد مالیاتی از خود نشان می‌دهند و در بلندمدت است که واکنش نسبت به شوک افزایش درآمد نفتی از شوک افزایش درآمد مالیاتی بیشتر می‌شود. اما در مورد تورم به دلیل پیچیدگی این پدیده واکنش نسبت به شوک‌های مختلف به صورت تناوبی تغییر می‌کند. تا فصل ۱۲، تورم نسبت به شوک افزایش درآمد مالیاتی کل از خود واکنش بیشتری نشان می‌دهد و در ادامه تا پایان دوره بررسی نسبت به شوک افزایش درآمد نفتی واکنش بیشتری را شاهد هستیم.

نتایج ارائه شده در جدول شماره (۵) نشان می‌دهد، تا پایان ۴ فصل اول، متغیرهای رشد تولید حقیقی و تورم واکنش بیشتری به شوک افزایش مالیات مستقیم نسبت به شوک مالیات غیرمستقیم از خود نشان می‌دهند و در بلندمدت و تا پایان فصل ۱۶ واکنش نسبت به شوک افزایش مالیات غیرمستقیم بیشتر است. متغیر رشد مصرف بخش خصوصی تنها در فصل ۲ و ۳ بعد از شوک افزایش مالیات مستقیم واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهد و در تمام دوره مورد مطالعه نسبت به شوک افزایش مالیات غیرمستقیم واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهد.

همان‌گونه که در جدول شماره (۲) در پیوست ارائه شده است، تقریباً می‌توان واکنش رشد تولید حقیقی و رشد مصرف بخش خصوصی نسبت به شوک افزایش مالیات بر واردات و شوک افزایش مالیات بر مصرف را یکسان دانست، این دو متغیر تا ۴ فصل اول نسبت به شوک افزایش مالیات واکنش بیشتری دارند و در ادامه فصول نسبت به شوک افزایش مالیات بر مصرف واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند.

تورم به دلیل پیچیدگی ماهیتی خود، تحت تأثیر هر دو نوع مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات قرار می‌گیرد. در فصل اول تورم واکنش بیشتری نسبت به شوک افزایش مالیات بر مصرف از خود نشان می‌دهد و بعد از آن در فصل‌های ۴ و ۸، نسبت به شوک افزایش مالیات بر مصرف واکنش بیشتری دارد و بعد از گذشت زمان، بار دیگر شوک افزایش مالیات بر واردات تورم را کاهش می‌دهد.

نتایج تفکیک مالیات مستقیم در جدول شماره (۳) در پیوست ارائه شده است. در اینجا نیز می‌توان رفتار رشد تولید حقیقی و رشد مصرف بخش خصوصی را شبیه هم دانست. این دو نسبت به شوک افزایش مالیات بر درآمد واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهند. برای متغیر تورم تا ۴ فصل اول شوک افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی واکنش بیشتری دارد و در بقیه فصول نسبت به شوک افزایش مالیات بر درآمد واکنش بیشتری نشان می‌دهد.

جدول شماره (۶) نشان می‌دهد که واکنش رشد تولید حقیقی در تمام فصول نسبت به شوک کاهش مخارج جاری نسبت به شوک کاهش مخارج عمرانی بیشتر است. متغیر تورم و رشد مصرف بخش خصوصی تا فصل ۱۶ نسبت به شوک کاهش مخارج جاری واکنش بیشتری از خود نشان می‌دهد. متغیر رشد مصرف بخش خصوصی و رشد سرمایه‌گذاری تنها در فصل اول نسبت به شوک کاهش مخارج عمرانی واکنش بیشتری دارند.

جدول ۶. مقایسه تأثیر شوک مخارج جاری و عمرانی

تورم		رشد سرمایه‌گذاری		رشد تولید حقیقی		رشد مصرف بخش خصوصی		
کاهش مخارج جاری	کاهش مخارج عمرانی	کاهش مخارج جاری	کاهش مخارج عمرانی	کاهش مخارج جاری	کاهش مخارج عمرانی	کاهش مخارج جاری	کاهش مخارج عمرانی	فصل بعد از شوک
-۰/۰۷۵۱۳۳	-۰/۰۲۶۱۲۹	-۰/۰۰۰۷۸۹	۰/۰۰۰۱۶۵	-۰/۰۰۰۹۵۳	-۰/۰۰۱۳۷۲	-۰/۰۰۲۰۸۱	-۰/۰۰۱۲۶۸	۱
۰/۲۴۸۶۶۶	۰/۷۸۵۰۴۸	-۰/۰۰۰۲۶۹	-۰/۰۰۰۹۹۴	-۰/۰۰۰۷۴۸	-۰/۰۰۲۲۳۰	-۰/۰۰۱۴۲۰	-۰/۰۰۳۲۸۱	۴
۰/۳۰۲۱۸۳	۰/۸۳۴۹۹۷	۰/۰۰۰۴۵۰	-۰/۰۰۲۵۶۵	۰/۰۰۰۰۰۰۰۳۹۶	-۰/۰۰۰۸۳۲	-۰/۰۰۰۱۴۶	-۰/۰۰۰۷۲۰	۸
۰/۰۹۸۱۰۹	۰/۱۴۷۳۱۸	۰/۰۰۰۵۰۳	-۰/۰۰۱۰۸۲	۰/۰۰۰۳۸۸	-۰/۰۰۰۳۶۲	۰/۰۰۰۳۸۵	۰/۰۰۰۰۰۰۶۸۹	۱۲
-۰/۰۴۹۶۹۳	-۰/۱۴۹۷۷۹	۰/۰۰۰۲۵۳	۰/۰۰۰۰۰۰۴۹۹	۰/۰۰۰۲۷۹	۰/۰۰۰۱۸۸	۰/۰۰۰۲۸۵	۰/۰۰۰۳۴۷	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۷. تأثیر شوک مخارج دولت بر حسب امور چهارگانه

تورم				رشد سرمایه‌گذاری				رشد تولید حقیقی				رشد مصرف بخش خصوصی				
کاهش مخارج دفاعی	کاهش مخارج عمومی	کاهش مخارج اجتماعی	کاهش مخارج اقتصادی	کاهش مخارج دفاعی	کاهش مخارج عمومی	کاهش مخارج اجتماعی	کاهش مخارج اقتصادی	کاهش مخارج دفاعی	کاهش مخارج عمومی	کاهش مخارج اجتماعی	کاهش مخارج اقتصادی	کاهش مخارج دفاعی	کاهش مخارج عمومی	کاهش مخارج اجتماعی	کاهش مخارج اقتصادی	فصل بعد از شوک
۰/۰۳۰۸۷۴	۰/۰۹۳۳۱۲	۰/۰۴۲۴۱۸	-۰/۳۰۰۴۳۵	۰/۰۰۴۹۲۶	۰/۰۰۰۶۷۳	-۰/۰۰۰۸۱۹	-۰/۰۰۰۰۹۸۰	۰/۰۰۰۹۸۱	۰/۰۰۰۶۸۹	-۰/۰۰۱۳۸۱	-۰/۰۰۱۰۱۱	-۰/۰۰۰۱۱۱	۰/۰۰۰۵۰۳	-۰/۰۰۲۵۷۹	-۰/۰۰۰۴۳۲	۱
-۰/۶۴۲۱۸۶	-۰/۲۲۳۲۱۱	-۰/۱۰۳۶۴۴	-۰/۲۳۳۷۹۵	۰/۰۰۵۰۱۵	۰/۰۱۰۰۰۵	۰/۰۰۴۹۳۶	۰/۰۰۴۶۱۹	۰/۰۰۲۸۷۲	۰/۰۰۳۵۵۳	۰/۰۰۱۴۶۴	۰/۰۰۱۳۸۵	۰/۰۰۲۴۴۷	۰/۰۰۱۴۶۵	-۰/۰۰۰۰۰۴۷۸	۰/۰۰۰۶۶۹	۴
-۰/۱۰۷۵۲۱۲	-۰/۲۲۹۷۷۰	-۰/۹۶۷۶۵۳	-۰/۵۷۷۱۷۵	۰/۰۰۲۸۴۱	۰/۰۰۳۵۷۵	۰/۰۰۷۴۲۸	۰/۰۰۷۴۰۰	۰/۰۰۱۶۷۶	۰/۰۰۰۱۲۳	۰/۰۰۳۱۸۸	۰/۰۰۳۰۲۵	۰/۰۰۱۵۷۰	۰/۰۰۰۰۰۰۸۱۲ ۰	۰/۰۰۲۰۱۹	۰/۰۰۲۲۹۵	۸
-۰/۷۴۹۷۷۸	-۰/۲۰۷۲۳۶	-۱/۳۲۹۰۰۶	-۰/۸۶۶۲۰۴	۰/۰۰۰۹۳۳	۰/۰۰۱۷۷۷	۰/۰۰۶۴۹۷	۰/۰۰۵۵۲۷	-۰/۰۰۰۰۰۰۵۶۰	۰/۰۰۰۳۱۶	۰/۰۰۳۴۲۲	۰/۰۰۲۲۹۳	-۰/۰۰۰۰۰۰۵۷۸	-۰/۰۰۰۲۳۳	۰/۰۰۱۶۸۹	۰/۰۰۱۷۷۲	۱۲
-۰/۲۵۵۴۰۰	-۰/۰۵۲۷۳۷	-۱/۰۴۱۴۴۳	-۰/۷۵۲۰۸۴	۰/۰۰۰۲۰۲	۰/۰۰۱۸۲۸	۰/۰۰۴۱۲۹	۰/۰۰۲۲۸۴	-۰/۰۰۰۵۶۰	-۰/۰۰۰۰۰۰۹۱۴	۰/۰۰۰۹۱۷	۰/۰۰۶۴۷	-۰/۰۰۰۵۸۴	-۰/۰۰۰۳۰۵	۰/۰۰۰۶۳۲	۰/۰۰۰۷۳۸	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در جدول شماره (۷) مشاهده می‌شود نمی‌توان قاعده‌ای مشخص برای تمام فصول به دست آورد. با این‌حال می‌توان اینگونه بیان داشت که متغیر رشد تولید حقیقی و رشد سرمایه‌گذاری از واکنش یکسانی نسبت به شوک‌های مورد نظر برخوردار هستند. این دو متغیر در کوتاه‌مدت نسبت به شوک کاهش مخارج امور عمومی واکنش بیشتری دارند و در ادامه تا پایان فصل ۱۶ نسبت به شوک کاهش مخارج امور اجتماعی بیشترین واکنش را دارند. تا ۴ فصل اول شوک کاهش مخارج عمومی بر متغیر رشد مصرف بخش خصوصی تأثیر بیشتری دارد و در ادامه شوک کاهش مخارج امور

اقتصادی اثرگذاری بیشتری دارد. اما تورم، باز هم به دلیل پیچیدگی تورم و تأثیرپذیری آن از عوامل مختلف، مشاهده می‌شود تمامی‌شوک‌های مخارج بر حسب امور بر این پدیده اثرگذار هستند و این بار دیگر تأکیدی بر پیچیدگی پدیده تورم دارد.

٦- تعیین ابزار سیاستی

بعد از انجام تخمین‌های متفاوت و بررسی نتایج مربوطه می‌توان به تعیین ابزار سیاستی مناسب تحکیم مالی در سه دوره کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت پرداخت. در جدول‌های شماره (۸) و شماره (۹) خلاصه ابزارهای سیاستی مناسب ارائه می‌شود.

همان‌طور که در جدول شماره (۸) مشاهده می‌شود ابزار سیاستی مناسب تحکیم مالی برای رشد تولید حقیقی در کوتاه‌مدت ترکیبی از سیاست افزایش درآمد کل و سیاست کاهش مخارج کل است. می‌توان با تفکیک شوک‌های طرف درآمد و شوک‌های طرف مخارج دولت به تعیین دقیق‌تر ابزار سیاستی مناسب پرداخت. همان‌گونه که قبلاً مشخص شد سیاست افزایش مالیات مستقیم و آن هم از نوع سیاست افزایش مالیات بر درآمد به همراه کاهش مخارج جاری در کوتاه‌مدت به عنوان ابزار سیاستی انتخاب می‌شود. در میان‌مدت و بلندمدت ابزار سیاستی در طرف کاهش مخارج کل دولت است. این بدین معنی است که در میان‌مدت و بلندمدت برای دستیابی به اثرات بهتر و اقتصادی بر متغیر رشد تولید حقیقی باید سیاستی انتخاب کنیم که در سمت کاهش مخارج کل دولت باشد زیرا در بلندمدت با کاهش مخارج، همان‌گونه که در جداول قبل نشان داده شد، بر رشد تولید حقیقی افزوده می‌شود. حال با تفکیک شوک‌های طرف مخارج دولت درمی‌یابیم که شوک مورد نظر باید از نوع سیاست کاهش مخارج جاری و کاهش مخارج بر حسب امور اجتماعی باشد. برای افزایش رشد تولید حقیقی آن دسته از مخارج دولت که باعث افزایش حجم سرمایه و سرمایه‌گذاری در کشور می‌شود باید افزایش و مخارجی که به نوعی مولد نیستند کاهش یابند. لذا برای دستیابی به رشد تولید حقیقی بیشتر در بلندمدت باید از مخارج جاری کاسته شود و مخارج عمرانی دولت افزایش یابد.

برای رشد سرمایه‌گذاری قاعده سیاست‌گذاری در سمت مخارج کل دولت و از نوع کاهش مخارج جاری است. با کاهش مخارج جاری و افزودن به مخارج عمرانی، می‌توان رشد سرمایه‌گذاری را افزایش داد. همچنین برای دقیق‌تر شدن ابزار سیاستی و با تفکیک مخارج دولتی بر حسب امور چهارگانه به این نتیجه می‌رسیم که در کوتاه‌مدت و میان‌مدت باید ابزار سیاست کاهش مخارج عمومی انتخاب شود و در بلندمدت سیاست کاهش مخارج امور اجتماعی به عنوان ابزار سیاستی مناسب انتخاب شود.

جدول ۸. تعیین ابزار سیاستی برای متغیر رشد تولید حقیقی و رشد سرمایه‌گذاری در سه دوره کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت

رشد تولید حقیقی				رشد سرمایه‌گذاری		
کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت		کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
سیاست افزایش درآمد کل و سیاست کاهش مخارج کل	سیاست کاهش مخارج کل	سیاست کاهش مخارج کل		سیاست کاهش مخارج کل	سیاست کاهش مخارج کل	سیاست کاهش مخارج کل
سیاست افزایش درآمد مالیاتی کل						
سیاست افزایش مالیات مستقیم						
سیاست افزایش مالیات بر درآمد						
سیاست کاهش مخارج جاری	سیاست کاهش مخارج جاری	سیاست کاهش مخارج جاری		سیاست کاهش مخارج جاری	سیاست کاهش مخارج جاری	سیاست کاهش مخارج جاری
عمومی و دفاعی	اجتماعی	امور اجتماعی		سیاست کاهش مخارج امور عمومی	سیاست کاهش مخارج امور عمومی	سیاست کاهش مخارج امور اجتماعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۹. تعیین ابزار سیاستی برای متغیر رشد مصرف بخش خصوصی و تورم در سه دوره کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت

رشد مصرف بخش خصوصی				تورم		
کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت		کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
سیاست افزایش درآمد کل	سیاست کاهش مخارج کل	سیاست کاهش مخارج کل		سیاست افزایش درآمد کل	سیاست افزایش درآمد کل	سیاست کاهش مخارج کل
سیاست افزایش درآمد مالیاتی کل				سیاست افزایش درآمد مالیاتی کل	سیاست افزایش درآمد مالیاتی کل	
سیاست افزایش مالیات مستقیم و غیر مستقیم				سیاست افزایش مالیات مستقیم	سیاست افزایش مالیات غیرمستقیم	
سیاست افزایش مالیات بر واردات				----------	سیاست افزایش مالیات بر واردات	
سیاست افزایش مالیات بر درآمد				سیاست افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی		
----------	سیاست کاهش مخارج جاری	سیاست کاهش مخارج جاری و عمرانی		----------		سیاست کاهش مخارج جاری و عمرانی
سیاست کاهش مخارج امور دفاعی	سیاست کاهش مخارج امور دفاعی	سیاست کاهش مخارج امور اقتصادی		سیاست کاهش مخارج امور دفاعی	سیاست کاهش مخارج امور دفاعی	سیاست کاهش مخارج امور اجتماعی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول شماره (۹) نشان می‌دهد که ابزار سیاستی مناسب برای رشد مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت سیاست افزایش درآمد کل و در میان‌مدت و بلندمدت سیاست کاهش مخارج کل است. اما همان‌طور که در قسمت قبل بیان گردید ما به دنبال ابزار سیاستی دقیقی برای تحکیم مالی می‌باشیم. لذا به تفکیک درآمد کل دولت و مخارج کل دولت می‌پردازیم. با توجه به جدول شماره (۹) در کوتاه‌مدت ابزار سیاستی طرف درآمدی را می‌توان درآمد مالیاتی و آن هم از نوع مالیات مستقیم و غیر مستقیم و مالیات بر واردات و مالیات بر درآمد دانست. در میان‌مدت ابزار سیاستی، سیاست کاهش مخارج کل و از نوع کاهش مخارج جاری است. همچنین اگر به تفکیک مخارج بر حسب امور بپردازیم در بلندمدت ابزار سیاستی در سمت کاهش مخارج کل است. که تلفیقی از سیاست‌های کاهش مخارج جاری و عمرانی در بلندمدت را می‌توان ابزار سیاستی تلقی کرد. ابزار مناسب در تفکیک امور نیز کاهش مخارج اقتصادی است.

ابزار سیاستی مناسب برای تورم، به دلیل پیچیدگی پدیده تورم، از قاعده خاصی پیروی نمی‌کند. در کوتاه‌مدت و میان‌مدت تأکید بر طرف افزایش درآمد کل دولت است. با تفکیک مالیات به این نتیجه می‌رسیم که در کوتاه‌مدت ابزار مناسب سیاست تحکیم مالی افزایش مالیات مستقیم آن هم از نوع افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی است. در میان‌مدت ابزار سیاستی مالیاتی به سیاست افزایش مالیات غیرمستقیم و از نوع افزایش مالیات بر واردات تغییر می‌کند. با گذشت زمان سیاست کاهش مخارج کل نیز تأثیرگذاری خود را به همراه افزایش درآمد کل نشان می‌دهد. اما اینجا تأکید بر نوع مالیات غیرمستقیم و افزایش مالیات بر واردات است. و در طرف مخارجی، تأکید بر کاهش مخارج جاری و مخارج دولت بر حسب امور دفاعی است. در بلندمدت ابزار سیاستی از سمت کاهش مخارج کل انتخاب می‌شود و با تأکید بر کاهش مخارج عمرانی و کاهش مخارج امور اجتماعی می‌توان ابزار سیاستی مناسب را برای تورم انتخاب کرد.

در مجموع می‌توان اذعان کرد از آنجایی‌که رشد تولید حقیقی موجب افزایش سرمایه‌گذاری و مصرف و کاهش تورم می‌شود، لذا مناسب‌ترین سیاست تحکیم جهت تحقق رشد واقعی بیش‌تر در کوتاه‌مدت سیاست ترکیبی و در میان‌مدت و بلندمدت کاهش مخارج و از نوع مصرفی است.

۷- بررسی توابع واکنش آنی

توابع واکنش آنی در واقع، رفتار پویای متغیرهای دستگاه در طول زمان به هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. در مجموع، استفاده از توابع واکنش آنی در

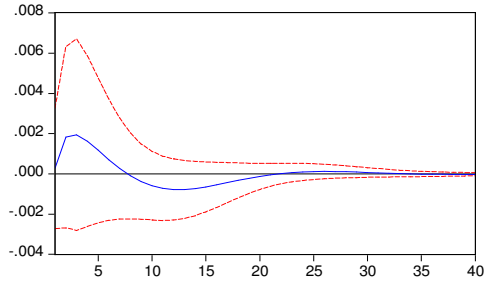
مدل FAVAR گویاترین نتایج را به منظور تحلیل روابط پویای متقابل میان متغیرهای سیستم در بلندمدت نشان می‌دهد. در تحلیل‌های مبتنی بر این توابع، می‌توان واکنش متغیرهای درون‌زای سیستم را در صورت روبه‌رو شدن دیگر متغیرها با شوک مورد بررسی قرار داد. به بیان دیگر، این روش به گونه‌ای طراحی شده است که چگونگی پاسخ یا واکنش هر متغیر در طول زمان را در برابر شوک ایجاد شده در خودش یا شوک به وجود آمده در سایر متغیرها در سیستم معادله‌ها را تعیین می‌کند. در کل، این روش روابط پویای متغیرهای درون مدل را بیان می‌کند.

همان‌گونه که قبلاً بیان شد، ما به دنبال بهترین سیاست و ابزار تحکیم مالی می‌باشیم. در این مقاله به بررسی تأثیر تحکیم مالی بر چهار متغیر رشد تولید حقیقی، رشد مصرف بخش خصوصی، رشد سرمایه‌گذاری کل و تورم پرداخته شد. به دلیل اینکه نمی‌توان ابزار مشخص و واحدی برای هر چهار متغیر مورد نظر معرفی کرد، در این مقاله اولویت اجرای سیاست تحکیم مالی رشد تولید حقیقی است. زیرا رشد تولید حقیقی به طور مستقیم و غیرمستقیم بر سایر متغیرها تأثیرگذار است. با افزایش تولید می‌توانیم به اهداف مدنظر در برنامه توسعه و اقتصاد مقاومتی و خروج از رکود اقتصادی دست یابیم. رشد و افزایش تولید باعث می‌شود سرمایه‌گذاری رونق یابد و حجم سرمایه در کشور افزایش یابد، که این منجر به تولید بیشتر کالاها و خدمات می‌شود و مردم کالاها و خدمات بیشتری مصرف می‌کنند. با افزایش تولید و رشد اقتصادی و به دنبال آن افزایش سرمایه‌گذاری، مشکل مهم اقتصاد که بیکاری است برطرف می‌شود. بنابراین در اینجا ما تنها نمودارهای تابع عکس‌العمل مربوط به متغیر رشد تولید را در این مقاله ارائه می‌کنیم[۱].

جداول شماره (۳) الی (۹) نشان دهنده مقادیر عددی توابع واکنش آنی متغیر رشد تولید حقیقی نسبت به شوک افزایش درآمد و شوک کاهش مخارج کل است. در جداول ارائه شده بررسی شوک‌های مورد نظر تا ۱۶ فصل بررسی شده است. در نمودارهای فوق، تکانی به اندازه یک انحراف معیار در شوک‌های طرف درآمدی دولت و شوک‌های طرف مخارج دولت بر متغیر رشد تولید حقیقی نشان داده شده است. عکس‌العمل رشد تولید حقیقی نسبت به تغییر اندازه یک انحراف معیار به صورت کوهانی بوده و به صورت آنی بعد از اعمال شوک‌های مربوطه واکنش نشان می‌دهد. این نشان می‌دهد که اقتصاد به گونه‌ای عمل می‌کند که بعد از اعمال شوک، در اولین فصل به سرعت به سمت پذیرش روند آن شوک حرکت می‌کند.

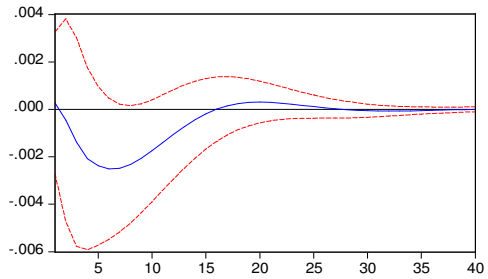
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSTTX



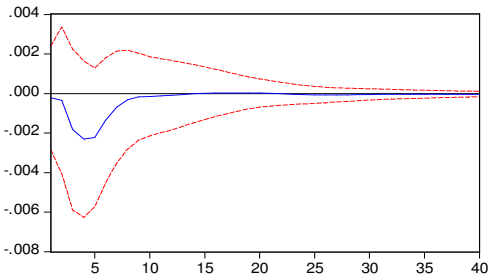
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSGGRR



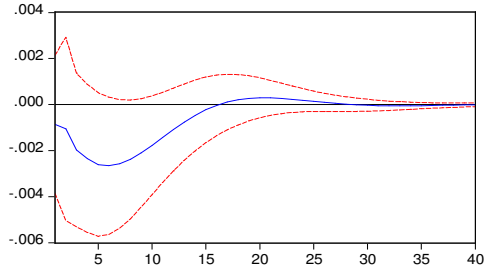
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSOIREV



Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

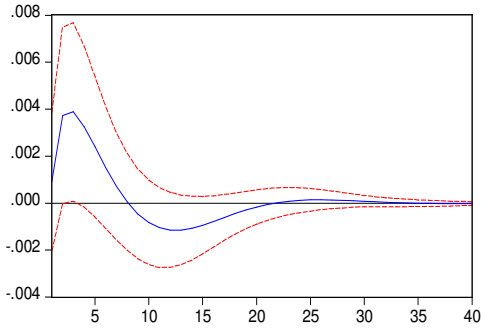
Response of RGDPBP to POSOTINC



۱. در صورت نیاز به دسترسی به تمامی نمودارهای توابع واکنش آنی می‌توانید با نویسنده مسئول در تماس باشید.

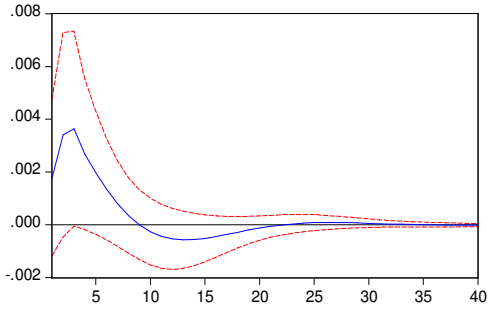
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSDIRECTTAX



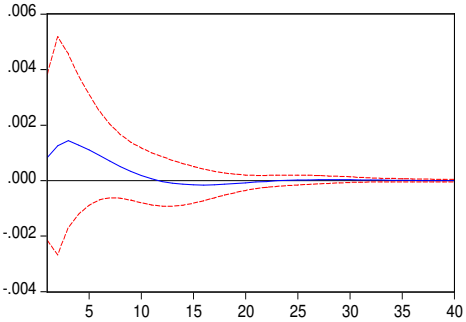
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSDDINDIRECTAX



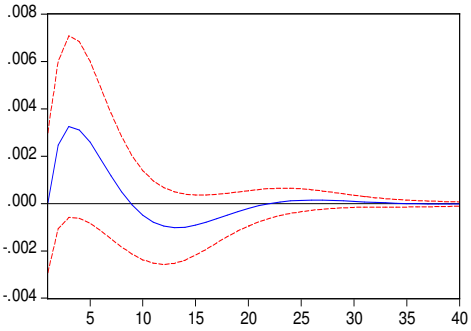
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSDINCTAX



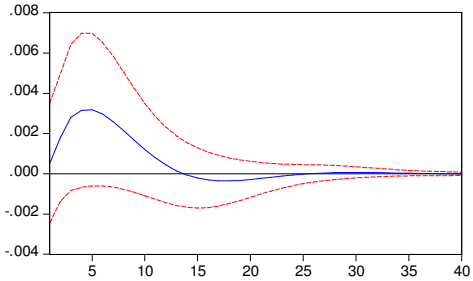
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSPERTAX



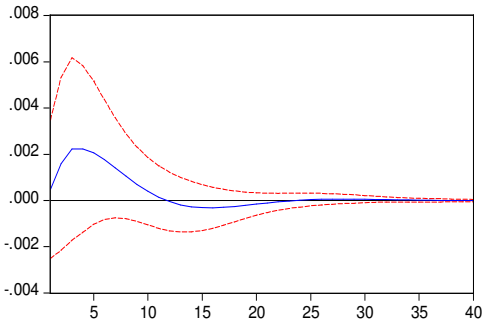
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSWETAX



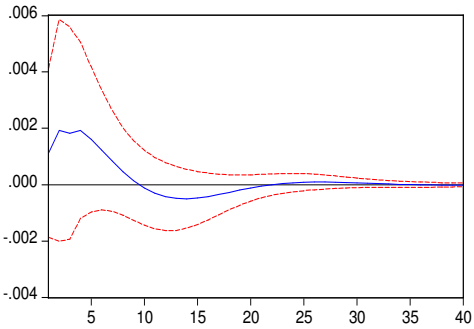
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSCOT



Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to POSIMT



نمودار ۱. توابع عکس‌العمل متغیر رشد تولید به تفکیک شوک‌های درآمدی به اندازه یک انحراف معیار (به ترتیب از بالا به پایین: درآمد کل، درآمد مالیاتی کل، درآمد نفتی، سایر درآمد، مالیات مستقیم و غیر مستقیم، مالیات بر درآمد، بر اشخاص حقوقی، ثروت، مصرف و واردات).

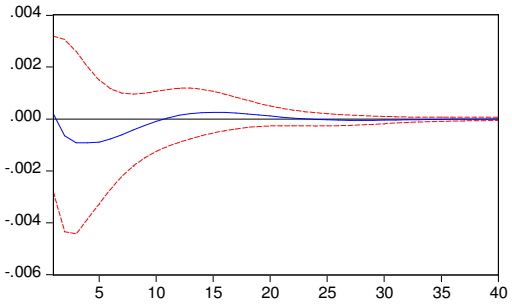
مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌گونه که در نمودارهای شماره (۱) و (۲) مشخص می‌شود اثرات شوک‌های افزایش درآمدی دولت تا ۲۵ فصل و اثرات شوک‌های کاهش مخارج دولت تقریباً با گذشت ۲۵ الی ۳۰ فصل بعد از اعمال شوک از بین می‌رود. این بدان معناست که در اقتصاد ایران با توجه به داده‌های موجود، اعمال یک شوک بر رشد تولید حقیقی در طول زمان ۵ یا ۶ سال به سمت

همگرایی حرکت می‌کند. این موضوع می‌تواند نشان‌دهنده ایـن باشد که نهادهها و اقتصاد انعطاف‌پذیری ضعیفی در برابر شوک وارده دارند و تعدیل اقتصادی در تأثیرپذیری شوک اعمال شـده محدود است.

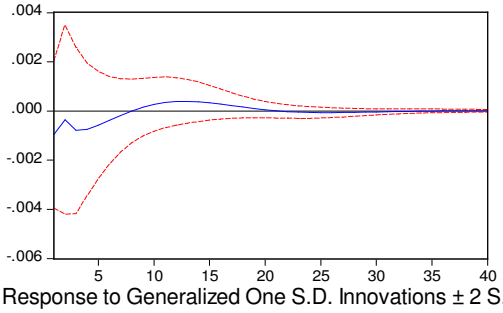
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGTGPP



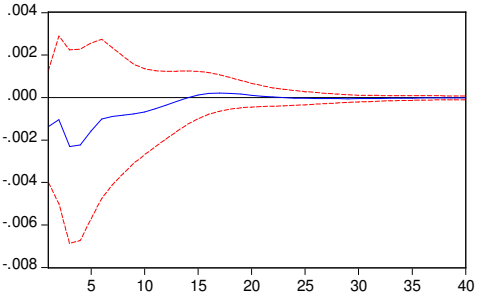
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGCUPAY



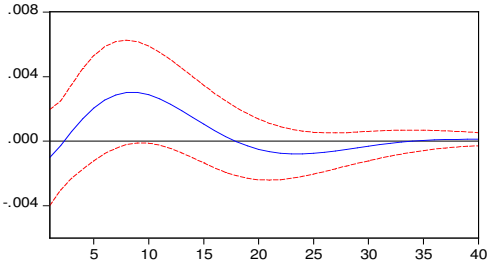
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGINPAY



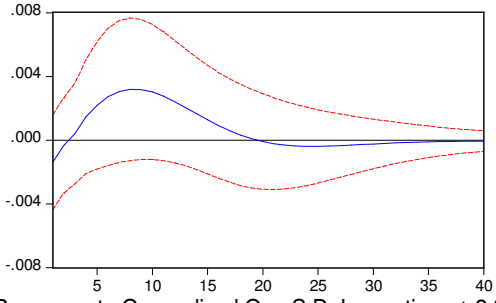
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGECONOMIC



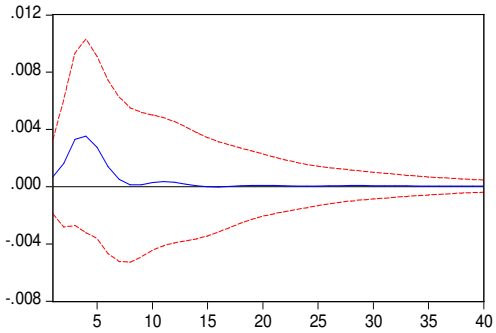
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGPUBLIC



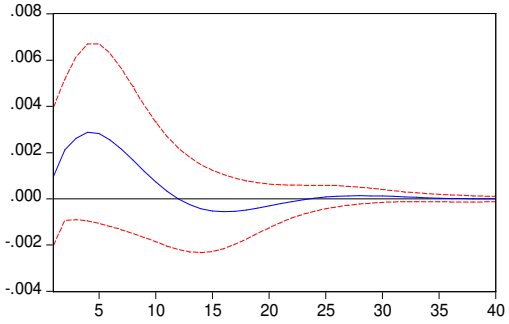
Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGSOCIAL



Response to Generalized One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Response of RGDPBP to NEGDEFENCE



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل متغیر رشد تولید حقیقی به تفکیک شوک‌های مخارجی به اندازه یک انحراف معیار (به ترتیب از چپ به راست: مخارج کل، مخارج جاری، عمرانی، مخارج بر حسب امور اقتصادی، عمومی، اجتماعی و دفاعی).

مأخذ: محاسبات تحقیق

۸- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه اثرات پویای سیاست تحکیم مالی بر متغیرهـای رشد تولید حقیقی، رشد سـرمایه‌گـذاری، رشـد مصـرف بخـش خصوصی و تورم در بازه زمانی ۱۳۶۳:۱-۱۳۹۴:۴ با اسـتفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده بررسی شـد. ایـن

چارچوب تحلیل که به عنوان مدل FAVAR شناخته شده است اخیراً به طور گسترده‌ای برای بررسی اثرات سیاست مالی مورد استفاده قرار گرفته است. مدل FAVAR به ما این امکان را می‌دهد که نه تنها اثرات متغیرهایی که مستقیماً در مدل VAR هستند را مورد بررسی قرار دهیم بلکه می‌توانیم اثرات سایر متغیرها را با استفاده از این مدل مشاهده نماییم. برای بررسی مناسب بودن داده‌ها از نظر تعداد و انسجام با استفاده از روش تحلیل عاملی، آزمون KMO و آزمون بارتلت استفاده شده است. نتایج آزمون نشان داد که داده‌ها از نظر تعداد برای تحلیل عاملی مناسبند و می‌توان مؤلفه‌ها را استخراج کرد و با استفاده از تحلیل عاملی به ترکیب مناسبی از عوامل دست یافت. مجموعه اطلاعات و سری‌های زمانی به کار گرفته شده فصلی است. برای استخراج عوامل از متغیرهای موجود از روش تحلیل عامل، مقادیر ویژه محاسبه گردید و از طریق معیار بای و انجی از برنامه‌نویسی متلب نهایتاً ۴ عامل برای الگوی FAVAR به دست آمد. در قالب مدل FAVAR واکنش پویایی متغیرهای اقتصاد کلان رشد تولید حقیقی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد مصرف بخش خصوصی و نرخ تورم به اندازه یک انحراف معیار مخارج و درآمد دولتی با استفاده از توابع واکنش آنی بررسی شده است. برای این منظور ۹۴ متغیر اقتصاد کلان در دوره زمانی مورد مطالعه، مورد استفاده قرار گرفت. نتایج به دست آمده از برآورد الگوها به ترتیب متغیرهای رشد تولید حقیقی، رشد سرمایه‌گذاری، رشد مصرف بخش خصوصی و تورم به تفکیک دوره زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت به شرح زیر خلاصه می‌شود.

به دلیل اینکه رشد تولید حقیقی عاملی مهم و تأثیرگذار در اقتصاد است و می‌تواند به نحوی سایر متغیرها را تحت تأثیر خود قرار دهد تأکید و اولویت این مقاله، بر روی رشد تولید حقیقی است. نتایج بر این موضوع دلالت دارد که ابزار سیاستی مناسب برای تحکیم مالی در کوتاه‌مدت ترکیبی از سیاست کاهش مخارج جاری و افزایش مالیات بر وادرات است. در میان‌مدت و بلندمدت کاهش مخارج امور اجتماعی دولت، به عنوان ابزار سیاستی مناسب انتخاب می‌شود.

برای رشد سرمایه‌گذاری قاعده سیاست‌گذاری در سمت مخارج کل و از نوع کاهش مخارج جاری است. با کاهش مخارج جاری و افزودن به مخارج عمرانی، می‌توان رشد سرمایه‌گذاری را افزایش داد. همچنین برای دقیق‌تر شدن ابزار سیاستی و با تفکیک مخارج دولتی بر حسب امور چهارگانه به این نتیجه می‌رسیم که در کوتاه‌مدت و میان‌مدت باید ابزار سیاست کاهش مخارج عمومی انتخاب شود و در بلندمدت سیاست کاهش مخارج امور اجتماعی، به عنوان ابزار سیاستی مناسب انتخاب می‌شود.

ابزار سیاستی مناسب تحکیم مالی برای رشد مصرف بخش خصوصی در کوتاه‌مدت ابزار سیاستی طرف درآمدی، و آن هم افزایش مالیات بر واردات و مالیات بر درآمد است. در میان‌مدت ابزار سیاستی، سیاست کاهش مخارج کل و از نوع کاهش مخارج جاری است. در بلندمدت نیز ابزار سیاستی در سمت کاهش مخارج کل و تلفیقی از سیاست‌های کاهش مخارج جاری و عمرانی و بر حسب تفکیک امور کاهش مخارج اقتصادی است.

ابزار سیاستی مناسب برای تورم، به دلیل پیچیدگی پدیده تورم، از قاعده خاصی پیروی نمی‌کند. در کوتاه‌مدت ابزار مناسب سیاست تحکیم مالی افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی است. در میان‌مدت ابزار سیاستی مناسب افزایش مالیات بر واردات و کاهش مخارج جاری و مخارج دولت بر حسب امور دفاعی است. در بلندمدت سیاست کاهش مخارج امور اجتماعی به ویژه اموری که می‌تواند توسط مکانیزم بازار عرضه شود و کاهش مخارج عمرانی ابزار سیاستی مناسب انتخاب می‌شود.

اهمیت این نتیجه‌گیری حاصل از برآورد الگوها را می‌توان به شرح زیر خلاصه کرد:

با توجه به اینکه هدف رشد تولید حقیقی محور اصلی سیاست تحکیم مالی اقتصاد ایران در نظر گرفته شده است، تحقق این امر به پایه مالیاتی وسیع‌تر در اقتصاد ملی منجر می‌شود که افزایش درآمدهای مالیاتی دولت را در پی خواهد داشت. بنابراین از این طریق تکیه بودجه دولتی به درآمدهای نفتی کمتر خواهد شد. همچنین، در پی تحقق رشد تولید حقیقی، تورم کاهش خواهد یافت. این مهم از دو جهت بر سلامت مالی دولت اثر مثبت خواهد داشت. اولاً تورم کاهش خواهد یافت، لذا تأثیر تورم بر کاهش قدرت خرید درآمدهای مالیاتی دولت (اثر تانزی[۱]) تضعیف خواهد شد. ثانیاً، تأثیر فزاینده تورم بر افزایش مخارج دولتی تا حدودی مهار خواهد گردید.

---

۱. Tanzy Effect: به این موضوع اشاره دارد که چون مالیات‌ها با وقفه زمانی از مؤدیان وصول می شود، چنانچه در اقتصاد تورم وجود داشته باشد درآمدهای مالیاتی واقعی کاهش می‌یابد.

منابع

زارعی، ژاله (۱۳۸۹). "ارزیابی پایداری مالی در اقتصاد ایران". *تازه‌های اقتصاد*، زمستان ۱۳۸۹، شماره ۱۳۰، ۸۶-۵۶.

فتاحی، شهرام؛ حیدری دیزگرانی، علی و عسکری، الناز (۱۳۹۳). "بررسی پایداری بدهی دولت در اقتصاد ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال دوم، شماره ۶، تابستان ۱۳۹۳، ۸۶-۶۷.

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 شانزدهم، شماره ۴۹، زمستان ۱۳۹۰، ۲۳۹-۲۰۵.

Afonso, A. (2005a). "Fiscal Sustainability: The Unpleasant European Case". *Finanz Archiv*, 61(1), 19-44.

Afonso, A. (2006). "Expansionary Fiscal Consolidations in Europe New Evidence". *European Central Bank Working Paper Series*, 675, 1-50.

Agnello, L. & Sousa, R. M. (2011). "Fiscal Consolidation and Income Inequality". *NIPE, Working Paper*, 34, 1-30.

Agnello, L., Castro, V., Jalles, J. T. & Sousa, R. M. (2015). "Fiscal Consolidation and Financial Reforms". *Applied Economics*, 47 (34–35), 3740-3755.

Alesina, A. & Ardagna, S. (1998). "Tale of Fiscal Contraction". *Economic Policy*, 27, 487-545.

Alesina, A. & Ardagna, S. (2010). "Large Changes in Fiscal Policy: Taxes Versus Spending". *Tax Policy and the Economy*, 24(1), 35-68.

Alesina, A. & Perotti, R. (1995). "Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries". *Economic Policy*, 10, 205-248.

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

Alesina, A. & Perotti, R. (1997b). "Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects". *International Monetary Fund Staff Papers*, 44(2), 210-248.

Alesina, A., Favero, C. & Giavazzi, F. (2015). "The Output Effect of Fiscal Consolidations Plans". *Journal of International Economics*, 96, 19-42.

Almeida, V., Castro, G., Mourinho Félix, R. & Francisco Maria, J. (2011). "Fiscal Consolidation in a Small Euro Area Economy". *International Journal of Centeral Banking,* 9(4), 1-38.

Antelo, M. & Peón, D. (2014). "Fiscal Consolidation and the Sustainability of Public Debt in the GIPSI Countries". *Cuadernos de Economía*, 37, 52-71.

Ardagna, S. (2004). "Fiscal Stabilizations: When do they Work and Why". *European Economic Review*, 48(5), 1047-1074.

Attinasi, M. & Metelli, L. (2016). "Is Fiscal Consolidation Self-Defeating? A Panel-VAR Analysis for the Euro Area Countries". *Journal of International Money and Finance*, 74, 147-164.

Bai, J. & Ng, S. (2002). "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models". *Economica*, 70(1), 191-221.

Bernanke, B., Boivin, J. & Eliasz, P. (2005). "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Autoregressive (FAVAR) Approach". *The Quarterly Journal of Economics,* 120(1), 387-422.

Breitung, J. & Eickmeier. S. (2006). "Dynamic Factor Models". *Allgenmeines Statistisches Archiv*, 90(1), 27-42.

Castro, V. (2017). "The Impact of Fiscal Consolidations on the Functional Components of Government Expenditures". *Economic Modelling*, 60, 138–150.

Coenen, G., Mohr, M. & Straub, R. (2008). "Fiscal Consolidation in Tihe Euro Area Long-Run Benefits and Short-Run Costs".

Economic Modeling, 25(5), 912-932.

Cogan, J. F., Taylor, J. B., Wieland, V. & Wolters, M. H. (2013). "Fiscal Consolidation Strategy". *Journal of Economic Dynamics & Control*, 37(2), 404-421.

Cour, P., Dubois, E., Mahfouz, S. & Pisany-Ferry, J. (1996). "The Cost of Fiscal Retrenchment Revisited: How Strong is the Evidence?". *CEPII Working Paper*, 16, 5-66.

Devries, P., Guajardo, J., Leigh, D. & Pescatori, A. (2011). "A New Action Based Dataset of Fiscal Consolidation". *International Monetary Fund, IMF Working Paper*, 128, 1-90.

Erceg, C. J. & Linde, J. (2013). "Fiscal Consolidation in a Currency Union: Spending Cuts vs. Tax Hikes". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 37(2), 422-425.

Escudero, V. & Mourelo, E. (2014). "Public Debt, Fiscal Consolidation and the Effect on Employment". *Apostolis Philippopoulos,* Workshop to be held on 25 – 26 July 2014 on the Island of San Servolo in the Bay of Venice, Italy, 1-25.

Estevão, M. & Samake, I. (2013). "The Economic Effects of Fiscal Consolidation with Debt Feedback". *IMF Working Paper*, 136, 1-50.

Favero, C. A. & Marcellino, M. (2005). "Large Datasets, Small Models and Monetary Policy in Europe". *CEPR Discussion Paper*, 3098, 1-27

Giavazzi, F. & Pagano, M. (1990). "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries". *NBER Macroeconomics Annual*, 5, 75-111.

Giavazzi, F. & Pagano, M. (1996). "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience". *Swedish Economic Policy Review*, 3(1), 67-112.

Gupta, S., Baldacci, E., Clements, B. & Tiongson, E. (2005). "What Sustains Fiscal Consolidation in Emerging Market Countries?". I*nternatinal Journal of Finance and Economics*, 10, 307-321.

Heim, J. J. (2010a). "Do Government Deficits Crowd out Consumer and Investment Spending?". *Journal of the Academy of Business and Economics*, 10(3), 1-26.

Heim, J. J. (2010b). "Do Tax Cut and Spending Deficits Have Different Crowd out Effects?". *Rensselaer Polytechnic Institute, Department of Economics*, Working Paper, 1104, 1-40.

Heylen, F. & Everaert, G. (2000). "Success and Failure of Fiscal Consolidation in the OECD: A Multivariate Analysis". *Public Choice*, 105(1-2), 103–124.

Kneller, R., Bleaney, M. F. & Gemmell, N. (1999). "Fiscal Policy and Growth: Evidence from OECD Countries". *Journal of Public Economics*, 74, 171–190.

Miller, S. & Russek, F. (2003). "The Relationship between Large Fiscal Adjustments and Short-Term Output Growth Under Alternative Fiscal Policy Regimes". *Contemporary Economic Policy*, 21, 41-58.

Mirdala, R. (2014). "Periods of Fiscal Consolidation in Selected European Economies". *Emerging Market Quweies in Finance and Business*, 15, 137-145.

Papageorgiou, D. & Vourvachaki, E. (2017). "Macroeconomic Effects of Structural Reforms and Fiscal Consolidations: Trade-Offs and Complementarities". *European Journal of Political Economy*, 48, 54-73.

Pashourtidou, N., Savva, C. & Syrichas, N. (2014). "The Effects of Fiscal Consolidation on Macroeconomic Indicators in Cyprus". *Cyprus Economic Policy Review,* 8(1), 93-119.

Samuelson, P. A. (1939). "Interactions between the Multiplier Analysis and the Principle of Acceleration". *Review of Economics and Statistics*, 21(2), 8-75.

Senbet, D. (2011). "Estimating Monetary Policy Reaction Function: A Factor-Augmented Vector Autoregressive

(FAVAR) Approach". *Journal of Money, Investment and Banking*, 19, 5-40.

Stock, J. H. & Watson, M. W. (2005). "Implications of Dynamic Factor Models for VAR Analysis". *NBER Working Papers 11467, National Bureau of Economic Research, Inc*, 1-67.

Uctum, M. & Wickens, M. (2000). "Debt and Deficit Ceilings, and Sustainability of Fiscal Policies: An Intertemporal Analysis". *Oxford Bulletin of Economic Research*, 62(2), 197-222.

Wöhlbier, F., Astarita, C. & Mourre, G. (2014). "Consolidation on the Revenue Side and Growth-Friendly Tax Structures: an Indicator Based Approach". *European Commission, Economic Papers,* 513, 1-84.

پیوست

جدول ۱. لیست متغیرهای مورد استفاده در تحقیق

ردیف	متغیرها	Abbr.	واحد	منبع
	تولید حقیقی و مصرف و سرمایه‌گذاری			
۱	تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه بدون نفت	GDPP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۲	تولید ناخالص داخلی به قیمت پایه	GDPBP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳	تولیدناخالص ملی به قیمت بازار	GNPM	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴	درآمد ملی	NAINC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵	پس انداز ناخالص ملی	GNSS	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۶	ارزش افزوده کشاورزی	AGVADD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷	ارزش افزوده خدمات	SVADD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸	ارزش افزوده نفت	OVADD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹	ارزش افزوده صنایع و معادن	INVADD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۱۰	هزینه‌های مصرفی بخش دولتی	PCG	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۱۱	مصرف بنزین	FCL	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
۱۲	مصرف گاز مایع	LNGC	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
۱۳	مصرف نفت سفید	WCL	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
۱۴	مصرف نفت‌گاز	FICL	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
۱۵	مصرف نفت‌کوره	OCL	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
	بخش اشتغال، دستمزد و صنعت			
۱۶	میزان سرمایه‌گذاری جواز تأسیس صادره برای واحدهای جدید صنعتی و توسعه	EPIIN	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۱۷	شاخص کل تولید کارگاه‌ها	IIPW		مرکز آمار ایران
۱۸	شاخص کل مزد	IWCB		مرکز آمار ایران
۱۹	شاخص اشتغال	LMIE		مرکز آمار ایران
۲۰	تسهیلات پرداختی بانک صنعت و معدن	FBIMS	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۲۱	تولید فولاد خام	CRST	هزار تن	بانک مرکزی
۲۲	تولید برق	POWE	میلیون کیلووات ساعت	بانک مرکزی
۲۳	تولید پتروشیمی	PETRO	هزار تن	بانک مرکزی

۲۴	تولید سیمان	CEMENT	هزار تن	بانک مرکزی
۲۵	شاخص بهره‌وری نیروی کار (بر اساس ارزش افزوده و تعداد شاغلان) کل اقتصاد	WLPRO	بدون واحد	مرکز آمار ایران
۲۶	شاخص بهره‌وری سرمایه (بر اساس ارزش افزوده و موجودی سرمایه) کل اقتصاد	WCPRO	بدون واحد	مرکز آمار ایران
	بخش متغیرهای پولی و اعتباری			
۲۷	پایه پولی بر حسب منابع	MR	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۲۸	دارایی‌های خارجی بانک مرکزی	CBFA	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۲۹	بدهی‌های خارجی بانک مرکزی	CBFD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۰	سپرده‌های بخش دولتی نزد بانک مرکزی	SDNB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۱	بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی	BDC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۲	سپرده‌های قانونی بانک‌ها نزد بانک مرکزی	LDBC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۳	سپرده‌های دیداری بانک‌ها نزد بانک مرکزی	BDCC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۴	اسکناس و مسکوک در دست اشخاص	CHI	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۵	اسکناس و مسکوک نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیر بانکی	BNBCI	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۶	نقدینگی برحسب عوامل موثر بر عرضه آن	LFS	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۷	دارایی‌های خارجی بانک‌ها	FSB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۸	بدهی‌های ارزی بانک‌ها	FLB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۳۹	بدهی دولت به بانک مرکزی	CBD	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۰	بدهی شرکت‌ها و مؤسسات دولتی به بانک مرکزی	CPICB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۱	بدهی دولت به بانکهای تخصصی تجاری و غیربانکی	BUG	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۲	سپرده‌های دولت نزد بانک مرکزی	GDCB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۳	سپرده‌های شرکت‌ها و مؤسسات دولتی نزد بانک مرکزی	DPIC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۴	سپرده‌های بخش دولتی نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی	PSDNB	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۵	شبه پول	QM	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۴۶	سپرده‌های دیداری	DP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	بخش بورس			
۴۷	تعداد سهام معامله شده	NST	میلیون سهم	بانک مرکزی
۴۸	ارزش معاملات	VOT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
	بخش ساختمان و مسکن			
۴۹	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید تهران	PSINPT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵۰	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید شهرهای بزرگ	PSINPBC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵۱	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های سایر مناطق شهری	PSINPO	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵۲	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید ساختمان‌های شروع شده	PSSBO	میلیارد ریال	بانک مرکزی

۵۳	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید ساختمان‌های ساختمان‌های نیمه تمام	PSNBO	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵۴	سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید ساختمان‌های تکمیل شده	PSTBO	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۵۵	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور تعداد تهران	PSINPT	فقره	بانک مرکزی
۵۶	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور تعداد شهرهای بزرگ	PSINPBC	فقره	بانک مرکزی
۵۷	پروانه‌های ساختمانی صادر شده توسط شهرداری‌های مناطق شهری کشور تعداد سایر مناطق شهری	PSINPO	فقره	بانک مرکزی
بخش خارجی				
۵۸	صادرات	EXPO	میلیون دلار	بانک مرکزی
۵۹	صادرات نفت و گاز	OGX	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۰	صادرات غیرنفتی	NOX	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۱	واردات	IMPO	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۲	تراز خدمات دریافت‌ها	RE	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۳	تراز خدمات پرداخت‌ها	PS	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۴	انتقالات (حساب انتقالات جاری)	TRAAC	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۵	تراز حساب سرمایه (حساب مالی و سرمایه)	CAPAC	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۶	موازنه کل (تغییر در ذخایر بین‌المللی)	BOPP	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۷	تراز بازرگانی	BOP	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۸	صادرات پتروشیمی ارزش	PETEXD	میلیون دلار	بانک مرکزی
۶۹	خالص صادرات کالاها و خدمات	NEGS	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۷۰	صادرات نفت خام	COI	هزار بشکه در روز	بانک مرکزی
۷۱	قیمت نفت خام سبک	SPO	دلار	بانک مرکزی
۷۲	قیمت نفت خام سبک	SPOH	دلار	بانک مرکزی
بخش نرخ برابری ارزها				
۷۳	دلار آمریکا نرخ رسمی	OFFRA	ریال	بانک مرکزی
۷۴	نرخ بازار غیر رسمی	UNDRA	ریال	بانک مرکزی
۷۵	نرخ ارز موثر حقیقی	RREX	بدون واحد	محاسبات تحقیق
بخش امور اجتماعی				
۷۶	ضریب جینی	GINI	بدون واحد	بانک مرکزی
۷۷	سهم ۱۰درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین	RTP	بدون واحد	بانک مرکزی
بخش شاخص قیمت ۱۳۸۳=۱۰۰				
۷۸	شاخص بهای کالا و خدمات مصرفی	CPI	بدون واحد	بانک مرکزی
۷۹	شاخص بهای تولیدکننده	PPT	بدون واحد	بانک مرکزی
۸۰	شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی	GDPIM	بدون واحد	بانک مرکزی
۸۱	تورم انتظاری	EXINF	بدون واحد	محاسبات تحقیق
بخش وضع مالی دولت				

۸۲	درآمدها	GGR	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۳	درآمد نفت	OIREV	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۴	درآمد مالیاتی	TTAX	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۵	مالیات اشخاص حقوقی	TOP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۶	مالیات بر درآمد	INT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۷	مالیات بر ثروت	WETH	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۸	مالیات بر واردات	IMT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۸۹	مالیات بر مصرف و فروش	COT	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۰	سایر درآمدها	OTINC	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۱	پرداخت‌ها	TGP	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۲	پرداخت‌های جاری	CUPAY	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۳	پرداخت‌های عمرانی	INPAY	میلیارد ریال	بانک مرکزی
۹۴	کسری (-) یا مازاد (+)	DOS	میلیارد ریال	بانک مرکزی

جدول ۲. مقایسه تأثیر شوک مالیات بر مصرف و مالیات بر واردات

تورم		رشد تولید حقیقی		رشد مصرف بخش خصوصی		
افزایش مالیات بر واردات	افزایش مالیات بر مصرف	افزایش مالیات بر واردات	افزایش مالیات بر مصرف	افزایش مالیات بر واردات	افزایش مالیات بر مصرف	فصل بعد از شوک
۰/۲۱۶۶۵۰	-۰/۱۲۷۹۹۳	۰/۰۰۱۱۳۱	۰/۰۰۰۴۷۹	۰/۰۰۱۲۵۸	۰/۰۰۰۹۱۵	۱
-۰/۳۱۲۳۸۳	-۰/۱۱۲۰۲۴	۰/۰۰۱۹۳۲	۰/۰۰۲۲۲۱	۰/۰۰۲۳۶۶	۰/۰۰۲۱۹۵	۴
-۰/۵۲۱۴۹۱	-۰/۴۶۸۴۳۹	۰/۰۰۰۴۷۰	۰/۰۰۱۰۴۴	۰/۰۰۰۴۴۱	۰/۰۰۰۸۹۲	۸
-۰/۲۳۱۴۹۹	-۰/۳۱۷۶۱۰	-۰/۰۰۰۴۲۵	-۰/۰۰۰۰۰۵۲۹	-۰/۰۰۰۴۹۱	-۰/۰۰۰۱۵۰	۱۲
۰/۰۲۲۱۴۶	-۰/۰۷۶۶۳۱	-۰/۰۰۰۴۲۱	-۰/۰۰۰۳۲۱	-۰/۰۰۰۴۴۸	-۰/۰۰۰۳۶۶	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. مقایسه تأثیر شوک مالیات بر درآمد، درآمد اشخاص حقوقی و ثروت

تورم			رشد تولید حقیقی			رشد مصرف بخش خصوصی			
افزایش مالیات بر ثروت	افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	افزایش مالیات بر درآمد	افزایش مالیات بر ثروت	افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	افزایش مالیات بر درآمد	افزایش مالیات بر ثروت	افزایش مالیات بر درآمد اشخاص حقوقی	افزایش مالیات بر درآمد	فصل بعد از شوک
-۰/۰۶۷۴۶۹	-۰/۲۸۶۱۴۴	۰/۲۱۸۲۰۸	۰/۰۰۰۵۳۹	۰/۰۰۰۰۰۰۲۴۲	۰/۰۰۰۸۷۱	۰/۰۰۰۰۰۰۴۶۱	۰/۰۰۰۴۱۵	۰/۰۰۱۳۷۵	۱
-۰/۲۲۷۰۳۵	-۰/۷۳۲۴۳۱	-۰/۴۳۴۳۶۶	۰/۰۰۳۱۴۹	۰/۰۰۳۱۰۳	۰/۰۰۳۱۲۱	۰/۰۰۲۲۲۲	۰/۰۰۳۴۶۲	۰/۰۰۴۹۰۵	۴
-۰/۶۳۳۱۳۱	-۰/۸۹۶۲۶۵	-۱/۷۳۲۶۴۰	۰/۰۰۲۱۴۰	۰/۰۰۰۴۹۵	۰/۰۰۵۰۷۲	۰/۰۰۱۵۰۵	۰/۰۰۰۴۶۷	۰/۰۰۶۸۹۲	۸
-۰/۵۲۲۴۷۳	-۰/۳۳۷۶۷۳	-۲/۵۷۸۳۲۲	۰/۰۰۰۴۳۵	-۰/۰۰۰۹۵۹	۰/۰۰۵۰۴۵	۰/۰۰۰۱۸۲	-۰/۰۰۱۰۶۱	۰/۰۰۶۷۱۹	۱۲
-۰/۲۱۰۷۷۰	۰/۰۹۳۹۴۷	-۲/۸۶۷۹۰۴	-۰/۰۰۰۳۰۳	-۰/۰۰۰۷۹۲	۰/۰۰۴۵۲۷	-۰/۰۰۰۳۶۴	-۰/۰۰۰۸۵۴	۰/۰۰۶۱۴۱	۱۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۵۶-۴۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (41-56)

بررسی اثرات آستانه‌ای سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد اقتصادی برای استان‌های ایران؛ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)

علی فلاحتی[۱]، *مریم حیدریان[۲]

۱. دانشیار دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران

۲. دانشجوی دکتری بخش عمومی دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، گروه اقتصاد، کرمانشاه، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۷/۷)

Studying Threshold Effects of Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model for Iran Provinces; Using a Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR)

Ali Falahati[1], *Maryam Heidarian[2]

1. Assistant Professor of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran

2. Ph.D. Student of Public Economics, Razi University, Kermanshah, Iran

(**Received:** 17/April/2018 **Accepted:** 29/Sep/2018)

چکیده:

در یک سیستم اقتصادی، فعالیت‌های دولت نقشی اساسی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها ایفا می‌کند، اما افزایش این فعالیت‌ها تا آستانه‌ای خاص اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد و از آن آستانه به بعد افزایش بیش از حد فعالیت‌های دولت نه تنها اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ندارد، بلکه این فعالیت‌ها از موانع اصلی رشد محسوب می‌شوند. از جمله این فعالیت‌ها می‌توان به مخارج سرمایه‌ای دولت و بدهی‌های عمومی اشاره نمود که در این مطالعه تلاش شده است با استفاده از داده‌های استانی و مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) به بررسی اثرات آستانه‌ای و غیرخطی سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر تولید ناخالص داخلی در دو مدل مجزا طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۹ پرداخته شود.

نتایج آزمون خطی بودن، وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی را نشان می‌دهد، همچنین لحاظ نمودن یک تابع انتقال با یک پارامتر آستانه‌ای که بیانگر یک مدل دو رژیمی است، برای تصریح رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد مطالعه کفایت می‌کند. نتایج مربوط به برآورد مدل‌ها نشان می‌دهد که بدهی‌های عمومی و سرمایه‌گذاری در رژیم اول دارای اثرگذاری مثبتی بر تولید هستند ولی با عبور از حد آستانه‌ای و وارد شدن به رژیم دوم، شدت این اثرگذاری بیشتر شده و منفی می‌شوند. به نظر می‌رسد این نتیجه به دلیل اثر برون‌رانی بر بخش خصوصی و افزایش بدهی‌های عمومی به واسطه افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت می‌باشد و فرضیه منحنی لافر را تأیید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری دولتی، بدهی عمومی، رشد اقتصادی، رگرسیون انتقال ملایم پانلی، استان‌های ایران.

طبقه‌بندی JEL: H63، H54، E23.

Abstract:

In an economy system, government activities play a fundamental role in economic growth and development of countries, but increase these activities have a positive effect on economic growth until a certain threshold and from this threshold excessive increase in government activities not only have no positive effect on economic growth, but these activities are main barrier to growth.

Including of these activities, can mention the government's capital expenditures and public debt. In this study, is tried to study the threshold effects and non-linear government investment and public debt on GDP in two separate models during of 2000-2016 using of provincial data and Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR).

The results of linearity test show that there is a nonlinear relationship between variables. Also, the inclusion of a transfer function with a threshold parameter which is representing a two-regime model, is sufficient to determine the nonlinear relationship between variables. The results show that public debt and investment in first regime have a positive effect on GDP, but by crossing of threshold and entering to second regime, severity of this effect will be increased and negative. It seems, this result is due to the crowed-out effect on private sector and increase in public debt due to rising government spending and confirms Laffer curve hypothesis.

Keywords: Government Investment, Public Debt, Economic Growth, Panel Smooth Transition Regression Model, Iran Provinces.

JEL: H63, H54, E23.

* **نویسنده مسئول:** مریم حیدریان
E-mail: maryamheidarian.1368@yahoo.com

*Corresponding Author: Maryam Heidarian

۱- مقدمه

سیاست ارائه بسته‌های انگیزشی مالی که در جریان بحران اخیر اقتصاد جهان (۲۰۱۲-۲۰۰۷) به منظور ثبات رشد اقتصادی و جلوگیری از سقوط سیستم مالی اتخاذ شده است، منجر به گسترش مخارج دولتی و بدهی‌های عمومی در برخی از کشورها همچون ایتالیا، یونان، اسپانیا و آمریکا شد. به طوری که در این کشورها، میانگین مخارج دولت و بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی به ترتیب از ۳۲ و ۵۵ درصد در سال ۱۹۹۱ به ۳۵ و ۶۱ درصد در سال ۲۰۱۵ افزایش یافته است. همچنین میانگین سرمایه‌گذاری و مصرف دولتی به تولید ناخالص داخلی به ترتیب از ۱۶ و ۱۶ درصد در سال ۱۹۹۱ به ۱۸ و ۱۷ درصد در سال ۲۰۱۵ افزایش یافته است. به نظر می‌رسد، یک رابطه منفی بین رشد GDP و سطح بدهی‌های عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی وجود دارد. به ویژه، زمانی که نسبت بدهی‌های عمومی به تولید ناخالص داخلی بالاتر از ۹۰ درصد یا نسبت سرمایه‌گذاری دولتی به تولید ناخالص داخلی بیش از ۳۰ درصد باشد، میانگین رشد اقتصادی به طور چشمگیری کاهش یافته است (چن و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۲۵۸). اطلاعات فوق گویای یک رابطه غیرخطی بین سه متغیر، رشد GDP و بدهی عمومی، و رشد GDP و سرمایه‌گذاری دولتی است.

در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون ایران به دلیل آنکه توسل به درآمدهای مالیاتی پاسخگوی هزینه‌های جاری و عمرانی دولت نیست، و اتکا به درآمدهای نفتی نیز از ثبات و پایداری لازم برخوردار نیست، بحث سرمایه‌گذاری دولتی، کسری بودجه و بدهی‌های عمومی و پیامدهای آنها بر ساختار اقتصادی کشور بسیار حائز اهمیت است. به ویژه آنکه در این قبیل کشورها، بخش خصوصی علی‌رغم برخورداری از کارایی و بهره‌وری بالاتر نسبت به بخش دولتی، سهم قابل توجهی از فعالیت‌های اقتصادی را دارا نمی‌باشد. از سوی دیگر، رشد بخش خصوصی در این کشورها نیازمند رشد پس‌انداز و سرمایه‌گذاری این بخش و حاکم شدن فضای اطمینان در اقتصاد است. این در حالی است که استقراض دولت از اقتصاد داخلی برای تأمین مالی کسری بودجه بسته به شرایط و ساختار اقتصاد، همچنین ترکیب ابزارهای بدهی می‌تواند منجر به نااطمینانی، محدودیت دسترسی بخش خصوصی به منابع مالی، کاهش پس‌انداز و غیره شود. در نتیجه این امر علاوه بر اینکه ناکارایی در تخصیص منابع عمومی و اختلال در سیستم بازار باقی خواهد ماند، بخش خصوصی در اقتصاد نیز منقبض می‌شود، در نتیجه رشد اقتصادی می‌تواند کاهش یابد، حتی در بلندمدت استمرار چنین شرایط می‌تواند منجر به ناپایداری بدهی‌های دولتی و در نتیجه کاهش رشد بلندمدت اقتصادی شود (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۲).

در کشور ایران نیز رانت منابع طبیعی منجر به توسعه غیربهینه نقش تصدی‌گری و حاکمیتی دولت در اقتصاد شده است و آثار سوء بدهی‌های دولتی ناشی از کسری بودجه بر رشد اقتصادی می‌تواند مصداق داشته باشد.

بنابراین مهم است که رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی با رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داد، چرا که اگر اثرات سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر رشد اقتصادی به دلیل افزایش اندازه دولت از مثبت به منفی تغییر علامت بدهد، اثر برون‌رانی[2] منجر به کاهش اثرات این دو متغیر بر رشد اقتصادی شده، به ویژه زمانی که این سطح به "خط هشدار زرد"[3] نزدیک شود، اثر ارتقایی سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر رشد اقتصادی به یک مانع تبدیل می‌شود (مارتینز و ویگا[4]، ۲۰۱۴: ۵۸۰). در این راستا، در مطالعه حاضر تلاش می‌شود با استفاده از داده‌های استانی و با بهره‌گیری از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی[5] (PSTR)، اثرات بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر تولید ناخالص داخلی را مورد بررسی قرار داد.

نکته مهم در این مطالعه، بررسی وجود دو رابطه غیرخطی بین تولید، سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی است. از این‌رو، این مطالعه در تلاش است شکاف موجود در ادبیات نظری را از طریق ایجاد یک تابع تقاضای مؤثر کینزی در چارچوب تابع کاب داگلاس برای اندازه‌گیری اثرات جانشینی، مکمل یا غیرمرتبط بین مصرف خصوصی و دولتی پر کند. و در نهایت با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی، سطوح بهینه و روابط غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی با تولید شناسایی شود.

ساختار این مقاله به این صورت سازمان‌دهی می‌شود؛ در بخش دوم با استفاده از مبانی نظری و مدل‌های تئوریکی، رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی‌های عمومی با رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد، در بخش سوم

1. Chen et al. (2016)

2. Crowding Out
3. Yellow Warning Line
4. Martins & Veiga (2014)
5. Panel Smooth Transition Regression

مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از کشور مطرح می‌شود. سپس در بخش چهارم روش تحقیق، داده‌ها و مدل برآوردی معرفی و در بخش پنجم یافته‌های حاصل از برآورد مدل‌ها مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد. در نهایت، در بخش پایانی نتیجه‌گیری و پیشنهاداتی ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری پژوهش

مخارج دولت به عنوان یکی از ابزار سیاستی مهم دولت در تئوری‌های رشد اقتصادی و به طور خاص در تئوری رشد درون‌زا توجه خاصی را به خود جلب نموده است. مدل رشد نئوکلاسیکی سولو[1] (۱۹۵۶) و نظریه رشد بهینه لوکاس[2] (۱۹۸۸) نقش اندکی را برای مخارج دولت در تعاملات رشد اقتصادی لحاظ نموده‌اند. براساس این دسته از تئوری‌ها، رشد اقتصادی بلندمدت برابر صفر می‌باشد (یا برون‌زا)، بنابراین تصمیمات دولت در بلندمدت بی‌اثر می‌باشند. به طور کلی، الگوهای رشد نئوکلاسیکی جزء نظریه‌های رشد اقتصادی سرمایه‌گرا محسوب می‌شوند که رشد اقتصادی را به انباشت سرمایه فیزیکی و پیشرفت فنی برون‌زا نسبت داده‌اند. در این الگوها ادعا می‌شود که نرخ جمعیت پایین‌تر و سطح فناوری بالاتر نرخ رشد کوتاه‌مدت را افزایش می‌دهد، بنابراین در بهترین حالت نیز تصمیمات دولت نمی‌تواند اثر مثبتی بر سطح تعادلی کوتاه‌مدت متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد تعادلی کوتاه‌مدت داشته باشد (فلاحی و منتظری‌شورکچالی، ۱۳۹۳: ۱۳۶).

در اواسط دهه ۱۹۸۰ گروهی از نظریه‌پردازان رشد به رهبری رومر (۱۹۸۶) انتقاداتی را بر مدل‌های رشد برون‌زا وارد نمودند. این انتقادات دسته‌ای دیگر از مدل‌های رشد را مطرح نمودند که در آنها عوامل مؤثر بر رشد به طور درون‌زا تعیین می‌شوند. بارو[3] (۱۹۷۴) با مطرح نمودن بحث مخارج دولتی مولد (مخارجی نظیر تضمین حقوق مالکیت و ایجاد زیرساخت‌ها که موجب افزایش بهره‌وری سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌شوند) وجود همبستگی مثبت بین مخارج دولت و رشد اقتصادی را مورد تأکید قرار داد. این تئوری نقطه عطف بحث اهمیت تولیدی مخارج دولت در اقتصاد بود. در دیدگاه تولیدی برای مخارج دولت نقطه بهینه‌ای متصور بود و بیان می‌کرد، زمانی که دولت بخش قابل توجه اقتصاد را کنترل می‌کند، فرصت‌های سرمایه‌گذاری برای بخش خصوصی محدود می‌شود که این اثر منفی قابل ملاحظه‌ای بر بهره‌وری دارد. علاوه بر این، مخارج غیرمولد عمومی مانع اساسی برای رشد اقتصادی محسوب می‌شود (لیزاردو و مولیک[4]، ۲۰۰۹: ۲۵۰).

با توجه به تئوری سنتی، سرمایه‌گذاری دولتی زیرساخت‌های اجتماعی را بهبود می‌بخشد و بهره‌وری نهایی سرمایه‌گذاری خصوصی را به جهت تحریک رشد اقتصادی افزایش می‌دهد. اما همین موضوع، دارای اثر برون‌رانی در سرمایه‌گذاری خصوصی است و مانعی برای رشد اقتصادی محسوب می‌شود. به طور مشابه، افزایش مصرف دولتی نیز موجب تحریک رشد اقتصادی می‌شود ولی دارای اثر برون‌رانی در سرمایه‌گذاری خصوصی است. بنابراین مخارج دولتی دارای اثرات درون‌رانی و برون‌رانی[5] بر بخش خصوصی است، در نتیجه می‌توان گفت رابطه غیرخطی با رشد اقتصادی دارد. این ناسازگاری را می‌توان براساس منحنی آرمی[6] (۱۹۹۵) بسط داد که در آن اندازه دولت به صورت غیرخطی و در قالب یک معادله درجه دوم بر رشد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (به صورت U معکوس) (تانه[7]، ۲۰۱۵: ۴۵).

منحنی آرمی قادر است حد مطلوب فعالیت‌های اقتصادی را اندازه‌گیری کند. این منحنی در واقع بیان می‌کند، زمانی که اندازه دولت کوچک است، گسترش اندازه دولت، تولید را افزایش می‌دهد تا نقطه‌ای مشخص که نقطه بهینه اندازه دولت نامیده می‌شود و از آن نقطه به بعد انبساط بیشتر اندازه دولت، منجر به افزایش تولید نمی‌شود و کاهش رشد، سریع‌تر از افزایش اندازه دولت می‌باشد. یعنی گسترش بیشتر اندازه دولت، وسیله‌ای برای رکود و کاهش را فراهم می‌کند (ابونوری و نادمی[8]، ۲۰۱۰: ۹۷).

اینکه چگونه از اثر تحریکی به اثر مانعی سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی جلوگیری نمود، یک مسئله عمده برای دولت‌ها در مواقعی است که سیاست مالی جدیدی را اجرا می‌کنند. بنابراین زمانی که اثر فشاری[9] (مثبت) سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار می‌گیرد، بایستی اثر

1. Solow (1956)
2. Lucas (1988)
3. Barro (1974)
4. Lizardo & Mollick (2009)
5. Crowd-In and Crowd-Out Effects
6. Armey Curve
7. Thanh (2015)
8. Abounoori & Nademi (2010)
9. Push (Positive) Effect

رانشی (منفی)[1] بدهی‌های عمومی بر رشد اقتصادی را نیز در نظر گرفت (چن و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۶۳). لذا سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی دو ابزار سیاست مالی مهم و مؤثر بر عملکرد اقتصاد کلان هستند و ارتباط آنها با رشد اقتصادی موضوع اصلی این پژوهش می‌باشد.

اثر بدهی بر رشد اقتصادی با در نظر گرفتن سطح بدهی و ساختار اقتصادی کشورها متفاوت است. به‌نحوی که اگر ایجاد بدهی، پایداری بدهی را نقض نکند و منجر به بی‌انضباطی مالی نشود، می‌تواند عامل مثبتی در رشد اقتصادی باشد، در غیر این صورت تداوم بدهی موجب بی‌ثباتی مالی شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد (دفتر تحقیقات و سیاست‌های مالی، ۱۳۹۵: ۳).

سه طیف متفاوت از اثرات بدهی‌های عمومی بر رشد اقتصادی در تئوری‌های اقتصادی مطرح شده است که در ادامه به خلاصه‌ای از آن پرداخته خواهد شد:

دیدگاه کینزین‌ها: از نظر کینزین‌ها، کاهش مالیات‌ها یا حفظ سطح مخارج مصرفی دولتی (انباشت بدهی دولتی) در یک دوره مصرف بخش خصوصی را افزایش می‌دهد و در نتیجه متغیرهای اقتصادی همچون تولید و اشتغال را متأثر می‌کند.

دیدگاه نئوکلاسیک‌ها: براساس دیدگاه نئوکلاسیک‌ها، افزایش در بدهی دولت، خالص ثروت بخش خصوصی را افزایش داده و به تبع آن تقاضای کل از طریق افزایش مصرف بخش خصوصی افزایش می‌یابد. به عقیده آنان، به دلیل طولانی بودن زندگی اقتصادی، هرگونه افزایش در ثروت افراد در نتیجه کسری بودجه موقت، بین طول عمر آنها تقسیم می‌شود و لذا اثر کمی بر مصرف جاری خواهد داشت و از آنجایی که اقتصاد در اشتغال کامل به سرمی‌برد، افزایش در تقاضای کل منجر به افزایش نرخ‌های بهره و سطح عمومی قیمت‌ها و در نتیجه کاهش سرمایه‌گذاری و مصرف بخش خصوصی (به دلیل اثر پیگو) و به تبع آن کاهش بخشی از درآمد ملی می‌شود. براساس این دیدگاه، کسری بودجه بلندمدت منجر به کاهش انباشت سرمایه در اقتصاد یک کشور می‌شود.

اصل برابری ریکاردویی: این اصل بیان می‌کند که برای یک سطح مشخص از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباشت بدهی‌ها یا کاهش بدهی‌های دولت) تأثیری بر مصرف بخش خصوصی ندارد؛ بنابراین در یک اقتصاد بسته به نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تولید نیز تغییری نخواهند کرد. اگر این اصل در اقتصاد صادق باشد، در این صورت کارکرد سیاست‌های مالی به عنوان یک ابزار در راستای ثبات اقتصادی به شدت محدود خواهد شد (آپیره[2]، ۲۰۱۴: ۱۳۱).

از سوی دیگر، دیدگاه متعارفی درباره بدهی‌های دولتی بیان می‌کند که در کوتاه‌مدت، تولید بر مبنای تقاضا تعیین می‌شود و کسری مالی (بدهی‌های دولتی بالا) بر درآمد قابل تصرف، تقاضای کل و تولید تأثیر مثبت دارد. این اثرات مثبت احتمالاً زمانی که سطح محصول واقعی زیر ظرفیت بالقوه است، بزرگ‌تر خواهد بود. منکیو و الماندورف[3] (۱۹۹۹) بیان می‌کنند در بلندمدت اگر برابری ریکاردویی صادق نباشد، کاهش در پس‌انداز بخش عمومی ناشی از کسری بودجه به طور کامل با افزایش پس‌انداز بخش خصوصی جبران نخواهد شد. در نتیجه پس‌انداز ملی کاهش خواهد یافت و به دنبال آن کل سرمایه‌گذاری هم در داخل و هم خارج کاهش پیدا می‌کند. کاهش سرمایه‌گذاری در داخل منجر به کوچک‌تر شدن موجودی سرمایه، نرخ بهره‌های بالا، بهره‌وری و دستمزد پایین نیروی کار می‌شود و در نتیجه رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۴).

۳- مروری بر مطالعات تجربی داخلی و خارجی

۳-۱- مطالعات خارجی

ابونوری و نادمی در مطالعه‌ای اثر منحنی آرمی را در اقتصاد ایران نشان دادند و اثرات آستانه‌ای متناظر با مخارج دولتی به GDP، مخارج مصرفی دولتی به GDP، و مخارج سرمایه‌گذاری دولتی به GDP را به ترتیب ۳۴/۷، ۶/۲۳ و ۸ درصد برآورد نمودند (ابونوری و نادمی، ۲۰۱۰: ۹۵).

مینیا و پارنت[4] رابطه بین بدهی و رشد را با استفاده از مدل پانل دیتای رگرسیون آستانه‌ای ملایم بررسی کردند. نتایج نشان داد که بدهی عمومی در بازه بین ۹۰ الی ۱۱۵ درصدی نسبت به GDP با رشد اقتصادی رابطه منفی دارد؛ اما در بازه زمانی بیشتر از ۱۱۵ درصدی GDP این رابطه مثبت می‌شود (مینیا و پارنت، ۲۰۱۲: ۴).

آپیره به بررسی اثرات بدهی‌های بخش عمومی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در نیجریه طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۸۱ به روش متغیر ابزاری و تکنیک بوت استرپ

1. Pull (Negative) Effect

2. Apere (2014)
3. Mankiw & Elmendorf (1999)
4. Minea & Parent (2012)

پرداخته است. نتایج نشان داد که بدهی‌های داخلی اثر خطی و مثبت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند و بدهی‌های خارجی تأثیر U شکل بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی دارند (آپیره، ۲۰۱۴: ۱۳۱).

چن و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی و تعیین سطوح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد اقتصادی با استفاده از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی و داده‌های پانلی ۶۵ کشور در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۱ پرداخته‌اند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی در حال کاهش است، همان‌طور که سطح هزینه‌ها و مخارج در حال افزایش است. وقتی که نرخ سرمایه‌گذاری دولتی به GDP به نقطه آستانه می‌رسد، اثر سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند از مثبت به منفی تغییر کند. اثر بدهی عمومی بر روی رشد اقتصادی نیز همین ارتباط را نشان می‌دهد (چن و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۵۹).

۳-۲- مطالعات داخلی

پیرائی و نوروزی در مطالعه‌ای با به کارگیری روش رگرسیون آستانه، رابطه‌ای به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران را آزمون نموده‌اند. در این ارتباط از تابع تولید دوبخشی مطرح شده توسط رتی‌رام و سه شاخص اندازه دولت استفاده گردیده است. نتایج این تحقیق وجود رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت با هر سه شاخص و رشد اقتصادی در ایران را تأیید نمی‌کند (پیرائی و نوروزی، ۱۳۹۱: ۲).

جعفری و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای گروه D8 با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۹۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که در رژیم اول بدهی‌های خارجی تأثیر منفی اندکی بر رشد اقتصادی دارد که پس از عبور از حد آستانه‌ای، در رژیم دوم این تأثیرگذاری منفی افزایش می‌یابد (جعفری و همکاران، ۱۳۹۵: ۹۰).

سلمانی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۴ و با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی پرداخته‌اند، نتایج این مطالعه نشان داد، نسبت بدهی دولت به GDP بر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. این تأثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۳).

جعفری‌صمیمی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی بحث پایداری بدهی دولت در ایران در قالب تابع واکنش مالی و با استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد مدل، ضمن لحاظ یک ساختار دو رژیمی برای تابع واکنش مالی دولت، نشان می‌دهد در رژیم اول، واکنش دولت در برابر بدهی به بانک مرکزی و بدهی به بانک‌ها و سایر موسسات مالی غیربانکی داخلی از پایداری لازم برخوردار نیست. اما در رژیم دوم واکنش دولت به هر سه نوع بدهی پایدار بوده است (جعفری‌صمیمی و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۱).

مرور مبانی نظری و مطالعات تجربی در داخل کشور نشان می‌دهد، تمایز و نوآوری مطالعه حاضر در بررسی رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی، بدهی‌های عمومی با تولید ناخالص داخلی در قالب داده‌های استانی و روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی است. علاوه بر این با مشخص نمودن سطوح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی‌های عمومی می‌توان پیشنهادات سیاستی مؤثری در جهت ارائه تصمیمات و برنامه‌ریزی‌های دولتی ارائه نمود. مدل PSTR می‌تواند انعطاف‌پذیری پارامترها را تعیین نموده و تغییرات ناهمگنی پارامترها را در استان‌های مختلف نشان دهد. از سوی دیگر با مشخص نمودن مسیر زمانی ملایمی از پارامترهای مرتبط، می‌توان تغییرات محیط اقتصاد کلان را برای بدست آوردن سطح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی‌های عمومی مورد تجزیه و تحلیل قرار داد.

٤- روش‌شناسی پژوهش و معرفی متغیرها

۴-۱- استخراج سطح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی

مدل‌های رشد درون‌زا بر اثرات پس‌انداز، رشد جمعیت و تکنولوژی بر رشد اقتصادی تأکید دارند. در حالی که در مطالعات اخیر نشان داده شد که سرمایه‌گذاری دولتی مولد می‌تواند به طور مستقیم در تابع تولید قرار داده شود و از طریق تغییر ارزش افزوده نهایی سرمایه و نیروی کار بر روی رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. علاوه بر این، می‌توان مخارج مصرفی عمومی را نیز در تابع مطلوبیت خانوارها به منظور بهبود رفاه آنها قرار داد.

همان‌طور که مخارج عمومی دارای اثرات درون‌رانی و

برون‌رانی بر روی بخش خصوصی است، می‌تواند دارای یک رابطه غیرخطی یکنواخت با رشد اقتصادی نیز باشد. لذا در ادامه با ارائه یک مدل رشد درون‌زا و غیرخطی، به بررسی اندازه بهینه مخارج دولتی و بدهی‌های عمومی پرداخته خواهد شد.

الف) بخش خانوار: با توجه به مطالعه هو[1] (۲۰۰۱) و نیه و هو[2] (۲۰۰۶) می‌توان تابع تقاضای مؤثر کینزی را در فرم کاب‌داگلاس و براساس مصرف دولتی ($G_{c,t}$) و خصوصی (C_t) تشکیل داد:

(۱)

$$C_t^* = C_t^{\theta} G_{c,t}^{1-\theta}$$

در اینجا، θ کشش مصرف خصوصی است که به معنای وجود اثر کنشی بین مصرف دولتی و خصوصی می‌باشد. بهینه‌سازی پویا برای یک خانوار نمونه در زمان صفر و در یک اقتصاد با محدود نامتناهی به صورت معادله (۲) تعریف می‌شود:

(۲)

$$U(C_t^*) = \int_0^{\infty} \left[\frac{(C_t^*)^{1-\sigma}-1}{1-\sigma}\right] e^{-\rho t} dt$$

در اینجا، ρ عامل تنزیل فردی، σ پارامتر انحنا، و $\frac{(C_t^*)^{1-\sigma}-1}{1-\sigma} = lnC_t^*$ اگر و تنها اگر $\sigma = 1$ باشد. فرض کنید W_t دارایی‌های واقعی برای خانوارها در زمان باشد، در این صورت با درنظر گرفتن Y_t درآمد تصادفی نیروی کار، r نرخ بهره واقعی و D_t بدهی عمومی، می‌توان تابع محدودیت بودجه را به صورت (۳) بدست آورد:

(۳)

$$W_{t+1} = (1 + \mathrm{r})W_t + Y_t + rD_t - C_t - G_{c,t}$$

در نهایت با استفاده از روش لاگرانژ برای حل مسئله بهینه‌یابی فوق، مطلوبیت نهایی مخارج دولتی را برابر با مطلوبیت نهایی مصرف خصوصی قرار داده و می‌توان رابطه $C_t = \theta G_{c,t}/(1-\theta)$ را بدست آورد.

ب) بخش تولیدی: فرض می‌شود تابع تولیدی به صورت معادله (۴) وجود دارد:

(۴)

$$Y_t = AK_t^{\alpha} G_{k,t}^{\beta} L_t^{1-\alpha-\beta}$$

که Y_t تولید، K_t سرمایه خصوصی، A تکنولوژی، G_t مخارج سرمایه‌ای دولتی و L_t نیروی کار است. همچنین α و β کشش سرمایه خصوصی و دولتی نسبت به تولید هستند ($0 < \alpha + \beta < 1$). طبق مطالعه گرینر[3] (۲۰۱۲)، مخارج سرمایه‌ای دولتی به وسیله مالیات و بدهی‌های عمومی تأمین می‌شود. بنابراین محدودیت بودجه دولتی به صورت معادله (۵) بدست می‌آید:

(۵)

$$\tau(Y_t + rD_t) + \dot{D}_t - rD_t = G_t = G_{c,t} + G_{k,t}$$

در اینجا، τ نرخ مالیات، D_t بدهی عمومی، $\dot{D}_t$ نرخ رشد بدهی عمومی و r نرخ بازده بدهی عمومی می‌باشد. پس تابع انباشت سرمایه دولتی به صورت معادله (۶) خواهد بود:

(۶)

$$\dot{G}_{k,t} = \phi G_t - \delta G_{k,t} = \phi\big[\tau Y_t + \dot{D}_t - (1-\tau) r D_t\big] - \delta G_{k,t}$$

معادله (۶) نشان می‌دهد که دولت می‌تواند سرمایه‌گذاری خودش را برای تحریک رشد اقتصادی از طریق افزایش نرخ مالیات یا بدهی عمومی افزایش دهد. از سوی دیگر، افزایش در سرمایه‌گذاری دولتی، مالیات‌های بخش خصوصی را افزایش داده و باعث اثر برون‌رانی در این بخش شده و رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. بنابراین اگر و تنها اگر بهره‌وری نهایی سرمایه‌گذاری دولتی با بهره‌وری نهایی سرمایه‌گذاری خصوصی برابر باشد، اثر خالص سیاست مالی بر رشد اقتصادی می‌تواند خنثی باشد. علاوه بر این، انباشت سرمایه دولتی به طور مثبتی به سهم سرمایه‌گذاری دولتی در کل مخارج مربوط است. انباشت سرمایه خصوصی نیز به پس‌انداز خصوصی و استهلاک سرمایه بستگی دارد.

(۷)

$$\dot{K}_t = (1-\tau)(Y_t + rD_t) - C_t - \delta K_t$$

معادله $C_t = \theta G_{c,t}/(1-\theta)$ را در معادله (۷) جایگذاری می‌کنیم:

(۸)

$$\dot{K}_t = \left[(1-\tau)(1+rd_t) - \frac{\theta}{1-\theta}(1-\phi)[\eta d_t - (1-\tau) r d_t + \tau]\right] Y_t - \delta K_t$$

در اینجا، $d_t = \frac{D_t}{Y_t}$ و $\eta = \frac{\dot{D}_t}{D_t}$ نشان‌دهنده نرخ رشد بدهی عمومی است. معادله (۸) نشان می‌دهد که دولت می‌تواند سرمایه‌گذاری خصوصی را به منظور تحریک رشد اقتصادی از طریق کاهش نرخ مالیات یا بدهی‌های عمومی افزایش دهد.

حال با جایگذاری معادلات (۶) و (۸) در معادله (۴) می‌توان تابع تولید را به ازای هر کارگر بدست آورد:

(۹)

$$Y^* = A[\phi(\eta d_t - (1-\tau) r d_t + \tau)]^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}}(\delta +$$

1. Ho (2001)
2. Neih & Ho (2006)
3. Greiner (2012)

$$n)^{-\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}}\left[(1-\tau)(1+rd_t)-\frac{\theta}{1-\theta}(1-\phi)[\eta d_t-(1-\tau)rd_t+\tau]\right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}}$$

معادله (۹) نشان می‌دهد که تولید سرانه ایستای پایدار به عوامل درون‌زا و برون‌زا و نیز پارامترهای کششی بستگی دارد. متغیرهای برون‌زا شامل نرخ بهره، نرخ استهلاک، تکنولوژی و رشد جمعیت، متغیرهای درون‌زا شامل مخارج دولتی، نرخ مالیات و بدهی عمومی و پارامترهای کششی شامل کشش‌های تولید نسبت به سرمایه خصوصی و مخارج سرمایه‌ای و نیز کشش مصرف خصوصی به تقاضای مؤثر می‌باشند. همچنین این معادله گویای یک رابطه غیرخطی بین تولید سرانه و شاخص‌های نیروی کار، بدهی عمومی و مخارج دولتی است.

ج) اثرات سیاست مالی: به منظور شناسایی سطح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی، یک تابع لگاریتمی از معادله (۹) تشکیل داده و موارد زیر بررسی می‌شود:

۱) یک ترکیب بهینه از سرمایه‌گذاری دولتی بر رشد اقتصادی بلندمدت وجود دارد و این ترکیب به طور مثبتی به کشش سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید مربوط می‌شود، اما با کشش‌های بین دوره‌ای برای مصرف خصوصی و دولتی رابطه منفی دارد. حال اگر از معادله (۹) نسبت به سهم مخارج سرمایه‌گذاری دولتی به کل مخارج سرمایه‌گذاری (ϕ) مشتق گرفته شود، ترکیب بهینه سرمایه‌گذاری دولتی بدست می‌آید.

(۱۰)

$$\frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial\phi}=0\Longrightarrow\phi_{opt}=\frac{\alpha}{\alpha+\beta}\left[1-\frac{1-\theta}{\theta}\frac{1}{\varpi}(1-\tau)(1+rd_t)\right]$$

(۱۱)

$$\frac{\partial^2(\dot{y}/y)}{\partial\phi^2}=-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}\frac{1}{\phi^2}-\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}\left[\frac{\varpi}{(1-\tau)(1+rd_t)(1-\theta)/\theta-(1-\phi)\varpi}\right]^2$$

۲) یک سطح بهینه از بدهی عمومی بر رشد اقتصادی بلندمدت وجود دارد که این سطح به طور مثبتی به نرخ بازده بدهی عمومی، کشش سرمایه‌گذاری دولتی به تولید، کشش کل سرمایه به تولید، کشش بین دوره‌ای جانشینی برای مصارف خصوصی و عمومی و سهم سرمایه‌گذاری دولتی به کل مخارج سرمایه‌گذاری و به طور منفی به نرخ مالیات و رشد بدهی عمومی بستگی دارد. حال اگر نسبت به بدهی عمومی (d) مشتق گرفته شود، می‌توان سطح بهینه بدهی عمومی را نیز بدست آورد.

(۱۲)

$$\frac{\partial(\dot{y}/y)}{\partial d}=0\Longrightarrow d_{opt}=\frac{(\alpha+\beta)(1-\phi)\tau\frac{\theta}{1-\theta}+\left[\frac{(\alpha+\beta)\tau r-\beta(r-\eta)}{(1-\tau)r-\eta}\right](1-\tau)}{(\alpha+\beta)\left[r(1-\tau)+\frac{\theta}{1-\theta}(1-\phi)[(1-\tau)r-\eta]\right]}$$

(۱۳)

$$\frac{\partial^2(\dot{y}/y)}{\partial d^2}=-\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}\left[\frac{\eta-(1-\tau)r}{\varpi}\right]^2-\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}\left[\frac{(1-\tau)r-\frac{\theta}{1-\theta}(1-\phi)[\eta-(1-\tau)r]}{(1-\tau)(1+rd_t)-(1-\phi)\varpi\frac{\theta}{1-\theta}}\right]^2$$

اکنون با توجه به مدل تئوریکی اثبات شده، می‌توان از روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی جهت بررسی ترکیب بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد درون‌زا استفاده نمود.

۴-۲- مدل 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: ۱). برای فائق آمدن بر این مشکل، فوک و همکاران[3] (۲۰۰۴)، گونزالز و همکاران[4] (۲۰۰۵) 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 بیان‌کننده 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:

1. Hansen (1999)
2. Chiou et al. (2011)
3. Fok et al. (2004)
4. Gonzalez et al. (2005)

(۱۴)

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \acute{\beta}_1 x_{it} g(q_{it}, \gamma, c) + u_{it}\ ,\ \ i = 1, \dots, N\ \ \ t = 1, \dots, T$$

که در آن، y_{it} متغیر وابسته، x_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا، μ_t اثرات ثابت مقاطع و جزء اخلال است که فرض می‌شود u_{it}شرط $u_{it} = iid(0, \sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع g که یک تابع انتقال لجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد، به فرم زیر است که انتقال ملایم بین رژیم‌ها را نشان می‌دهد.

(۱۵)

$$g(q_{it}, \gamma, c) = (1 + exp\left\{-\gamma \prod_{j=1}^{m} (q_{it} - c_j)\right\})^{-1} \quad \gamma > 0, c_1 \le c_2 \le \cdots \le c_m$$

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 $c = c_1, c_2, \dots \le c_m$ نشان‌دهنده یک بردار از پارامترهای حد آستانه‌ای 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)

$$y_{it} = \mu_t + \acute{\beta}_0 x_{it} + \sum_{j=1}^{r} \left[\acute{\beta}_1 x_{it} g_j\left(q_{it}{}^{j}, \gamma_j, c_j\right) + u_{it}\right]$$

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[1] (NLS) که معادل تخمین‌زن حداکثر درست‌نمایی[2] (ML) است، برآورد خواهد شد.

مطابق مطالعات انجام شده توسط گونزالز و همکاران (۲۰۰۵) و جود[3] (۲۰۱۰) مراحل تخمین یک مدل PSTR به این ترتیب است که ابتدا آزمون خطی‌بودن 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 درست‌نمایی 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 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.

۴-۳- تصریح مدل و معرفی متغیرها

در این مطالعه تأثیر آستانه‌ای سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر رشد اقتصادی در ۳۰ استان کشور به غیر از البرز (به دلیل ناقص بودن داده‌ها) طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۹، با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) مدل‌سازی خواهد شد. در این پژوهش به تبعیت از مبانی نظری ارائه شده و مطالعه چن و همکاران (۲۰۱۶) و با توجه به مدل تئوریکی رشد درون‌زا (اثبات شده در قسمت ۴-۱) در قالب یک حالت کلی از مدل PSTR استفاده می‌شود:

(۱۷)

$$LGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LPINV_{it} + \alpha_2 LLABOR_{it} + \alpha_3 DEBT_{it} + \alpha_4{}^{(1)} LGINV_{it} + \alpha_5{}^{(2)} LGINV_{it} f(Q_{it}, \gamma, Q_D) + \varepsilon_{it}$$

(۱۸)

$$LGDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 LPINV_{it} + \alpha_2 LLABOR_{it} + \alpha_3 LGINV_{it} + \alpha_4{}^{(1)} DEBT_{it} + \alpha_5{}^{(2)} DEBT_{it} f(Q_{it}, \gamma, Q_D) + \varepsilon_{it}$$

در اینجا،

$LGDP_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت ثابت سال ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال که به عنوان شاخصی برای رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است و از حساب‌های منطقه‌ای موجود در سایت بانک مرکزی استخراج شده است.

$LPINV_{it}$: لگاریتم تشکیل سرمایه ثابت ناخالص واقعی در بخش خصوصی (مجموع ساختمان و ماشین‌آلات در بخش خصوصی) که به صورت وزنی (تولید هر استان به کل کشور) از

1. Non-Linear Least Squares
2. Maximum Likelihood
3. Jude (2010)

کل سرمایه‌گذاری کشور بدست می‌آید و برحسب میلیارد ریال است. داده‌های سرمایه‌گذاری خصوصی کشوری از نماگرهای اقتصادی موجود در بانک مرکزی استخراج و در فرمول‌های محاسباتی وارد شده است.

$LLABOR_{it}$: نرخ اشتغال جمعیت ده ساله و بیشتر و برحسب درصد است و از نتایج آمارگیری نیروی کار جمع‌آوری شده است.

$LGINV_{it}$: لگاریتم عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) واقعی به عنوان شاخصی از سرمایه‌گذاری دولتی و برحسب میلیارد ریال که از فصل بودجه سالنامه‌های استانی استخراج شده است.

$DEBT_{it}$: بدهی‌های عمومی واقعی هر استان که به صورت تفاوت بین عملکرد پرداختی‌ها (جمع اعتبارات هزینه‌ای و سرمایه‌ای) و دریافتی‌ها (از محل درآمدهای استانی و درآمد ملی) که به عنوان کسری بودجه محاسبه و برحسب میلیارد ریال می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این متغیر نیز از فصل بودجه سالنامه‌های استانی استخراج شده است.

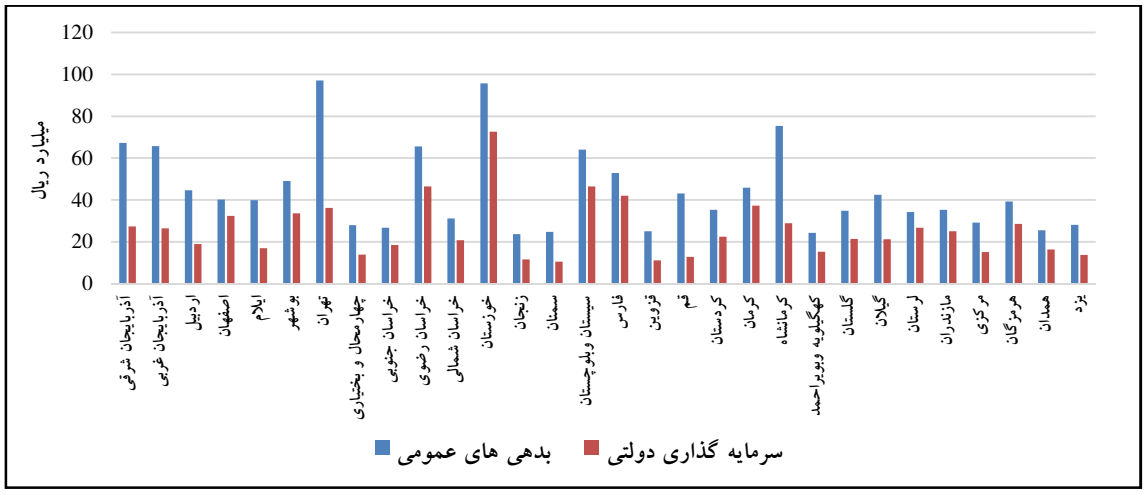
$f(Q_{it},\gamma,Q_D)$: تابع انتقال در مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی است که در یک مدل سرمایه‌گذاری دولتی و در مدل دیگر بدهی عمومی به عنوان تابع انتقال انتخاب شده‌اند و به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۹)

$$f(Q_{it},\gamma,Q_D)=[1+\exp(-\gamma\prod_{c=1}^{m}(Q_{it}-Q_c)]^{-1}\quad,\gamma>0,Q_1\leq\cdots\leq Q_m$$

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 سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی بر رشد اقتصادی استفاده می‌شود.

در نمودار (۱) نیز میانگین بدهی‌ها و سرمایه‌گذاری دولتی در استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۹ ارائه شده است. وضعیت نشان می‌دهد میزان سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته نتواسته است بدهی‌های عمومی هر استان را جبران کند و به افزایش کسری بودجه دامن زده است.



نمودار ۱. میانگین بدهی‌های عمومی (تفاوت بین عملکرد پرداختی‌ها (جمع اعتبارات هزینه‌ای و سرمایه‌ای) و دریافتی‌ها (از محل درآمدهای استانی و درآمد ملی) و سرمایه‌گذاری دولتی (عملکرد اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (عمرانی) واقعی) در استان‌های ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۹

۵- یافته‌های پژوهش

۵-۱- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی علی‌رغم ضریب تعیین بالا، 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 مورداستفاده در مدل و همچنین وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳)، فیلیپس و پرون[3] (۱۹۸۸)

1. Levin, Lin & Chu (LLC) (2002)
2. Im, Pesaran & Shin (IPS) (2003)
3. Phillips & Perron (PP) (1988)

و آزمون دیکی فولر[1] (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC	آماره آزمون IPS	آماره آزمون ADF	آماره آزمون PPF
LGDP	۰	۴/۳۰۸۷ (۱/۰۰۰۰)	۷/۶۹۴۸ (۱/۰۰۰۰)	۲۲/۴۵۶۱ (۱/۰۰۰۰)	۱۳/۲۹۸۲ (۱/۰۰۰۰)
D(LGDP)	۱	−۵/۵۱۴۵ (۰/۰۰۰۰)	−۵/۳۰۷۸ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۶/۹۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۰۲/۹۵۲ (۰/۰۰۰۵)
DEBT	۰	−۱۴/۵۰۰۶ (۰/۰۰۰۰)	−۵/۲۲۰۷ (۰/۰۰۰۰)	۳۶۲/۷۰۶ (۰/۰۰۰۰)	۱۱۱۵/۴۵ (۰/۰۰۰۰)
LABOR	۰	−۶/۱۹۱۶ (۰/۰۰۰۰)	−۱/۱۸۹۲ (۰/۱۱۷۲)	۶۲/۶۱۰۶ (۰/۳۸۳۸)	۶۱/۰۷۸۵ (۰/۴۳۷۰)
D(LABOR)	۱	−۱۸/۹۶۶۱ (۰/۰۰۰۰)	−۱۳/۳۱۴۶ (۰/۰۰۰۰)	۲۶۵/۶۵۳ (۰/۰۰۰۰)	۲۶۸/۲۴۷ (۰/۰۰۰۰)
LGINV	۰	−۱/۹۷۷۷ (۰/۰۲۴۰)	−۳/۵۲۲۳ (۰/۰۰۰۲)	۹۵/۶۴۷۸ (۰/۰۰۲۳)	۱۹۷/۷۱۷ (۰/۰۰۰۰)
LPINV	۰	۰/۷۳۷۳ (۰/۷۶۹۵)	۵/۶۸۹۰ (۱/۰۰۰۰)	۱۷/۸۲۷۱ (۱/۰۰۰۰)	۱۷/۸۵۶۴ (۱/۰۰۰۰)
D(LPINV)	۱	−۲۰/۱۱۸۱ (۰/۰۰۰۰)	−۱۴/۴۷۱۷ (۰/۰۰۰۰)	۲۸۷/۵۳۳ (۰/۰۰۰۰)	۳۲۳/۶۲۶ (۰/۰۰۰۰)

*اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به متغیرها و اعداد داخل پرانتز احتمال آنها می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون مانایی پسماندها

	مدل بدهی عمومی		مدل سرمایه‌گذاری دولتی	
متغیر	آماره آزمون در سطح (IPS)	سطح احتمال	آماره آزمون در سطح (IPS)	سطح احتمال
پسماندهای قسمت خطی	−۱/۶۴۰۷	۰/۰۰۴	−۴/۶۱۱۰	۰/۰۰۰۰
پسماندهای قسمت غیرخطی	−۱/۹۸۳۴	۰/۰۲۳۷	−۴/۶۰۸۲	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی، نرخ اشتغال و سرمایه‌گذاری خصوصی در سطح مانا نبوده ولی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند. متغیرهای بدهی‌های عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی، با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی در سطح اطمینان ۹۵ درصد را رد کرده و لذا در سطح مانا می‌باشد.

وجود متغیرهای نامانا در مدل منجر به ایجاد رگرسیون کاذب می‌شود که برای رفع این مشکل، دو راه‌حل وجود دارد:

رویکرد نخست، تفاضل‌گیری است که منجر به از بین رفتن اطلاعات مرتبط با سطح متغیرها و در نتیجه روابط بلندمدت بین متغیرها می‌شود. از آنجایی که هدف از مطالعه حاضر، مدل‌سازی رابطه غیرخطی بین متغیرها و لازمه آن نیز استفاده از متغیرها در سطح می‌باشد، این رویکرد چندان مناسب نمی‌باشد.

رویکرد دیگری که برای فائق آمدن بر مشکل حضور چند متغیر نامانا در مدل‌های PSTR توسط کادیلی و مارکوف[2] (۲۰۱۱) ارائه شده به این صورت است که در صورت مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل PSTR، تخمین‌های مدل سازگار بوده و مشکل رگرسیون کاذب وجود ندارد. نتایج مربوطه در جدول (۲) ارائه شده است. نتایج این جدول مانا بودن پسماندهای قسمت خطی و غیرخطی مدل‌ها را نشان می‌دهد که این امر نیز بر قابل اتکا بودن نتایج و عدم وجود رگرسیون کاذب دلالت می‌کند.

۵-۲- نتایج برآورد مدل PSTR

به پیروی از مباحث مطرح شده در بخش روش‌شناسی، ابتدا فرضیه صفر خطی بودن در مقابل فرضیه وجود الگوی PSTR با درنظرگرفتن سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی به عنوان متغیرهای انتقال آزمون شده و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است. براساس نتایج این جدول، تمامی آماره‌های ضریب لاگرانژ والد (LM_W)، ضریب لاگرانژ فیشر (LM_F) و نسبت درست‌نمایی (LR) برای یک یا دو حد آستانه‌ای (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

1. Dicky Fuller (ADF) (2001)

2. Kadilli & Markov (2011)

حداقل دو تابع انتقال مورد آزمون قرار گرفته که نتایج آن در جدول (۴) 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 سرمایه‌گذاری دولتی و تولید و همچنین بدهی عمومی و تولید است. لازم به ذکر است نتایج بدست آمده در هر دو مدل برقرار است.

پس از آزمون‌های خطی بودن و انتخاب یک تابع انتقال، در ادامه باید تعداد مکان‌های آستانه‌ای ضروری برای مدل نهایی انتخاب شوند. برای این منظور و پیروی از 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 و معیار اطلاعات آکائیک محاسبه شده است. ملاک تعیین تعداد حد آستانه‌ای بدین صورت است که برای هرکدام از حد آستانه‌های (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 حد آستانه بهینه حداقل معیار آکائیک می‌باشد.

در جدول (۵)، معیارهای عنوان شده برای هر دو مدل PSTR ارائه شده نشان‌دهنده یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای برای بررسی رفتار غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی می‌باشد.

جدول ۳. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
بدهی عمومی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۱۴/۴۴۵ (۰/۰۰۶)	۳/۴۶۹ (۰/۰۰۸)	۱۴/۶۵۳ (۰/۰۰۰)	۱۷/۸۱۵ (۰/۰۲۳)	۲/۱۳۵ (۰/۰۳۱)	۱۸/۱۳۳ (۰/۰۰۰)
سرمایه‌گذاری دولتی	$H_0: r = 0$ $H_1: r = 1$	۴۶/۱۳۷ (۰/۰۰۰)	۱۱/۸۳۶ (۰/۰۰۰)	۴۸/۳۵۹ (۰/۰۰۰)	۶۰/۵۷۹ (۰/۰۰۰)	۷/۹۵۳ (۰/۰۰۰)	۶۴/۴۹۰ (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 ۴. آزمون‌های وجود رابطه غیرخطی باقیمانده‌ها

متغیر انتقال	فرضیه آزمون	M=1			M=2		
		LM_W	LM_F	LR	LM_W	LM_F	LR
بدهی عمومی	$H_0: r = 1$ $H_1: r = 2$	۷/۳۱۷ (۰/۱۲۰)	۱/۷۰۳ (۰/۱۴۸)	۷/۳۷۰ (۰/۱۱۲)	۹/۰۲۰ (۰/۳۴۱)	۱/۰۴۴ (۰/۴۰۲)	۹/۱۰۱ (۰/۳۳۴)
سرمایه‌گذاری دولتی	$H_0: r = 1$ $H_1: r = 2$	۷/۷۰۰ (۰/۱۰۳)	۱/۷۹۴ (۰/۱۲۹)	۷/۷۵۹ (۰/۱۰۱)	۶/۶۴۲ (۰/۵۷۶)	۰/۷۶۵ (۰/۶۳۴)	۶/۶۸۵ (۰/۵۷۱)

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ۵. 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
بدهی عمومی	-۴/۲۴۹۳	-۴/۳۳۲۳	۲/۵۴۹۰	-۴/۲۷۱۵	-۴/۳۶۲۸	۲/۶۹۲۲
سرمایه‌گذاری دولتی	-۴/۲۷۷۹	-۴/۳۶۰۹	۲/۲۲۲۷	-۴/۲۶۰۱	-۴/۳۵۱۴	۲/۳۰۶۸

مأخذ: نتایج تحقیق

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 (۶) نتایج تخمینی مدل‌ها را نشان می‌دهد، در مدل بدهی عمومی (به عنوان متغیر انتقال) پارامتر شیب که بیانگر سرعت تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر می‌باشد، معادل سرعت تعدیل ملایم ۴/۷۸۲۸ درصد برآورد

شده است که این معیار در مدل سرمایه‌گذاری دولتی ۱/۸۸۴۱ می‌باشد و نشان‌دهنده آن است که انتقال از رژیم خطی به غیرخطی در مدل بدهی عمومی با سرعت بالاتری نسبت به مدل سرمایه‌گذاری دولتی انجام می‌گیرد. همچنین حد تغییر رژیم در مدل‌های بدهی و سرمایه‌گذاری دولتی به ترتیب ۱۰/۱۰۹۴ و ۶/۰۶۹۸ میلیارد ریال می‌باشد، لذا در صورتی که میزان بدهی‌های عمومی از ۱۰/۱۰۹۴ میلیارد ریال و سرمایه‌گذاری دولتی نیز از ۶/۰۶۹۸ میلیارد ریال تجاوز کند، رفتار متغیرها مطابق رژیم دوم خواهد بود و در صورت کمتر بودن از حد آستانه‌ای فوق در رژیم اول قرار خواهد گرفت.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل PSTR (متغیر وابسته: تولید ناخالص داخلی)

متغیرها	مدل اثرگذاری بدهی عمومی بر تولید (متغیر انتقال: بدهی عمومی)		مدل اثرگذاری سرمایه‌گذاری دولتی بر تولید (متغیر انتقال: سرمایه‌گذاری دولتی)	
	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل	قسمت خطی مدل	قسمت غیرخطی مدل
سرمایه‌گذاری خصوصی	۰/۰۱۳۸* (۱/۱۱۲۸)	۰/۸۳۱۶ (۳۹/۷۶۱۱)	۱/۸۳۸۹ (۳/۸۴۳۸)	۰/۹۱۹۴ (۳/۸۴۲۶)
نرخ اشتغال	−۰/۰۰۱۴ (−۴/۱۲۶۰)	۰/۰۰۰۶ (۱/۹۰۲۹)	−۱/۰۸۶۵ (−۲/۲۶۰۲)	۰/۵۴۳۳ (۲/۲۶۱۴)
سرمایه‌گذاری دولتی	۰/۰۲۶۷ (۱/۳۵۳۸)	−۰/۱۱۰۱ (−۷/۳۵۰۹)	۱/۷۴۹۷ (۴/۳۱۲۳)	−۱/۸۷۴۸ (−۴/۲۹۸۴)
بدهی عمومی	۰/۰۰۰۹ (۲/۹۸۷۸)	−۰/۰۱۲۳ (−۲/۹۸۴۵)	۰/۰۰۰۶ (۲/۶۹۴۱)	−۰/۰۰۳۴ (−۲/۶۹۸۴)
پارامتر شیب	۴/۷۸۲۸		۱/۸۸۴۱	
مکان وقوع تغییر رژیم	۱۰/۱۰۹۴		۶/۰۶۹۴	

*اعداد بالا نشان‌دهنده ضرایب و اعداد داخل پرانتز آماره t متغیرهاست.

مأخذ: نتایج تحقیق

از آنجایی که ضرایب متغیرها با توجه به مقدار متغیرهای انتقال در هر دو مدل (بدهی عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی) و پارامتر شیب تغییر می‌یابند و برای استان‌های مختلف و در طول زمان یکسان نمی‌باشند، نمی‌توان مقدار عددی ضرایب ارائه شده در جدول (۶) 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 بی نهایت میل کند و مقدار متغیر انتقال (بدهی عمومی یا سرمایه‌گذاری دولتی) 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 بدهی عمومی بر تولید:

(۲۰)

$$\mathrm{LGDP_{it}} = 0.8256\mathrm{LPINV_{it}} - 0.0011\mathrm{LLABOR_{it}} + 0.0012\mathrm{DEBT_{it}} + 0.1217\mathrm{LGINV_{it}}$$

رژیم حدی اول برای مدل اثرات سرمایه‌گذاری دولتی بر تولید:

(۲۱)

$$LGDP_{it} = 0.0866LPINV_{it} - 0.7570LLABOR_{it} + 0.004DEBT_{it} + 0.0243LGINV_{it}$$

رژیم حدی دوم نیز متناظر با حالتی است که پارامتر شیب به سمت بی‌نهایت میل کند، اما مقدار متغیر انتقال (بدهی عمومی یا سرمایه‌گذاری دولتی) بزرگ‌تر از حد آستانه‌ای باشد که در این حالت تابع انتقال مقدار عددی یک دارد و به صورت زیر تصریح می‌گردد:

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات بدهی عمومی بر تولید:

(۲۲)

$$LGDP_{it} = 0.8454LPINV_{it} - 0.0008LLABOR_{it} - 0.0114DEBT_{it} - 0.0834LGINV_{it}$$

رژیم حدی دوم برای مدل اثرات سرمایه‌گذاری دولتی بر تولید:

(۲۳)

$$LGDP_{it} = 2.7583LPINV_{it} - 0.5432LLABOR_{it} - 0.0028DEBT_{it} - 0.1251LGINV_{it}$$

همان‌طور که مشاهده می‌شود، بدهی‌های عمومی در رژیم اول دارای اثرگذاری مثبت بر روی تولید ناخالص داخلی است ولی با عبور از حد آستانه‌ای و ورود به رژیم دوم، دارای اثرگذاری منفی بر تولید ناخالص داخلی است، به گونه‌ای که از ۰/۰۰۱۲ به ۰/۰۱۱۴- تغییر داشته است و این بیانگر رابطه نامتقارن بین بدهی‌های عمومی و تولید در سطوح مختلف بدهی‌ها می‌باشد. علت این نتیجه‌گیری را می‌توان در نحوه به‌کارگیری بدهی‌های عمومی، عدم مدیریت صحیح آن و شوک‌های وارد بر اقتصاد دانست. در توجیه این نتیجه می‌توان گفت، در کشور ایران به دلیل ساختار تک‌محصولی و وابسته به درآمدهای نفتی، غالباً اعتبارات بدست آمده از بدهی‌ها صرف مخارج مصرفی و غیرمولد شده (در جهت رفع کسری بودجه و به دلیل بی‌انضباطی مالی) و همین امر امکان بازپرداخت از محل خرج آن را غیرممکن می‌سازد. از این‌رو موفقیت در بازپرداخت بدهی‌ها در گرو تحقق درآمدهای حاصل از فروش نفت، درآمدهای مالیاتی و غیره است. البته در صورت تحقق، این درآمدها به جای اینکه توسط دولت صرف زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری شود، صرف بازپرداخت بدهی‌ها و مخارج مصرفی شده و تولید را از طریق انتقال معکوس منابع کاهش می‌دهد. در صورت عدم تحقق درآمدهای یاد شده نیز (بعضاً به دلیل تحریم‌ها و شوک‌های وارد بر اقتصاد)، با مشکل بازپرداخت بدهی (کسری بودجه) مواجه شده که با وقوع انباشت و بحران بدهی، اثر منفی بر روی تولید خواهد گذاشت.

در مورد سرمایه‌گذاری دولتی نیز در رژیم اول دارای اثر مثبتی بر روی تولید ناخالص داخلی است، ولی با عبور از حد آستانه و ورود به رژیم دوم، اثرگذاری آن بر تولید منفی خواهد شد، به طوری که از ۰/۰۲۴۳ به ۰/۱۲۵۱- کاهش یافته است و این گویای رابطه غیرخطی و نامتقارن بین سرمایه‌گذاری دولتی و تولید در استان‌های ایران است.

علت این نتیجه‌گیری را می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که در ابتدا سرمایه‌گذاری دولتی موجب بهبود زیرساخت‌های کشور از جمله حمل‌ونقل، بخش‌های صنعتی و غیره شده و لذا رشد اقتصادی نیز رونق می‌یابد ولی با افزایش بیش از حد آن به دلیل اثر ازدحام و برون‌رانی که بر بخش خصوصی گذاشته و مانعی برای رشد این بخش است، موجب کاهش تولید خواهد شد. از سوی دیگر با افزایش بیش از حد سرمایه‌گذاری دولتی، نیاز به تأمین اعتبار و بدهی از بانک مرکزی بیشتر خواهد شد و اگر پروژه سرمایه‌گذاری شده سوددهی بالایی نداشته باشد، این انباشت بدهی‌ها خود مانعی برای تولید خواهد بود.

در مورد سایر متغیرها نیز باید گفت سرمایه‌گذاری خصوصی همواره دارای اثرگذاری مثبتی بر تولید ناخالص داخلی است و با انتقال به رژیم دوم این اثرات بیشتر نمود پیدا کرده است. لذا بایستی به بحث خصوصی‌سازی و گسترش آن در کشور توجه بسزایی نمود. نرخ اشتغال دارای اثرگذاری منفی بر تولید در هر دو رژیم می‌باشد. دلیل این رابطه را می‌توان انتقال معکوس منابع دانست که درآمدهایی که بایستی صرف تخصصی شدن مشاغل و سرمایه‌های انسانی شود، صرف بازپرداخت بدهی‌ها می‌شود. از سوی دیگر، به دلیل بدهی‌های وارده به برخی شرکت‌ها و کارخانه‌ها، درخواست تعدیل نیرو جهت کاهش هزینه‌ها مطرح می‌شود که به نوبه خود اشتغال در کشور کاهش می‌یابد. با کاهش تعداد نیروی کار به عنوان یکی از مؤلفه‌های مهم در تابع تولید، رشد اقتصادی و تولید ناخالص داخلی نیز کاهش خواهد یافت.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

دولت‌ها در راستای پیگیری اهداف اقتصادی تعریف شده برای آنها متناسب با عملکرد و نارسایی بازار در اقتصاد مداخله می‌کنند. با این وجود، رشد غیربهینه اندازه دولت منجر به ناکارایی در تخصیص منابع عمومی، اختلال در سیستم بازار و انقباض سهم بخش خصوصی در اقتصاد می‌شود. این مسئله دولت را با کسری بودجه مواجه می‌کند که جهت جبران آن ناچار به استقراض از نظام بانکی، بخش خصوصی و حتی دنیای خارج می‌باشد. افزایش سرمایه‌گذاری دولتی نیز به دلیل اثر برون‌رانی بر بخش خصوصی موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود. لذا دو عامل مهم در فعالیت‌های دولتی که به شدت بر روی اقتصاد کشور مؤثر است و بایستی کنترل شود، با عدم مدیریت صحیح می‌تواند به یک مانع برای رشد اقتصادی تبدیل شود.

به دلیل اهمیت این مسئله، در مطالعه حاضر تلاش شد با استفاده از داده‌های ۳۰ استان کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۷۹ به بررسی رابطه غیرخطی بین سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی با رشد اقتصادی با به کارگیری مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR) پرداخته شود. در این راستا از مدل رشد درون‌زا برای تعیین سطح بهینه سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی استفاده شد.

نتایج بدست آمده بر وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای مورد بررسی دلالت می‌کند و آزمون نبود رابطه غیرخطی باقیمانده نیز لحاظ یک تابع انتقال و یک حد آستانه‌ای را که

بیان‌کننده یک مدل دو رژیمی بوده، برای توضیح رفتار غیرخطی بین متغیرها پیشنهاد کرده است. در مدل PSTR نهایی، پارامتر شیب در مدل‌های بدهی عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی به ترتیب ۴/۷۸ و ۱/۸۸ برآورد شده که بیانگر سرعت آرام تعدیل از یک رژیم به رژیم دیگر است. البته بدهی‌های عمومی دارای سرعت تعدیل بیشتری نسبت به سرمایه‌گذاری دولتی هستند.

نتایج مربوط به برآورد ضرایب متغیرهای لحاظ شده در مدل نیز نشان می‌دهند که بدهی‌های عمومی در رژیم اول دارای اثرگذاری مثبتی بر تولید ناخالص داخلی هستند ولی با عبور از حد آستانه‌ای (۱۰/۱۰ میلیارد ریال) و وارد شدن به رژیم دوم، شدت این اثرگذاری بیشتر شده و منفی می‌شود. این نتیجه بیانگر تأثیر نامتقارن بدهی بر تولید است و تأیید رابطه U معکوس و منحنی لافر در این حوزه است.

در مورد سرمایه‌گذاری دولتی نیز نتایج مشابه با بدهی بدست آمده و دارای اثر مثبت در رژیم اول و اثر منفی در رژیم دوم بر تولید هستند (حدآستانه تغییر رژیم اول به دوم ۶/۰۶ میلیارد ریال می‌باشد). به نظر می‌رسد این نتیجه نیز به دلیل اثر برون‌رانی بر بخش خصوصی و افزایش بدهی‌های عمومی به واسطه افزایش مخارج سرمایه‌ای دولت می‌باشد و فرضیه منحنی لافر را تأیید می‌کند.

متغیر سرمایه‌گذاری خصوصی دارای اثر مثبت در هر دو رژیم بر تولید است ولی نرخ اشتغال در عبور از حد آستانه بدهی و سرمایه‌گذاری دولتی دارای اثر کاهشی بر تولید است.

براساس نتایج فوق می‌توان توصیه‌های سیاستی زیر را مطرح نمود:

- سرمایه‌گذاری بخش خصوصی نقش مهمی در کاهش اندازه دولت و بهبود رشد اقتصادی ایفا می‌کند که این مسئله از نیازمندی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی و همچنین سطح پایین فناوری تجهیزات تولیدی موجود در کشور ناشی می‌شود. لذا جهت دستیابی به رشد اقتصادی پایدار، بایستی بستر مناسب برای سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی فراهم و موانع آن را تا حد امکان برطرف نمود.
- تعیین حد آستانه‌ای بدهی‌های عمومی و سرمایه‌گذاری دولتی می‌تواند دولت‌مردان و سیاست‌گذاران را در برنامه‌های جذب سرمایه‌گذاری یاری دهد، به گونه‌ای که این سرمایه‌گذاری‌ها را تا حد آستانه آن انجام دهند که موجب کاهش تولید نشود (البته با توجه به عدم تجاوز از حد آستانه بدهی‌های عمومی).
- نیروی کار به عنوان یک عامل کاهنده تولید در نتایج بدست آمد که این موضوع به دلیل انتقال معکوس منابع است. منابع و درآمدهایی که بایستی صرف ایجاد شغل و تخصصی شدن مشاغل شود، صرف بازپرداخت بدهی‌های دولت به نظام بانکی و غیره خواهد شد و همین امر کاهش تولید را به دنبال دارد. لذا بایستی مخارج دولت به گونه‌ای سازمان‌دهی و اتخاذ شود که به بازار کار و اثرگذاری آن بر رشد اقتصادی کمک کند نه اینکه به عنوان یک مانع برای رشد اقتصادی کشور باشد.
- اتخاذ سیاست‌های اقتصادی دولت باید به گونه‌ای باشد تا ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاری در بخش‌های مولد و پربازده گردد و به حد بهینه مخارج سرمایه‌ای در مقابل سطح بهینه بدهی‌های عمومی توجه شود تا افزایش یکی در گرو افزایش دیگری نباشد که منجر به اثرات معکوس بر رشد اقتصادی در کشور شود.

منابع

پیرائی، خسرو و نوروزی، هایده (۱۳۹۱). "آزمون رابطه به شکل منحنی آرمی میان اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: روش رگرسیون آستانه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۲، ۲۲-۱.

جعفری، محمد؛ گل‌خندان، ابوالقاسم؛ محمدیان منصور، صاحبه و میری، اعظم‌السادات (۱۳۹۵). "تأثیر آستانه‌ای بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای گروه D8: مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)". *مجله اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، دوره ۲۳، شماره ۱۱، ۱۲۰-۸۹.

جعفری‌صمیمی، احمد؛ کریمی‌پتانلار، سعید و منتظری‌شورکچالی، جلال (۱۳۹۶). "پایداری بدهی دولت در ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون آستانه‌ای". *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۸، شماره ۲۰، ۶۱-۳۱.

دفتر تحقیقات و سیاست‌های مالی (۱۳۹۵). "تأثیر بدهی بانکی بخش دولتی بر رشد اقتصادی و کانال اثرگذاری آن". *معاونت امور اقتصادی، وزارت امور اقتصادی و دارایی.*

سلمانی، یونس؛ یاوری، کاظم؛ سحابی، بهرام و اصغرپور، حسین (۱۳۹۵). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر

رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصاد کاربردی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۸، ۱۰۷-۸۱.

فلاحی، فیروز و منتظری‌شورکچالی، جلال (۱۳۹۳). "اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران: آزمون وجود منحنی آرمی با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۲، شماره ۶۹، ۱۵۰-۱۳۱.

Abounoori, E. & Nademi, Y. (2010). "Government Size Threshold and Economic Growth in Iran". *International Journal of Business and Development Studies,* 2(1), 95-108.

Apere, O. T. (2014). "The Impact of Public Debt on Private Investment in Nigeria: Evidence from a Nonlinear Model". *International Journal of Research in Social Sciences*, 4(2), 130-138.

Armey, D. (1995). "The Freedom Revolution". *Washington: Regnery Publishing.*

Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". *Journal of Political Economy,* 82(6), 1095-1117.

Chen, Ch., Yao, Sh., Hu, P. & Lin, Y. (2016). "Optimal Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model". *China Economic Review*, 45, 257-278.

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.

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

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.

Greiner, A. (2012). "Public Capital, Sustainable Debt and Endogenous Growth". *Research in Economics*, 66(3), 230–238.

Hansen, B. E. (1999). "Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference". *Journal of Econometrics*, 93(2), 345-368.

Ho, T. W. (2001). "The Government Spending and Private Consumption: A Panel Cointegration Analysis". *International Review of Economics and Finance*, 10, 95–108.

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

Kadilli, A. & Markov, N. (2011). "A Panel Smooth Transition Regression Model for the Determinants of Credibility in the ECB and the Recent Financial Crisis". *Working Papers, University of Geneva*, 11092, 1-40.

Lizardo, R. & Mollick, A. V. (2009). "Can Latin America Prosper by Reducing the Size of Government". *Cato Journal*, 29(2), 247-266.

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

Mankiw, N. G, & Elmendorf, D. (1999). "Government Debt". *In: Handbook of Macroeconomics. North Holland.*

Martins, S. & Veiga, F. J. (2014). "Government Size, Composition of Public Expenditure, and Economic Development". *International Tax and Public Finance,* 21(4), 578–597.

Minea, A. & Parent, A. (2012). "Is High Public Debt Always Harmful to Economic Growth? Reinhart and Rogoff and Some Complex Nonlinearities". *Working Papers 8, Association Francaise De Cliometrie*. 1-23.

Neih, C. C. & Ho, T. W. (2006). "Does the Expansionary Government Spending Crowd out the Private Consumption?

Cointegration Analysis in Panel Data". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 133–148.

Solow, R. (1956), "A Contribution to the Theory of Economic Growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.

Thanh, S. D. (2015). "Threshold Effect of Government Size on Economic Growth: Empirical Evidence from Japan and China*". Social Science Research Network,* 40-48.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۷۸-۵۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (57-78)

تحلیل بلندمدت و کوتاه‌مدت آثار تأمین مالی دولت از طریق مالیات تورمی با رویکرد نیوکینزین

سید عباس حسینی غفار[۱]، *رسول بخشی دستجردی[۲]، مجید صامتی[۳]، هوشنگ شجری[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
۴. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۳/۳ پذیرش: ۱۳۹۷/۶/۳)

Short and Long Term Analysing the Effect of Government's Financing through Inflation Tax Using New Keynesian Approach

Seyed Abbas Hoseini Ghafar[1], *Rasol Bakhshi Dastjerdi[2], Majid Sameti[3], Hoshang Shajari[4]

1. Ph.D. Student of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran
2,3,4. Associate Professor of Economics, Faculty of Administrative Sciences and Economics, University of Isfahan, Isfahan, Iran

(**Received:** 24/May/2018 **Accepted:** 25/Aug/2018)

چکیده:

مقاله حاضر به بررسی این موضوع می‌پردازد که تأمین مالی دولت از طریق مالیات تورمی که منجر به تورم می‌شود چه آثار و پیامدهای کوتاه‌مدت و بلندمدت روی اقتصاد دارد. نتایج نشان می‌دهد مالیات تورمی موجب کاهش متغیرهای مصرف، تولید و سرمایه‌گذاری دربلندمدت می‌شود. همچنین نتایج حاصل از توابع تکانه سیاستی نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت اگرچه افزایش حجم پول منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شود اما با کاهش ساعات کار خانوارها که از تورم ناشی می‌شود، مقدار تولید کاهش خواهد یافت و به عنوان مثال، یک افزایش به میزان یک انحراف معیار باعث افزایش نرخ تورم به اندازه ۱/۱۵۷ درصد و کاهش ساعت کار خانوارها به اندازه ۰/۰۶۲ درصد، کاهش مانده حقیقی پول به اندازه ۰/۱۵۷ درصد، کاهش تولید به اندازه ۰/۰۳۶۸ درصد و کاهش مصرف به اندازه ۰/۱۵۷ درصد خواهد شد. ولی در مقابل، این سیاست باعث افزایش ذخیره سرمایه به اندازه ۰/۲۶۴ درصد و افزایش سرمایه‌گذاری به اندازه ۶/۳ درصد خواهد شد.

واژه‌های کلیدی: مالیات تورمی، سیاست پولی، هزینه رفاهی، تعادل عمومی پویای تصادفی.
طبقه‌بندی JEL: D60، E52، E12.

Abstract:

The purpose of this study is to investigate wheatear fiscal expansion of monetary policy leads to inflation and what are its short-term and long-term consequences on the economy. The results showed that the consumption, production, and investment variables will be negatively affected by this mode of financing in the long run. The findings of policy shock functions indicate that increasing in the money stock leads to increase in the short term investment but reducing household labor hours will reduce production because of inflation. For example, increasing in the amount of a standard deviation would increase the inflation rate by 1.157 % as well as it would reduce household labor hours, real money balance, production and consumption respectively by 0.062%, 0.157%, 0.0368%, and 0.157%. On the contrary, this policy will increase capital by 0.264% and investment by 6.3%.

Keywords: Inflation Tax, Monetary Policy, Welfare Cost, Dynamic Stochastic General Equilibrium.
JEL: D60, E52, E12.

* **نویسنده مسئول:** رسول بخشی دستجردی
E-mail: r.bakhshi@ase.ui.ac.ir

*Corresponding Author: Rasol Bakhshi

۱- مقدمه

با وجود تلاش‌های فراوان در کاهش فعالیت‌های دولت در اقتصاد، نقش آن کماکان مهم و تأثیرگذار است. بررسی این نقش در قالب‌های مختلفی از جمله رویکرد مالیه عمومی امکان‌پذیر است. کسری بودجه در این اقتصاد بیشتر از طریق استقراض از بانک مرکزی تأمین مالی می‌شود. استقراض از بانک مرکزی به‌مثابه افزایش در پایه پولی و در نتیجه افزایش در حجم پول است. افزایش در حجم پول، تقاضای کل را افزایش می‌دهد و این افزایش تقاضای کل، موجب بالا رفتن سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. انتشار پول جدید به‌واسطه استقراض از بانک مرکزی موجب می‌گردد که مقادیر مشخصی از منابع موجود در اقتصاد در دست دولت قرار گیرد. این منبع درآمد، حق‌الضرب پول نامیده می‌شود و در واقع توانایی دولت در افزایش درآمدهایش از طریق حق قانونی و انحصاری برای چاپ پول را نشان می‌دهد.

بررسی روند بلندمدت داده‌های آماری در اقتصاد ایران نشان می‌دهد که رشد پول (نقدینگی و پایه پولی) تأثیر مطلوبی بر متغیرهای حقیقی نداشته است. در فاصله سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۶، نقدینگی در اقتصاد ایران ۲۸۹۰۰ برابر شده است؛ اما در همین فاصله زمانی تولید ناخالص داخلی واقعی به قیمت پایه ۲/۲۰۵ برابر شده است (بانک مرکزی). در همین فاصله زمانی در آمریکا (۱۹۷۳ تا ۲۰۱۷) نقدینگی ۱۶/۹ برابر و تولید ناخالص داخلی واقعی ۱۳/۹ برابر شده است. این موضوع نشان می‌دهد موضوع پایه پولی در اقتصاد ایران و چگونگی تأثیر نحوه تأمین مالی سیاست پولی بر پایه پولی و به دنبال آن اثر نهایی آن بر متغیرهای واقعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. چگونگی تأثیر مالیات تورمی بر روی تخصیص منابع و رفاه همواره یکی از سؤالات مهم در اقتصاد کلان بوده است. مطالعات متعددی در زمینه اندازه‌گیری هزینه رفاهی تورم انجام شده است. بیشتر مطالعات انجام شده در زمینه هزینه‌های رفاهی مالیات تورمی، بیانگر این است که مالیات تورمی سطح رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد. مطالعاتی که از روش‌های تعادل عمومی به مسئله نگریسته‌اند، رویکردهای متفاوتی به نوع ورود پول در مدل داشته‌اند. برخی از این مطالعات از روش پول در تابع مطلوبیت (MIU) و برخی دیگر از روش الگوی پیش نقد (CIA) استفاده کرده‌اند. برخی نیز با فرض اینکه پول به‌عنوان یک نهاده واسطه‌ای در تولید است (MIP) به موضوع پرداخته‌اند. در بیشتر این مطالعات، قاعده بهینه رشد پول مبتنی بر قاعده فریدمن توصیه می‌شود. از طرف دیگر، برخی از مطالعات قاعده فریدمن را بهینه نمی‌دانند و با در نظر گرفتن نرخ بهره اسمی مثبت، یک نرخ رشد پولی مثبت را توصیه می‌کنند. در تحلیل سنتی تأثیر مالیات تورمی بر سطح رفاه، بر اساس الگوی تعادل جزئی بیلی (۱۹۵۶: ۱۱۰-۹۳) عمل می‌شود که در آن هزینه رفاهی تورم از طریق تابع تقاضای پول برآورد می‌شود. بر طبق الگوی بیلی، هزینه رفاهی انحراف از قاعده مقدار بهینه پولی فریدمن (۱۹۶۹) را می‌توان با به‌کارگیری مفهوم مازاد مصرف‌کننده اندازه‌گیری کرد.

فلپس[1] (۱۹۷۳: ۸۲-۶۷)، براون[2] (۱۹۹۴: ۲۱۴-۲۰۱) و پالیوس و یپ[3] (۱۹۹۵: ۱۱۷۸-۱۱۵۹)، بدون لحاظ کردن اثر جانبی تولید، در فضای تحلیلی رمزی[4] (۱۹۲۷: ۶۱-۴۷)، بیان می‌کنند که مالیات تورمی مثبت نسبت به مالیات بر درآمد، به رفاه بالاتری منجر می‌شود. فلپس علت آن را جایگزین شدن مالیات تورمی با مالیات‌های اختلال زا نظیر مالیات بر درآمد و مالیات بر مصرف می‌داند. بنابراین، در این فضای تحلیلی، این امکان نیز برای دولت وجود دارد که به‌منظور تأمین مالی مخارج خود، از مالیات تورمی به‌جای سایر مالیات‌ها نیز استفاده کند. سیدراسکی[5] (۱۹۶۷: ۵۴۴-۵۳۴) با بسط الگوی رمزی (۱۹۲۸: ۵۵۹-۵۴۳) در یک الگوی تعادل عمومی، با قرار دادن پول در تابع مطلوبیت و با استفاده از یک الگوی رشد نئوکلاسیکی، به تحلیل نقش پول در اقتصاد می‌پردازد. نتیجه پایه‌ای این الگو بیانگر ابرخنثایی[6] پول است که در آن در وضعیت یکنواخت، ذخیره سرمایه و تولید واقعی مستقل از نرخ رشد عرضه پول است. همچنین، وی بیان می‌کند که افزایش نرخ گسترش پولی[7] باعث افزایش معادل در نرخ تغییر قیمت‌ها و کاهش ذخیره نقدی واقعی[8] می‌شود، اما بر مصرف وضعیت یکنواخت اثرگذار نیست. بنابراین، افزایش در نرخ گسترش پولی، سطح مطلوبیت وضعیت یکنواخت را کاهش می‌دهد. همچنین، در کوتاه‌مدت، افزایش در نرخ گسترش پولی معادل افزایش در پرداخت‌های انتقالی دولت به بخش خصوصی است

1. Phelps (1973)
2. Braun (1994)
3. Palivos & Yip (1995)
4. Ramsey (1927)
5. Sidrauski (1967)
6. Super Neutral
7. Rate of Monetary Expansion
8. Stock of Real Cash

و باعث افزایش در مصرف و کاهش در نرخ انباشت سرمایه می‌شود.

لوکاس[1] (۲۰۰۰: ۲۷۴-۲۴۷) با به‌کارگیری یک مدل تعادل عمومی در چارچوب الگوی سیدراسکی (۱۹۶۷: ۵۴۴-۵۳۴) و مک‌کالم و گودفریند[2] (۱۹۸۷: ۷۸۱-۷۷۵)، بیان مناسبی از هزینه رفاهی تورم ارائه می‌کند. وی در چارچوب مدل زمان خرید، فرض می‌کند که مصرف، نیاز به‌صرف زمان برای خرید داشته و زمان معاملاتی با نگهداری پول کاهش می‌یابد؛ در نتیجه، منابع کمیاب تولید از بخش تولید کالایی به زمان معاملاتی خانوار انحراف می‌یابد که نوعی زیان رفاهی است.

تحلیل تأثیر مالیات تورمی و هزینه‌های رفاهی آن در فضای مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)، مبحثی است که می‌تواند به جنبه دیگر این موضوع کمک کند. با استفاده از مدل‌های تعادل عمومی پویای تصادفی می‌توان تأثیرات سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای حقیقی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت بررسی کرد. در مقاله حاضر سعی می‌شود هزینه رفاهی مالیات تورمی بر اساس یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزین بررسی شود. بدین منظور در بخش دوم به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم الگوی نظری و راه‌حل آن ارائه می‌گردد. شایان ذکر است که در بخش الگوی نظری، تلاش شده است متناسب با اقتصاد ایران (عدم استقلال بانک مرکزی و درآمدهای نفتی) الگوی پژوهش طراحی شود. در بخش چهارم به نتایج حاصل از کالیبره کردن الگوی پژوهش پرداخته می‌شود. بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

مطالعات متعددی در زمینه اندازه‌گیری هزینه رفاهی ناشی از تأمین مالی بانک محور در کشورها انجام شده است. بیشتر مطالعات انجام شده بیانگر این است که تأمین مالی بانک محور، سطح رفاه اجتماعی را کاهش می‌دهد[3]. مطالعات انجام شده از لحاظ ساختار و فروض الگو متفاوت هستند. تفاوت الگوها بیشتر از سه جنبه است: اول اینکه الگوها از نظر نحوه ورود پول در اقتصاد متفاوت هستند، بر اساس ادبیات پولی، پول به پنج طریق در مدل‌های اقتصاد وارد می‌شود و تقاضای پول بر اساس آنها استخراج می‌شود:

الف- الگوی پول در تابع مطلوبیت سیدراسکی (۱۹۶۷)، فرض می‌کند که پول به‌عنوان کالای نهایی در تابع مطلوبیت قرار می‌گیرد و فرد مستقیماً از مانده‌های واقعی پول مطلوبیت کسب می‌کند. بنابراین، در این الگو به دلیل اینکه پول دارای خدمات نقدینگی است، باعث سهولت در معاملات می‌شود. در شرایط تورمی، به علت اینکه قدرت خرید پول در حال کاهش است، فرد کمتر از مقدار مطلوب پول نگهداری می‌کند و به زیان رفاهی برای فرد منجر می‌شود.

ب- الگوی خرید نقدی[4]: لوکاس و استاکی[5] (۱۹۸۳: ۹۳-۵۵) بیان می‌کنند که یک محدودیت نقدینه برای فرد وجود دارد و مقدار خرید کالای نقدی فرد نمی‌تواند از مقدار پول نگهداری شده وی بیشتر باشد. در این الگوها، تورم از یک‌طرف می‌تواند فراغت را جایگزین فعالیت فرد کند و از این طریق بر عرضه نیروی کار اثر منفی دارد که در پی آن سطح فعالیت کلی اقتصاد کاهش می‌یابد. از طرف دیگر، در شرایط تورمی افراد پول نقد کمتری نگهداری می‌کنند و خرید اعتباری افراد به‌وسیله واسطه‌های مالی افزایش می‌یابد که این مسئله سهم بخش مالی را افزایش می‌دهد. این افزایش سهم بخش مالی نتیجه بالا رفتن سطح فعالیت‌های اقتصادی نیست. بنابراین نوعی زیان رفاهی است.

ج- الگوی زمان خرید[6]: مک‌کالم و گودفریند (۱۹۸۷) فرض می‌کنند که هر فرد یک واحد موجودی زمان در اختیار دارد که به کار، فراغت یا زمان معاملاتی اختصاص می‌دهد. فرض اصلی این الگو این است که مصرف نیاز به‌صرف زمان برای خرید دارد و زمان معاملاتی با نگهداری پول کاهش می‌یابد. بنابراین، در این الگو به‌این علت تقاضا برای پول وجود دارد که پول هزینه معاملاتی را کاهش می‌دهد. با وجود تورم و با نرخ بهره اسمی مثبت، مردم مانده‌های واقعی کمتری نگهداری می‌کنند که این امر با افزایش زمان معاملاتی و با توجه به محدودیت منابع با کم شدن از فراغت فرد، زیان رفاهی ایجاد

1. Lucas (2000)
2. McCallum & Goodfriend (1987)
۳. ر.ک.ب:
Friedman (1969), Kimbrough (1986), Cole and Stockman (1988), Schreft (1992), Gillman (1993), Gomme (1993), Dotsey and Ireland (1996), Correia and Teles (1996), Aiyagari et al. (1996), Wu and Zhang (1998), Lucas (2000), Erosa and Ventura (2002).
4. Cash- In- Advance
5. Lucas & Stokey (1983)
6. Shopping Time Model

می‌شود. این الگو ارتباط نزدیکی با الگوی پول در تابع پول دارد. در این الگو پول به‌طور غیرمستقیم در تابع مطلوبیت فرد وارد می‌شود.

د- الگوی بین نسلی[1]: ساموئلسن[2] (۱۹۵۸: ۴۸۲-۴۶۷)، فرض می‌کند پول مانند سایر دارایی‌ها منابع بین نسلی را انتقال می‌دهد.

ه- الگوی پول در تابع تولید که مبتنی بر مطالعه فیشر (۱۹۷۴: ۵۳۳-۵۱۷) است[3].

تفاوت دیگر، مطالعات انجام گرفته از جنبه شمول مالیات یکجا[4] یا مالیات تناسبی در الگوهاست. در بعضی مطالعات از قبیل سیدراسکی (۱۹۶۷) و لوکاس (۲۰۰۰)، مالیات‌ها به‌صورت یکجا و مقطوع در نظر گرفته می‌شوند و در بعضی دیگر نظیر رمزی (۱۹۲۷)، فلپس (۱۹۷۳: ۸۲-۶۷) و هو و همکاران[5] (۲۰۰۷: ۱۳۱-۱۰۵)، مالیات به‌صورت تناسبی است. تفاوت آخر اینکه، برخی از مطالعات از قبیل بیلی[6] (۱۹۵۶: ۱۱۰-۹۳) و فریدمن (۱۹۶۹)، بر اساس الگوی تعادل جزئی[7] و برخی دیگر نظیر لوکاس (۲۰۰۰)، هو و همکاران (۲۰۰۷)، در چارچوب الگوی تعادل عمومی[8] انجام گرفته‌اند.

آنچه دولت از خلق پول به دست می‌آورد، مالیات تورمی نیست، بلکه حق‌الضرب است ولی با این حال، این دو مفهوم ارتباط نزدیکی دارند، به‌طوری‌که به هنگام تساوی نرخ تورم و نرخ رشد پولی، این دو مفهوم یکی شده و مالیات تورمی برابر با حق‌الضرب می‌شود.

در الگوهای سنتی مالیات بهینه، سطوح درآمدی به سطوح بلندمدت مخارج دولت مرتبط می‌شود. این الگوها بین مخارج دائمی و موقت دولت تمیز قائل می‌شوند. حق‌الضرب برای تأمین مخارج دائمی دولت ممکن استفاده نشود ولی برای تأمین مخارج موقت، وقتی تأمین مالی دیون دارای محدودیت است، به‌کار برده شود.

می‌توان گفت حق‌الضرب از دو بخش تشکیل شده است. در کشورهایی که رشد اقتصاد وجود داشته باشد بخشی از افزایش حجم پول به‌منظور رفع نیاز مبادلاتی و افزایش تقاضای پول مردم، به دلیل رشد اقتصادی توجیه‌پذیر است و میزان افزایش حجم پول مازاد بر آن، وسیله‌ای است تا دولت بتواند از این طریق منابع بخش‌های دیگر اقتصاد را به خود اختصاص داده و با این عمل پول‌های منتشر شده در اختیار مردم قرار گیرد. این امر موجب می‌شود تا در شرایطی که به عرضه کالاها و خدمات چیزی اضافه نشده است، به‌واسطه افزایش قیمت‌ها، دولت از طریق تورم، مخارج یا کسری خود را تأمین مالی کند، تورم با کاهش قدرت خرید پول، در نقش مالیات عمل نموده است و به همین دلیل این بخش از پول منتشر را مالیات تورمی گویند.

قسمتی از درآمد ناشی از انتشار پول که دارای آثار تورمی نیست حق‌الضرب خالص[9] نامیده می‌شود. در مقابل اگر افزایش حجم پول با رشد اقتصادی همراه نباشد آنگاه قسمت اول حق‌الضرب برابر با صفر خواهد بود. در این حالت، دو مفهوم درآمد ناشی از انتشار پول از سوی دولت و مالیات تورمی یکسان می‌شوند. بخش حق‌الضرب متشکل از حاصل ضرب پول واقعی در نرخ تورم، در واقع همان مالیات تورمی است.

تحلیل سنتی آثار مالیات تورمی بر سطح رفاه اجتماعی که بر اساس تعادل جزئی انجام می‌شود، بر برآورد هزینه رفاهی تورم از طریق تابع تقاضای پول تأکید دارد که بر طبق آن، هزینه رفاهی انحراف از قاعده بهینه پولی فریدمن به علت تورم را می‌توان با به‌کارگیری مفهوم مازاد مصرف‌کننده اندازه‌گیری کرد. در این دیدگاه، مانده‌های واقعی پول مانند کالای مصرفی و حق‌الضرب پول مانند مالیات تورمی بر مانده‌های واقعی است. بنابراین، سیاست تورمی دولت باعث می‌شود که به علت تورم و در پی آن نرخ بهره اسمی غیر صفر، بخش خصوصی مانده‌های واقعی پول را در سطحی نگهداری نکند که مطلوبیت نهایی نگهداری مانده‌های واقعی پول با هزینه نهایی تولید آن (که صفر است)، برابر گردد و این انحراف در مقدار بهینه پولی نوعی هزینه رفاهی است. ایده اولیه هزینه رفاهی تورم در دیدگاه سنتی به‌وسیله فریدمن (۱۹۵۳: ۲۶۲-۲۵۱) مطرح شده است.

ایراد اساسی قاعدهٔ فریدمن، این است که صرفاً برای الگوهایی صادق است که پول کاملاً خنثی باشد. مولیگان و سالای مارتین[10] (۱۹۹۷: ۷۱۵-۶۸۷)، بیان می‌کنند که بهینگی

1. Over Lapping General Model
2. Samuelson (1958)
۳. بر اساس تحلیل فیشر (Fischer, 1974)، پول به‌عنوان کالای واسطه‌ای در تابع تولید وارد می‌شود.
4. Lump Sum
5. Ho et al. (2007)
6. Baily (1956)
7. Partial Equilibrium
8. General Equilibrium
9. Pure Seignorage
10. Mulligan & Sala.I. Martin (1997)

قاعده فریدمن صرفاً به نوع فروض مدل در باب جایگاه پول در اقتصاد بستگی دارد. از دیدگاه این دو، ممکن نیست که بیان شود قاعده فریدمن همواره بهینه است، یا اینکه هرگز در شرایط نظری نمی‌تواند بهینه باشد. قاعده فریدمن برای مدل‌هایی که پول در تابع مطلوبیت قرار می‌گیرد و همچنین، مدل‌های زمان خرید که پول به‌عنوان وسیله کاهش هزینه‌های مبادلاتی بکار می‌رود، صادق است. این دو همچنین بیان می‌کنند که بهینه بودن قاعده فریدمن به کشش‌های مختلف تقاضای پول بستگی دارد. در اقتصادهایی که کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره پایین (بالا) است، تمایل به داشتن نرخ‌های تورم بهینه بالاتر، بیشتر (کمتر) است.

در الگوهایی که پول کاملاً خنثی نیست، افزایش نرخ خلق پول در نرخ‌های تورم مثبت هم می‌تواند فواید رفاهی ایجاد کند. این ادعا را سامرز[1] آزمون کرده و تأیید شده است (سامرز، ۱۹۸۱: ۱۹۴-۱۷۵).

استدلال سامرز با گسترس الگوهای نسل‌های هم‌پوشان تقویت شده است. این الگوها نشان داده‌اند که در تعادل وضعیت یکنواخت یک رابطه مثبت بین تورم و انباشت سرمایه برقرار است. وقتی این اثر[2] بروز پیدا می‌کند، نرخ رشد پول در تعادل وضعیت یکنواخت، دو نوع اثر مخالف بر سطح رفاه اجتماعی دارد: یک اثر مثبت درآمدی به‌تبع افزایش منابع افراد در طول زندگی و یک اثر منفی جانشینی به دلیل انحراف در تصمیم نهایی مردم. در نرخ‌های پایین رشد پول، اثر درآمدی بر اثر جانشینی غالب است؛ هرچند در نرخ‌های بالای رشد پول ممکن است اثر خالص منفی باشد (ویس[3]، ۱۹۸۰: ۵۷۶-۵۶۵).

۲-۱- مطالعات داخلی

جعفری صمیمی و تقی‌نژاد عمران در مقاله‌ای با عنوان، هزینه رفاهی تورم: بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید، بخش بانک را در تحلیل هزینه رفاهی تورم لوکاس (۲۰۰۰)، وارد کرده‌اند[4]. نتایج این مقاله بیانگر این است که تورم از دو کانال می‌تواند زیان رفاه بر اقتصاد تحمیل کند: اول اینکه، در شرایط تورمی خانوارها برای ایمن ماندن از آثار تورم، دارایی پولی بدون بهره کمتری نگهداری می‌کنند و در نتیجه کمتر از خدمات دارایی پولی در امر تسهیل معاملات بهره‌مند می‌شوند؛ به‌عبارت‌دیگر، تورم موجب می‌شود که خانوارها منابع بیشتری را به زمان معاملاتی و منابع کمتری را جهت تولید کالای مصرفی اختصاص دهند. دوم اینکه، تورم موجب می‌شود به‌منظور صرفه‌جویی در زمان معاملات، تقاضا برای خدمات بانکی افزایش یافته و به همین دلیل منابع کمیاب از بخش تولید کالایی به بخش بانک منتقل شود که نوعی زیان اجتماعی است؛ زیرا اگر تورمی وجود نداشت، این منابع به‌طور مستقیم در افزایش تولید به کار می‌رفت (جعفری صمیمی و تقی‌نژاد عمران، ۱۳۸۳: ۷۲-۵۵).

جعفری صمیمی و تقی‌نژاد عمران در مقاله‌ای دیگر با عنوان، رابطه بین تورم و رفاه: مطالعه‌ای تجربی در اقتصاد ایران، هزینه رفاهی تورم را در چارچوب الگوی زمان خرید مک‌کالم و گودفرینند با استفاده از داده‌های اقتصاد ایران اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج بیانگر این است که علاوه بر اینکه در شرایط تورمی خانوارها برای ایمن ماندن از آثار تورم، دارایی پولی بدون بهره کمتری نگهداری می‌کنند و در نتیجه کمتر از خدمات دارایی پولی در امر تسهیل معاملات بهره‌مند می‌شوند؛ بلکه باعث می‌شود در اثر تورم، نرخ حق‌الضرب نظام بانکی یعنی اختلاف بین نرخ بهره وام و نرخ سود سپرده بانکی را افزایش دهد و در بازار پول درونی اختلال ایجاد می‌شود. همچنین، نتایج تجربی آنها بیانگر این است که هزینه رفاهی به وجود آمده از یک نرخ تورم ۱۰ درصدی، در صورتی‌که تابع تقاضای پول لگاریتمی و نیمه لگاریتمی باشد، به ترتیب معادل ۷/۶ و ۶/۶ درصد تولید ناخالص داخلی است (جعفری صمیمی و تقی‌نژاد عمران، ۱۳۸۳: ۸۸-۵۹).

سامتی و همکاران در مقاله‌ای تحت عنوان عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران، درصدد برآمدند تا مشخص کنند که پول یا درآمد مالیات تورمی چند درصد از کسری‌های بودجه دولت را تأمین می‌کند. با استفاده از روشی که مدل مورد استفاده تعیین می‌کند، درآمد مالیات تورمی در هر سال محاسبه

1. Summers (1981)

۲. به اثر توبین (Tobin Effect) معروف است. در مدل توبین (۱۹۶۵) پول درونی (Inside Money)، جانشین پول بیرونی (Outside Money)، است و افزایش در تورم باعث جانشینی پول درونی به‌جای پول بیرونی می‌شود و پتانسیل افزایش سرمایه را دارد. بنابراین ادبیات نظری بسیاری در مورد اثرات تورم بر تولید وجود دارد که سه اثر ممکن مطرح می‌شود: اثر مثبت (اثر توبین)، اثر منفی (عکس اثر توبین) و اثر صفر (ابرخنثایی) (Powers, 2005).

3. Weiss (1980)

۴. به‌نوعی در این تحقیق به هزینه‌های رفاهی تورم ناشی از پول درونی (Inside Money) پرداخته شده است.

شده و آن را به‌عنوان یک متغیر توضیحی با کسری بودجه برآورد کرده و مشخص می‌شود که در طول دوره درآمد مالیات تورمی توانسته ۴۵ درصد از کسری بودجه دولت را تأمین مالی کند و بقیه کسری‌ها با استفاده از سایر روش‌ها تأمین مالی شده‌اند یا تأمین مالی نشده و به شکل تعهدات دولت باقی مانده است. با انجام رگرسیونی بین میزان تورم و کل کسری‌های بودجه مشخص شد که ارتباط بین نرخ تورم و کل کسری‌های بودجه ۶۴ درصد است اما چاپ پول فقط ۳۵ درصد از کل کسری‌های بودجه دولت را تأمین مالی کرده است. پس اثری که بر میزان تورم دارد ۳۵ درصد از کل اثری است که کل کسری بودجه با تورم دارد. به‌طور کلی، در طول دوره مورد بررسی در ایران به‌اندازه ۲۲ درصد از تغییر میزان تورم تحت تأثیر چاپ پول بوده و بقیه تغییرات تورم ناشی از عوامل دیگر بوده‌اند (سامتی و همکاران، ۱۳۸۴: ۱۱۶-۹۵).

یاوری و مهرنوش در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در ایران، با استفاده از روش رگرسیون بلندمدت فیشر وستر (۱۹۹۳)، کشش تقاضای پول را برآورد کرده‌اند و با استفاده از آن به برآورد هزینه رفاهی تورم با استفاده از روش تعادل جزئی‌بیلی پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش بیانگر این است که کاهش تورم از ۴۰ درصد به صفر، باعث افزایش رفاه ناشی از نگهداری پول به‌اندازه ۳ درصد تولید ناخالص داخلی خواهد شد (یاوری و مهرنوش، ۲۰۰۵: ۱۱۷-۱۱۱).

تقوی و صفرزاده در مقاله‌ای با عنوان نرخ بهینه نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید[1] (DSGE)، نرخ بهینه رشد پول را برای اقتصاد ایران محاسبه کرده‌اند. نتایج شبیه‌سازی الگو نشان می‌دهد که قاعده پولی فریدمن در اقتصاد ایران صادق نبوده و نرخ تورم و رشد نقدینگی بهینه، به‌طور فصلی به ترتیب ۲ و ۳/۰۰۳ درصد است و در نرخ تورم ۲ درصد، بالاترین عایدی رفاهی حاصل می‌شود (تقوی و صفرزاده، ۱۳۸۹: ۱۰۴-۷۷).

زائری و ندری در مقاله‌ای با عنوان محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران، با استفاده از الگوی تعادل جزئی بیلی، به برآورد هزینه رفاهی تورم در دوره ۱۳۸۷-۱۳۶۹ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این است که متوسط هزینه رفاهی تورم و نرخ بهره اسمی نسبت به تولید ناخالص داخلی در سال‌های مورد بررسی در دو حالت لگاریتمی و نیمه لگاریتمی برابر ۳/۵۴ و ۱/۴۲ برآورد شده است (زائری و ندری، ۱۳۹۲: ۷۰-۳۹).

ایزدخواستی نشان داد، با فرض کشش‌پذیر بودن منحنی تقاضای واقعی پول نسبت به نرخ بهره اسمی در فرم لگاریتمی، با افزایش نرخ تورم به ۳۰ درصد، هزینه رفاهی مالیات تورمی (به‌صورت نسبت ثابت از تولید ناخالص داخلی) در الگوی تعادل عمومی لوکاس (۲۰۰۰) و الگوی تعادل جزئی بیلی (۱۹۵۶)، به ترتیب ۵/۹۱ و ۵/۷۶ افزایش می‌یابد. نتایج حاصل از تحلیل حساسیت در الگوی تعمیم‌یافته بیانگر این است که در وضعیت یکنواخت بدون در نظر گرفتن اثرات جانبی تولید، با افزایش نرخ مالیات تورمی، نسبت مصرف به تولید ناخالص داخلی ثابت می‌ماند و نسبت مانده‌های واقعی پول به تولید ناخالص داخلی و فراغت نیروی کار کاهش می‌یابد و موجودی سرمایه و سطح تولید افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش نرخ مالیات تورمی سطح رفاه اجتماعی در وضعیت یکنواخت کاهش می‌یابد. با در نظر گرفتن اثرات جانبی تولید، موجودی سرمایه و تولید باشدت بیشتری افزایش می‌یابد و با افزایش نسبت مانده‌های واقعی پول به تولید، سطح رفاه در وضعیت یکنواخت نیز می‌تواند افزایش یابد (ایزدخواستی، ۱۳۹۲: ۱).

گوگردچیان و همکاران در مقاله‌ای با عنوان رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران به تخمین تابع تقاضای پول با استفاده از الگوی سیدراسکی پرداخته‌اند. در این مقاله به‌منظور برآورد آثار بلندمدت متغیرهای مدل از الگوی خود توضیح‌دهنده با وقفه‌های توزیعی (ARDL) و برای برآورد اثر کوتاه‌مدت متغیرها از الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده شده است. نتایج تحقیق طی دوره مورد بررسی حاکی از آن است که مصرف دارای اثر مثبت و معنادار بر تقاضای پول در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت است؛ بنابراین، رابطه‌ای تعادلی و بلندمدت بین تقاضای پول و مصرف بخش خصوصی وجود دارد. مالیات تورمی نیز در دوره‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر تقاضای پول داشته، اما مالیات مصرفی اثر معناداری بر تقاضای پول در دوره مورد بررسی نداشته است (گوگردچیان و همکاران، ۱۳۹۴: ۲۳۰-۲۱۱).

خلیلی عراقی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا به محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران پرداخته‌اند. برآوردهای انجام شده، بر اساس روش هم انباشتگی و مدل حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) انجام شده است. همچنین برای معادله

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium

تقاضای پول به‌منظور استخراج پارامترهای کشش بهره‌ای و درآمد و پارامتر حساسیت تقاضای پول به نرخ تورم در دو حالت ایستا و پویا صورت مدل بررسی شده است. نتایج برآورد آنها بیانگر این است که در مدل ایستا برای یک نرخ تورم ۱۰ درصدی هزینه رفاهی تورم به‌صورت نسبتی از درآمد برابر با ۳۶/۵ و برای یک مدل پویا برابر با ۳۵/۴ بوده است. همچنین، نتایج نشان‌دهنده این بود که سیاست‌های بانک مرکزی که به کاهش در نرخ تورم منجر شده است به‌اندازه کافی به کاهش در هزینه رفاهی تورم منجر شده و این میزان را به سمت قاعده بهینه فریدمن سوق داده است (خلیلی عراقی و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۹-۵۷).

حاج امینی و همکاران در مقاله‌ای با عنوان بررسی تأثیر کسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران با استفاده از مدل خود بازگشت برداری ساختاری همگرا، تأثیرپذیری طرف تقاضای اقتصاد ایران از تأمین مالی تورمی را بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد کسری بودجه عملیاتی و مازاد تراز سرمایه‌ای در کوتاه‌مدت بر مصرف سرمایه‌گذاری و خالص واردات اثر مثبت داشته است. علاوه بر این کسری بودجه عملیاتی در بلندمدت تأثیری بر اجزای تقاضای کل ندارد. بااین‌حال دو پیامد مالیات تورمی و سرکوب مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت در جهت مخالف یکدیگر مصرف، سرمایه‌گذاری، خالص واردات و مخارج کل را تحت تأثیر قرار می‌دهد (حاج امینی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۴-۵۷).

ایزدخواستی در مقاله‌ای با عنوان تحلیل اثرات اصلاح سیاست مالیاتی برمتغیرهای کلان اقتصادی در ایران با رویکرد خرید پیشاپیش نقد به بررسی تأثیر اصلاح نرخ‌های مالیات تورمی و مالیات بر مصرف در طول مسیر رشد تعادلی پرداخته است. سپس با مقداردهی به پارامترهای الگو در وضعیت یکنواخت، به تحلیل حساسیت متغیرها نسبت به اصلاح نرخ‌های مالیات تورمی و مالیات بر مصرف در برنامه‌های اصلاحی مختلف پرداخته است. نتایج حاصل از کالیبره کردن و تحلیل حساسیت الگو بیانگر این است که در سناریوهای مختلف کاهش نرخ مالیات تورمی و افزایش نرخ مالیات بر مصرف به همراه کاهش اندازه دولت و کاهش محدودیت نقدینگی بر سرمایه‌گذاری باعث افزایش ذخیره سرمایه، مصرف سرانه، تولید سرانه، مانده‌های واقعی پول سرانه و سطح رفاه در وضعیت یکنواخت می‌شود (ایزدخواستی، ۱۳۹۵: ۲۲۶-۱۹۱).

۲-۲- مطالعات خارجی

هییر در مقاله‌ای با عنوان هزینه‌های رفاهی تورم در یک اقتصاد پویای همراه با بیکاری، از طریق کالیبره کردن پارامترهای اقتصاد آمریکا به این نتیجه رسیده است که با توجه به کشش عرضه نیروی کار ممکن است با افزایش نرخ تورم، اشتغال و تولید افزایش یابد. وی در یک اقتصاد پویا نرخ تورم بهینه فصلی را حدود ۰/۶- درصد به دست آورده و بیان می‌کند که کاهش نرخ تورم از سطح فعلی به مقدار بهینه آن، منافع رفاهی معادل ۰/۰۸ درصد مصرف کل دارد (هییر، ۲۰۰۳: ۲۷۲-۲۵۵).

هو و همکاران در مقاله‌ای با عنوان مالیات تورمی و رفاه با آثار جانبی و فراغت، به تحلیل آثار مالیات تورمی و مالیات بر مصرف بر تخصیص منابع و رفاه در یک الگوی رشد نئوکلاسیکی با فراغت پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق بیانگر این است که تغییر جهت از مالیات بر مصرف به مالیات تورمی (مالیات بر حق‌الضرب[1]) در فضای تحلیلی رمزی (۱۹۲۷)، به‌منظور تأمین مالی مخارج دولت، مانده‌های واقعی پول نسبت به درآمد را کاهش می‌دهد، اما سطح مصرف، اشتغال، سرمایه و تولید را افزایش می‌دهد. اثر خالص رفاهی این تغییر جهت، قطعاً به میزان شدت آثار جانبی تولید و کشش جانشینی بین زمانی بستگی دارد. بنابراین، اثر خالص رفاهی این تغییر جهت مالیاتی بدون آثار جانبی، منفی و با شدت آثار جانبی و کشش جانشینی بین زمانی، مثبت است (هو و همکاران، ۲۰۰۷: ۱۳۱-۱۰۵).

رایز در مقاله‌ای با عنوان تحلیل غیر خنثایی پولی در الگوی سیدراسکی، به این نتیجه می‌رسد که در حالتی که حاصل‌ضرب کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره و کشش مطلوبیت نهایی مصرف نسبت به مانده‌های واقعی پول غیر صفر باشد، سیاست پولی حتی در وضعیت یکنواخت، ابرخنثی نیست و سیاست پولی که باعث کاهش نرخ بهره اسمی در طول زمان می‌شود، ممکن است باعث تقویت تولید و مصرف بالاتر برای همیشه شود (رایز، ۲۰۰۷: ۱۳۵-۱۲۹).

دابیگلو و کنک[2] در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در یک الگوی رشد تعادلی تصادفی، با لحاظ کردن تابع مطلوبیت بازگشتی، اثرات تعادلی پورتفولیو، فراریت پولی و نااطمینانی

1. Seigniorage Tax
2. Dibooglu & Kenc (2009)

سیاست پولی، هزینه رفاهی تورم را اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج این تحلیل بیانگر این است که سیاست‌های پولی که منجر به سطح تورم بهینه شود، منجر به اثرات رفاهی اساسی می‌شود. همچنین به نظر می‌رسد که اثرات تعدیل پورتفولیو عامل مسلطی در منافع رفاهی باشد (دابیگلو و کنک، ۲۰۰۹: ۶۵۸-۶۵۰).

چیو و مولیکو[1] در مقاله‌ای با عنوان نااطمینانی، تورم و رفاه به مطالعه هزینه‌های رفاهی تورم و اثرات باز توزیعی تورم با وجود ریسک نقدینگی پرداخته‌اند. نتایج بیانگر این است که در بازارهای ناکامل[2] در مقایسه با بازار کامل، برآورد هزینه‌های رفاهی تورم در بلندمدت ۴۰ تا ۵۵ درصد کمتر است و تورم اثرات باز توزیعی مهمی بر خانوار دارد (چیو و مولیکو، ۲۰۱۱: ۵۱۲-۴۸۷).

لو و همکاران[3] در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی مالیات حق‌الضرب[4] و مالیات بر مصرف در مدل رشد نئوکلاسیکی با محدودیت خرید نقدینگی، با استفاده از رویکرد مالیه عمومی، هزینه رفاهی مالیات حق‌الضرب و مالیات بر مصرف را بررسی کرده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که اولاً، در وضعیت یکنواخت تا وقتی‌که سرمایه‌گذاری به‌وسیله نقدینگی محدود شود، تغییر جهت از مالیات بر مصرف به مالیات حق‌الضرب، مصرف را کاهش می‌دهد، اما اثر مبهمی بر فراغت دارد. بنابراین به‌عنوان یک نتیجه، با محدودیت نقدینگی بر سرمایه‌گذاری، تنها در صورتی‌که اثر مضر[5] از طریق مصرف کمتر مسلط بر اثر فراغت باشد، هزینه رفاهی مالیات حق‌الضرب بیشتر از هزینه رفاهی مالیات بر مصرف است. ثانیاً، با تحلیل بحث در مسیر انتقالی (مسیر گذار[6])، با تغییر جهت از مالیات بر مصرف به مالیات حق‌الضرب، منجر به مصرف و فراغت بیشتر و هزینه رفاهی کمتری در طول هر دوره می‌شود. بنابراین با در نظر گرفتن اثرات مسیر انتقالی و وضعیت یکنواخت، ازنظر تئوریکی، رتبه‌بندی کلی رفاه بین این دو نوع مالیات مبهم است. مالیات بر مصرف، هزینه رفاهی بالاتری در طول دوره اولیه[7] (قبل) دارد؛ در حالی‌که مالیات حق‌الضرب، هزینه رفاهی بالاتری در طول دوره بعد[8] دارد. نهایتاً اینکه نتایج عددی بدست آمده نشان می‌دهد که اگر سرمایه‌گذاری به‌وسیله نقدینگی محدود شود، تحت یک نرخ رجحان زمانی قابل قبول، هزینه‌های رفاهی کلی مالیات حق‌الضرب کمتر از هزینه‌های رفاهی کلی مالیات بر مصرف است (لو و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۵۸-۲۴۷).

لئونگ تئو و یانگ[9] در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، با ورود چسبندگی به مدل از طریق قاعده تیلور به این نتیجه رسیدند که هزینه رفاهی تورم در یک مدل نئوکینزین خیلی بیشتر از مدل‌های چرخ‌های تجاری حقیقی است (لئونگ تئو و یانگ، ۲۰۱۱: ۳۳۸-۳۱۳).

کیمبرو و اسپیر دیوپولوس در مقاله‌ای با عنوان هزینه رفاهی تورم در یونان، با استفاده از روش OLS و OLS پویا، کشش تقاضای پول نسبت به نرخ بهره را در الگوی لگاریتمی و نیمه لگاریتمی برآورد کرده‌اند، سپس با استفاده از روش تعادل جزئی هزینه رفاهی تورم را اندازه‌گیری کرده‌اند. نتایج این مقاله بیانگر این است که هزینه رفاهی تورم ۱۰ درصد، در دامنه ۰/۵۹ تا ۰/۹۱ درصد GDP است (کیمبرو و اسپیردیوپولوس، ۲۰۱۲: ۵۲-۴۱).

بن خودجا[10] در پژوهش خود اثر پویای شوک‌های خارجی را بر اقتصاد صادرکننده نفت مورد بررسی قرار داده است. وی مدل طراحی‌شده خود را با استفاده از رهیافت بیزین مبتنی بر جنبه‌های اقتصاد الجزایر تخمین زده است.

در مورد سیاست پولی فرض می شود که نرخ بهره اسمی کوتاه‌مدت در پاسخ به نوسان تورم کالای غیرنفتی، تورم شاخص بهای مصرف‌کننده و نرخ ارز بر طبق قاعده سیاست پولی تیلور عکس‌العمل نشان می‌دهد. در این مقاله دولت مالک نفت است و آن را استخراج کرده و تماماً با قیمت جهانی می‌فروشد. در ادامه مدل با استفاده از روش بیزین تخمین زده شده است. نویسنده این مقاله، پارامترهای مربوط به‌قاعده سیاست پولی را تغییر داده در حالی‌که بقیه پارامترهای مدل ثابت بوده‌اند و اثرات تغییرات بر رفاه را مورد بررسی قرار داده است.

نتایج این مقاله نشان می دهد که افزایش قیمت منجر به رفاه بالاتر در مقایسه با شوک نرخ ارز می شود که علت آن

1. Chiu & Molico (2011)
2. Incomplete Market
3. Lu et al. (2011)
4. Seigniorage Tax
5. Harmful Effect
6. Transitional Path
7. During Early Periods
8. During Later Periods
9. Leong Teo & Yang (2011)
10. Benkhodja (2014)

وابستگی بیشتر مصرف خانوارهای الجزایری به درآمدهای نفتی است (بن خودجا، ۲۰۱۴: ۱۰۲-۷۸).

چانگ و همکاران در یک مدل رشد اقتصادی تحت روش‌های مختلف برای متوازن نگه‌داشتن بودجه و شرایطی که پول به‌صورت برون‌زا رشد می‌کند و خانوار به انتخاب فراغت و کار با توجه به قید CIA مواجه است، پرداخته‌اند. آنها دریافتند که اعتبار اثر قاعده توبین و خنثی بودن مالیات بر مصرف به روش‌های تعدیل‌شده دستیابی دولت به سطح بودجه متوازن بستگی دارد. همچنین آنها دریافتند که تغییر سیاست از مالیات بر مصرف به مالیات تورمی منجر به رشد اقتصادی می‌گردد (چانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۴۲-۲۳).

انگلیش و همکاران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی به بررسی اثر برنامه‌های تأمین پولی برای پشتیبانی از سیاست‌های مالی از طریق مالیات تورمی پرداخته‌اند. در مطالعه آنها برای ورود پول به الگوی تعادل عمومی از روش پول در تابع مطلوبیت استفاده شده است. آنها به این نتیجه رسیدند که اگر چنین سیاستی توسط عموم مردم معتبر تشخیص داده شود می‌تواند سبب تهییج تولید شود. البته آنها تأکید می‌کنند این نتیجه ممکن است با رسیک نیز همراه باشد. اگر مردم نسبت به تعهد بانک مرکزی در اجرای موفقیت‌آمیز این سیاست تردید داشته باشند، این سیاست ممکن است به تورم شدید منجر شود و از هدف اصلی که تحریک تولید بوده است عاجز بماند (انگلیش و همکاران، ۲۰۱۷: ۴۸-۱).

در مقایسه با مطالعات انجام شده، تحلیل کوتاه‌مدت در کنار تحلیل بلندمدت اثر مالیات تورمی یک ویژگی برای مقاله حاضر تلقی می‌شود. استفاده از ساختار الگوی پیش نقد به‌جای الگوی پول در تابع مطلوبیت، واردکردن دولت صادرکننده نفت در مدل طراحی شده از دیگر ویژگی‌های این مقاله است. معمولاً در الگوهای نیوکینزی تأثیر مثبت سیاست پولی بر متغیرهای واقعی نتیجه‌گیری می‌شود؛ اما در الگوی طراحی شده در این مقاله این نتیجه‌گیری معکوس است که می‌تواند قابل‌توجه باشد.

۳- ارائه الگو

مدل مورد مطالعه، شامل خانواری است که نیروی کار را عرضه می‌کند، کالاها را برای مصرف خریداری می‌کند و محصولات متمایز را در یک بازار رقابت انحصاری به فروش می‌رساند. مدل پایه رقابت انحصاری از دیگزیت و استیگلیتز[1] (۱۹۹۷: ۳۰۰-۲۹۷) گرفته شده است. چسبندگی قیمت با استفاده از روش روتنبرگ[2] (۱۹۸۲: ۵۳۱-۵۱۷) تعریف می‌شود. بدین ترتیب که هر بنگاهی برای تعدیل قیمت‌های خود در هر دوره هزینه تعدیل را از طریق خرید یک سبد کلی CES از تمام کالاها در اقتصاد می‌پردازد. خانوارها و بنگاه‌ها به نحو بهینه رفتار می‌کنند. خانوارها ارزش فعلی مطلوبیت انتظاری و بنگاه‌ها سود خود را حداکثر می‌کنند. همچنین یک بانک مرکزی وجود دارد که نرخ رشد حجم پول را کنترل می‌کند. دولت نیز به نحوی رفتار می‌کند که در عین حفظ توازن در بودجه خود سعی می‌کند تا درآمدهای حاصل از مالیات و خلق پول و فروش نفت را به مخارج خود تخصیص دهد.

۳-۱- خانوار

خانوار نمونه با دوره عمر بی‌نهایت در انتخاب مصرف، موجودی پول، موجودی سرمایه و عرضه نیروی کار تصمیم می‌گیرد. تابع مطلوبیت انتظاری مصرف‌کننده نمونه به‌صورت زیر است:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\emptyset}(i)}{1-\emptyset} - \frac{h_t^{1+\eta}(i)}{1+\eta}\right) \qquad (۱)$$

که در آن $\beta \in (0,1)$ عامل تنزیل، c_t مقدار مصرف، h_t ساعت کار است. پارامترهای ϕ, η مثبت هستند. ϕ عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف است. پارامتر η عکس کشش عرضه نیروی کار است. E عملگر امید ریاضی است.

خانوار با دو قید روبرو است: در قید اول، خانوارها برای هر دوره مانده اسمی پول M_{t-1} و همچنین پرداخت انتقالی یکجای اسمی برابر با T_t از دولت دریافت می‌کنند و بهره‌ای بابت در اختیار داشتن اوراق قرضه دولت از دوره قبل دریافت می‌کنند تا صرف خرید کالاهای مصرفی دوره جاری c_t و پرداخت مالیات بر مصرف و خرید اوراق قرضه جدید نمایند. خانوار مجبور به نگهداری پول نقد برای پرداخت این موارد است. قید پیش‌پرداخت نقدی فرض می‌کند:

$$\frac{m_{t-1}(i)}{\Pi_t} + \frac{I_t b_{t-1}(i)}{\Pi_t} + \tau_t(i) \geq (1+\tau_c)C_t(i) + b_t(i) \qquad (۲)$$

که در آن Π_t نرخ تورم ناخالص در زمان t و b_t اوراق قرضه

1. Dixit & Stiglitz (1997)
2. Rotemberg (1982)

دولتی و τ_c نرخ مالیات بر مصرف است.

قید بودجه خانوار نیز در حالت حقیقی به‌صورت زیر است:

$$\begin{aligned}\frac{m_{t-1}(i)}{\Pi_t}+\frac{I_{t-1}b_{t-1}(i)}{\Pi_t}+w_t h_t(i)\\ +r_t k_{t-1}(i)+\tau_t(i)\\ +(1-\delta)k_{t-1}(i)\\ =(1+\tau_c)C_t(i)+m_t(i)\\ +b_t(i)+k_t(i)\end{aligned} \quad (۳)$$

که در آن درآمدهای خانوار نمونه برای خریدهای مصرفی واقعی C_t، موجودی سرمایه $\mathrm{k_t}$، مالیات بر مصرف $\tau_c C_T$، مانده اسمی پولی $\mathrm{M_t}$ و خرید اوراق قرضه دولتی b_t مصرف می‌شود. یعنی، حداکثر مقدار مخارج برابر با درآمد است. منابع درآمدی خانوار نمونه شامل درآمد نیروی کار، درآمد اجاره سرمایه، مانده اسمی پول دوره گذشته $\mathrm{M_{t-1}}$، درآمد حاصل بهره اوراق قرضه b_t و پرداخت‌های انتقالی $\mathrm{\tau_t}$ که به صورت واقعی است، می‌باشند. همچنین $\mathrm{r_t}$ نرخ اجاره سرمایه و $\mathrm{w_t}$ دستمزد واقعی را نشان می‌دهند. سرمایه‌گذاری $\mathrm{x_t}$ و موجودی سرمایه غیر از استهلاک $\mathrm{(1-\delta)k_{t-1}}$ است که موجودی سرمایه دوره بعد به‌صورت $\mathrm{x_t = k_t - (1-\delta)k_{t-1}}$ که در آن $\delta \in (0,1)$ نرخ استهلاک سرمایه است.

بر این اساس خانوار نمونه تابع مطلوبیت خود را با توجه به دو قید بودجه و قید نقدینگی حداکثر می‌کند؛ بنابراین مسئله بهینه‌سازی خانوار به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}L=E_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left(\frac{C_t^{1-\emptyset}(i)}{1-\emptyset}-\frac{h_t^{1+\eta}(i)}{1+\eta}\right)\\ +\sum_{t=0}^{\infty}E_0\beta^t\lambda_t\Big(\frac{m_{t-1}(i)}{\Pi_t}\\ +\frac{I_{t-1}b_{t-1}(i)}{\Pi_t}+w_t h_t(i)\\ +r_t k_{t-1}(i)+\tau_t(i)\\ +(1-\delta)k_{t-1}(i)\\ -(1+\tau_c)C_t(i)-m_t(i)\\ -b_t(i)-k_t(i)\Big)\\ +\sum_{t=0}^{\infty}E_0\beta^t\mu_t\left(\frac{m_{t-1}(i)}{\Pi_t}\right.\\ \left.+\frac{I_t b_{t-1}(i)}{\Pi_t}-b_t(i)+\tau_t(i)\right.\\ \left.-(1+\tau_c)C_t(i)\right)\end{aligned} \quad (۴)$$

متغیر تصمیم خانوار برای مسئله بهینه‌سازی انتخاب مقدار مصرف، سرمایه، موجودی پول و مقدار عرضه نیروی کار است. شرایط مرتبه اول حاصل از این بهینه‌سازی به‌صورت زیر است:

$$C_t^{-\phi}=(1+\tau_c)(\lambda_t+\mu_t) \quad (۵)$$

$$\lambda_t=\frac{h_t^{\eta}}{w_t} \quad (۶)$$

$$\lambda_t+\mu_t=\beta E_t\left\{\frac{\lambda_{t+1}+\mu_{t+1}}{\Pi_{t+1}}I_t\right\} \quad (۷)$$

$$\lambda_t=\beta E_t\left\{\frac{\lambda_{t+1}+\mu_{t+1}}{\Pi_{t+1}}\right\} \quad (۸)$$

$$\lambda_t=\beta E_t R_{t+1}\lambda_{t+1} \quad (۹)$$

که در رابطه فوق $R_t=r_t+1-\delta$ نرخ بازدهی خالص سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد.

برای دستیابی به روابطی که بتوان براساس آن مقادیر وضعیت پایا را محاسبه نمود، این پنج رابطه را با هم ترکیب کرده و به سه رابطه اصلی زیر خواهیم رسید:

$$\frac{h_t^{\eta}(i)}{C_t^{-\phi}(i)}=\frac{w_t}{(1+\tau_c)I_t} \quad (۱۰)$$

$$1=\beta E_t\left\{\left(\frac{C_{t+1}(i)}{C_t(i)}\right)^{-\phi}\left(\frac{I_t}{\Pi_t}\right)\right\} \quad (۱۱)$$

$$1=\beta E_t\left\{\left(\frac{C_{t+1}(i)}{C_t(i)}\right)^{-\phi}\left(\frac{I_t}{\mathrm{I_{t+1}}}R_{t+1}\right)\right\} \quad (۱۲)$$

۳-۲- بنگاه

الف) بنگاه‌های تولید کننده کالاهای نهایی

بنگاه نمونه، مشابه آنچه در آیرلند[1] (۲۰۰۴: ۹۸۳-۹۶۹) فرض شده است، تولیدکننده کالاهای نهائی از واحدهای کالای واسطه $\mathrm{Y_{jt}}$ است که در آن $\mathrm{j} \in (0,1)$ را باقیمت اسمی $\mathrm{P_{jt}}$ خریداری و کالای نهائی $\mathrm{Y_t}$ را تولید می‌کند. بر طبق معادله زیر که به تبعیت از دکسیت و استیگلیتز (۱۹۹۷) یک جمع‌گر است، می‌توان نوشت:

(۱۳)

$$\left[\int_0^1 Y_{jt}^{\frac{(\theta-1)}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}\geq Y_t$$

که در آن $\theta > 1$ و کالاهای واسطه، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت θ بین آنها برقرار است. پس در طی دوره $\mathrm{t}=0,1,$ بنگاه نمونه تولیدکننده کالای نهایی، $\mathrm{Y_{jt}}$ را برای همه $\mathrm{j} \in (0,1)$ طوری انتخاب می‌کند تا سودش حداکثر شود:

1. Ireland (2004)

(۱۴)

$$\max_{Y_{jt}} \left\{ P_t Y_t - \int_0^1 P_{jt}\, Y_{jt} dj \right\}$$

با توجه به قید (۵)، شرط مرتبه اول این تابع تقاضا برای محصول متمایز تولیدی برای بنگاه j به‌صورت زیر خواهد بود:

(۱۵)

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t$$

که در آن $\theta-$کشش قیمتی تقاضا برای کالای واسطه j را نشان می‌دهد. در بازارهای رقابتی، سود بنگاه تولیدکننده کالای نهایی صفر است و شرط سود صفر P_t به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۶)

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{jt}^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{(1-\theta)}}$$

برای همه $t = 0,1, \dots \dots \dots \dots$

ب- بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه

اقتصاد از زنجیره‌ای از بنگاه‌های رقابت انحصاری در بخش تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای تشکیل شده است. هرکدام از بنگاه‌ها، کالایی متمایز تولید می‌کنند که در نهایت پس از ترکیب توسط بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، توسط خانوارها خریداری (مصرف) می‌شود. چسبندگی قیمت‌ها در این بخش وارد مدل می‌شود. بنگاه j تولیدکننده کالاهای واسطه، h_{jt} واحد نیروی کار و k_{jt} واحد سرمایه از خانوار نمونه اجاره می‌کند.

لازم به ذکر است که خانوار با توجه به نرخ دستمزد w_t به میزان h_{jt}، $j \in (0,1)$ واحد نیروی کار به j امین تولیدکننده کالای واسطه عرضه می‌کند. کل نیروی کار عرضه‌شده به تولیدکننده‌های واسطه توسط خانوار منتخب در هر دوره برابر است با:

$$h_t = \int_0^1 h_{jt} dj$$

همچنین خانوار منتخب، موجودی سرمایه خود را نیز به نرخ اجاره سرمایه R_t به میزان K_{jt}، $j \in (0,1)$ واحد سرمایه به j امین تولیدکننده کالای واسطه عرضه می‌کند:

$$K_t = \int_0^1 K_{jt}\, dj$$

در بخش کالای واسطه، بنگاه j در دوره t، Y_{jt} واحد از کالا را به‌صورت زیر تولید می‌کند:

$$K_{jt}^{\alpha}[A_t h_t]^{1-\alpha} \geq Y_{jt}$$

که در آن $0 < \alpha < 1$ است. در معادله اخیر، تکانه تکنولوژی A_t (که شوک بهره‌وری در میان تمام بنگاه‌ها است) از یک فرایند اتورگرسیو مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\ln(A_t) = \rho_A \ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \qquad (۱۶)$$

که در آن $\overline{A}$ سطح باثبات بهره‌وری، $\rho_A \in (0,1)$ و ε_{At} تکانه ناهمبسته سریالی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_A که در طول زمان همواره ثابت است. بنگاه نمونه تولیدکننده کالای واسطه در بازار رقابت انحصاری کالای خود را به فروش می‌رساند. پس بنگاه نمونه تولیدکننده کالای واسطه j، قیمت P_t را طی دوره t مشخص می‌کند.

فرض می‌شود قیمت کالاها چسبندگی دارد، یعنی بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه به هنگام تعدیل قیمت کالای خود، با یک هزینه مواجه باشند. لازم به توضیح است در چارچوب مدل‌های رقابت انحصاری، در صورتی‌که هیچ نوع چسبندگی در مدل وارد نشود، پول خنثی بوده و بر سطح قیمت‌ها اثر خواهد گذاشت. طبق یافته روتنبرک (۱۹۸۲) هر بنگاهی برای تعدیل قیمت‌های خود در هر دوره هزینه تعدیل را از طریق خرید یک سبد کلی CES از تمام کالاها در اقتصاد می‌پردازد که این سبد همان کشش جانشینی θ را دارد:

$$PAC_{jt} = \frac{\varphi_P}{2}\left[\frac{P_{jt}}{\overline{\pi} P_{jt-1}} - 1\right]^2 Y_t \qquad (۱۷)$$

که در آن $\overline{\pi}$ حالت باثبات نرخ تورم، P_{jt} قیمت کالای واسطه، PAC_{jt} هزینه تعدیل که به تابع سود بنگاه اضافه می‌شود و φ_P پارامتر هزینه تعدیل قیمت است.

بنگاه تولیدکننده کالای واسطه j در تصمیم پویا در یک‌زمان صفر، جمع جریان سود انتظاری خود را بر اساس اطلاعات در دسترس نسبت به P_{jt} و h_{jt}، Y_{jt}، K_{jt} حداکثر می‌کند:

$$\max_{\{K_{jt}, h_{jt}, P_{jt}\}} E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t F_{jt}/P_t\right]$$

تابع سود آنی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$F_{jt} = P_{jt}Y_{jt} - w_t h_{jt} - P_t r_t k_{jt} - P_t PAC_{jt}$$

و قیود نیز به شکل زیر می‌باشد:

$$Y_{jt} = k_{jt}^{\alpha}(A_t h_{jt})^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1$$

$$Y_{jt} = \left[\frac{P_{jt}}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t$$

تولید کننده تابع سود انتظاری را با توجه به این دو قید حداکثر می‌کند.

$$L = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t \Big(\left[\frac{P_t(j)}{P_t}\right] y_t(j) - w_t h_{jt} - r_t K_{t-1}(j) - \frac{\varphi_p}{2} \left(\frac{P_t(j)}{\Pi P_{t-1}(j)}\right)^2 Y_t \Big) + E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \gamma_t \Big((K_{t-1}(j)^{\alpha} (e^{A_t} h_t(j))^{1-\alpha} - \left[\frac{P_t(j)}{P_t}\right]^{-\theta} Y_t \Big) \quad (۱۸)$$

شرایط مرتبه اول حاصل از بهینه‌یابی تولید کننده به روابط زیر منجر خواهد شد:

$$\lambda_t w_t h_t(j) = (1-\alpha)\gamma_t Y_t(j) \quad (۱۹)$$

$$\lambda_t R_t K_{t-1}(j) = \alpha \gamma_t Y_t(j) \quad (۲۰)$$

$$\varphi_p \lambda_t \left(\frac{\Pi_t}{\Pi^{ss}} - 1\right)\left(\frac{\Pi_t}{\Pi^{ss}}\right) = (1-\theta)\lambda_t + \theta\gamma_t + \beta \varphi_p E_t \left\{ \lambda_{t+1} \left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}} - 1\right)\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}}\right)\left(\frac{Y_{t+1}(j)}{Y_t(j)}\right) \right\} \quad (۲۱)$$

۳-۳- دولت و بانک مرکزی

مهمترین بخش از مدل‌سازی در این مقاله نحوه ورود دولت در مدل و تعامل آن با بانک مرکزی می‌باشد. به دلیل مستقل نبودن بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی کرد، بلکه باید هر دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت. در این مدل فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه می‌باشد.

دولت سعی می‌کند تا هزینه‌های خود را از طریق درآمدهای حاصل از مالیات بر مصرف از خانوارها فروش اوراق قرضه و درآمد حاصل از فروش نفت تأمین نماید. نکته‌ای که در خصوص راه‌های تأمین مالی دولت باید در نظر داشت این است که به‌جز مالیات بر مصرف، دو منبع دیگر ممکن است به خلق پول منجر شود و این خلق پول آثار تورمی بر روی اقتصاد به‌جا بگذارد.

در مورد فروش اوراق قرضه چنانچه این عمل از طریق بانک مرکزی انجام نگیرد و بر روی پایه پولی اثر نگذارد باعث افزایش پایه پولی نخواهد شد. ولی چنانچه بانک مرکزی از طریق عملیات بازار باز اقدام به خریدوفروش اوراق قرضه دولتی نماید این عمل باعث تغییر پایه پولی و حجم پول خواهد شد.

در مورد فروش درآمدهای نفتی باید گفت که این عمل با افزایش پایه پولی منجر به افزایش حجم پول خواهد شد. برای مدل‌سازی ورود بخش نفت در مدل‌های تعادل عمومی باید توجه نمود که در نظر گرفتن بخش نفت به‌صورت یک بخش مجزا در اقتصاد باعث بروز مشکلاتی در مدل خواهد شد؛ زیرا اولاً این بخش بر اساس بهینه یابی مدل‌سازی نمی‌شود و درآمد حاصل از فروش نفت به‌صورت سهمیه‌بندی که برای ایران توسط اوپک صورت می‌گیرد تحقق می‌یابد. ثانیاً اگر درآمد نفت را به‌صورت جدا از درآمد ملی در نظر بگیریم در تابع تولید می‌بایست سرمایه و نیروی کار اقتصاد در این بخش را جدا بکنیم که جز پیچیده کردن مدل مزیتی ایجاد نخواهد کرد؛ بنابراین در مدل حاضر این‌طور فرض می‌شود که دولت به‌صورت صلاحدیدی هر سال بخشی از درآمدهای نفت را با فروش به بانک مرکزی تبدیل به ریال نموده و از این طریق بخشی از مخارج خود را تأمین می‌نماید. با توجه به مطالب بالا قید بودجه دولت به‌صورت زیر تعریف خواهد شد:

$$\tau_c C_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} + b_t = g_t + \tau_t + \frac{I_{t-1}}{\Pi_t} b_{t-1} \quad (۲۲)$$

در این مدل منظور از M_t در واقع همان مقدار پایه پولی است و فرض براین است که دولت درآمد حاصل از فروش نفت را به بانک مرکزی می‌دهد و در مقابل بانک مرکزی با پرداخت معادل ریالی آن، پایه پولی را افزایش می‌دهد. همچنین فرض می‌شود انباشت دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از فرایند زیر تبعیت می‌نماید:

$$FR_t = \frac{FR_{t-1}}{\Pi_t} + u * oil_t \quad (۲۳)$$

در واقع در این رابطه فرض شده است که انباشت دارایی خارجی بانک مرکزی به میزان فروش درآمدهای حاصل نفت توسط دولت به بانک مرکزی بستگی دارد. به‌عبارت‌دیگر فرض بر این است که دولت $u \in (0,1)$ درصد از درآمدهای نفتی خود را مستقیماً به بانک مرکزی می‌فروشد و تبدیل به ریال می‌کند و $1-u$ درصد از آن را به‌حساب ذخیره ارزی می‌ریزد. در حقیقت متغیر U متغیر تصمیم دولت در این مدل است که می‌توان در نظر گرفت از یک فرایند خودرگرسیو به‌صورت زیر

تبعیت می‌کند:

$$\ln(U_t) = (1-\rho_u)\ln(U) + \rho_u \ln(U_{t-1}) + \epsilon_{ut} \quad (۲۴)$$

همچنین فرض می‌شود که درآمدهای نفتی و مخارج دولت از یک فرایند خودرگرسیو مرتبه اول به‌صورت زیر پیروی می‌کند:

$$\ln oil_t = \rho_{oil} \ln oil_{t-1} + \varepsilon_{oil\,t} \quad (۲۵)$$

$$\ln g_t = \rho_g \ln g_{t-1} + \varepsilon g_t \quad (۲۶)$$

۳-۴- شرط تسویه بازار

در شرط تسویه بازار عرضه و تقاضای کل با یکدیگر برابر هستند. همچنین در مدل‌های CIA یک معادله وجود دارد که بیانگر تقاضای پول در این مدل‌ها است؛ بنابراین می‌توان شرط تسویه بازار کالا و پول را به دست آورد که در این مدل به‌صورت زیر خواهد شد:

$$Y_t = C_t + X_t + g_t + \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{\Pi_t}{\Pi} - 1\right)^2 Y_t \quad (۲۷)$$

$$M_t = C_t \quad (۲۸)$$

٤- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

عموماً در مدل‌های DSGE ابتدا وضعیت متغیرها در تعادل پایدار بررسی شده و سپس انحراف از این مسیر در صورتی‌که بروز شوک‌های مختلف به سیستم وارد گردد ارزیابی می‌شود. برای استخراج مقدار متغیرها در تعادل پایدار عموماً فرض تقارن اعمال می‌شود؛ به این معنا که فرض می‌شود کلیه بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای مشابه هم بوده و تصمیم‌گیری‌های مشابهی انجام می‌دهند. به‌عبارت‌دیگر خواهیم داشت: $K_t(j) = K_t$ و $h_t(j) = h_t$ و $P_t(j) = P_t$ و $Y_t(j) = Y_t$ حال با توجه به اعمال این فرض، مقادیر اولیه متغیرها مقادیری هستند که به‌طور هم‌زمان در تمام معادله صدق کنند. مدل معرفی‌شده در این مقاله دارای ۱۷ معادله و ۱۷ متغیر مجهول به‌صورت زیر است:

$$\frac{h_t^{\eta}}{C_t^{-\phi}} = \frac{w_t}{(1+\tau_c)I_t} \quad (۲۹)$$

$$1 = \beta E_t\left\{\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\phi}\left(\frac{I_t}{\Pi_t}\right)\right\} \quad (۳۰)$$

$$1 = \beta E_t\left\{\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\phi}\left(\frac{I_t}{I_{t+1}} R_{t+1}\right)\right\} \quad (۳۱)$$

$$\lambda_t w_t h_t(i) = (1-\alpha)\gamma_t Y_t(i) \quad (۳۲)$$

$$\lambda_t R_t K_{t-1} = \alpha \gamma_t Y_t \quad (۳۳)$$

$$\varphi_p \lambda_t \left(\frac{\Pi_t}{\Pi^{ss}} - 1\right)\left(\frac{\Pi_t}{\Pi^{ss}}\right) = (1-\theta)\lambda_t + \theta\gamma_t + \beta\varphi_p E_t\left\{\lambda_{t+1}\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}} - 1\right)\left(\frac{\Pi_{t+1}}{\Pi^{ss}}\right)\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right)\right\} \quad (۳۴)$$

$$Y_t = K_{t-1}^{\alpha}(A_t h_t)^{1-\alpha} \quad (۳۵)$$

$$\tau_c C_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} + b_t = g_t + \tau_t + \frac{I_{t-1}}{\Pi_t} b_{t-1} \quad (۳۶)$$

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + x_t \quad (۳۷)$$

$$m_t = U_t \frac{m_{t-1}}{\Pi_t} \quad (۳۸)$$

$$FR_t = \frac{FR_{t-1}}{\Pi_t} + U_t * oil_t \quad (۳۹)$$

$$Y_t = C_t + X_t + g_t + \frac{\varphi_p}{2}\left(\frac{\Pi_t}{\Pi} - 1\right)^2 Y_t \quad (۴۰)$$

$$ln(U_t) = (1-\rho_u)\, ln(U) + \rho_u\, ln(U_{t-1}) + \epsilon_{ut} \quad (۴۱)$$

$$ln(A_t) = \rho_A\, ln(A_{t-1}) + \varepsilon_{At} \quad (۴۲)$$

$$oil_t = \rho_0 oil_{t-1} + \varepsilon_{oilt} \quad (۴۳)$$

$$ln\, g_t = \rho_g g_{t-1} + \varepsilon g_t \quad (۴۴)$$

$$m_t = c_t \quad (۴۵)$$

در خصوص محاسبه مقادیر وضعیت پایای متغیرها باید این نکته گفته شود که اکثر مطالعات در این خصوص در جهت محاسبه مقادیر وضعیت پایا برای برخی متغیرها شوک در نظر گرفته و با تعریف روند برای آن، مقدار آن متغیر را در وضعیت پایا بر اساس معادله شوک، مقدار صفر و یک در نظر می‌گیرند. در این مطالعه به خاطر بررسی آثار تصمیم دولت در رشد پول سعی شده است مقادیر متغیرهای مدل بر اساس تابعی از نرخ رشد پول به‌صورت جایگذاری توابع به دست آید. برای این کار فرض می‌شود که مقدار متغیر در وضعیت پایا مستقل از زمان است بنابراین اندیس t از کلیه متغیرها حذف خواهد شد. سپس مدل را نسبت به متغیرها حل کرده و کلیه متغیرهای مدل برحسب پارامترها بازنویسی می‌شوند. در مرحله بعد، پس از کالیبراسیون و مقداردهی به پارامترها مقدار عددی متغیرهای الگو در وضعیت تعادل پایدار محاسبه شده و به‌عنوان مقادیر اولیه متغیرهای مدل لحاظ می‌شود.

۴-۱- برآورد الگو

یکی از مشکلات به‌کارگیری مدل‌های DSGE دشواری پارامتریزه کردن آنها با استفاده از آمارهای اقتصادی است. برای غلبه بر این مشکل اغلب تحقیقات به کالیبره کردن پارامترها یا به‌کارگیری روش‌های بیزین روی می‌آورند. در این مقاله از روش بیزین برای برآورد پارامترها استفاده شده است. به‌طور خاص از ۶ پارامتر زیر برای تحلیل مدل استفاده شده است:

- نرخ تنزیل ذهنی
- نرخ استهلاک سرمایه
- عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد
- سهم سرمایه در تولید
- کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای
- عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف

توزیع پیشین و توزیع پسین برآوردی پارامترهای مدل در نمودار (۱) گزارش شده است. پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحله بعد استفاده از مقادیر در مدل و شبیه‌سازی مدل برای اقتصاد ایران است.

پس از مقداردهی به مدل، با استفاده از الگوی بلانچارد-کان مدل برحسب شوک‌های برون‌زا حل می‌گردد و به شبیه‌سازی آن برای اقتصاد ایران پرداخته می‌شود. در این مطالعه با بهره‌گیری از نرم‌افزار داینر به حل مدل، شبیه‌سازی مدل و تحلیل اثر شوک‌ها در قالب توابع ضربه واکنش پرداخته می‌شود. به‌منظور بررسی قابلیت مدل در برازش اقتصاد ایران، نتایج حاصل از شبیه‌سازی متغیرها مقایسه می‌گردد.

با توجه به نتایج بدست آمده، برای تعیین قدرت توضیح‌دهی الگو از داده‌های سالانه از سال ۱۳۵۲ تا ۱۳۹۵ استفاده شده است. تمام داده‌های مربوط به دنیای واقعی ارائه شده در این مقاله به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ است. پس از لگاریتم‌گیری، با به کار گرفتن فیلتر هدریک-پرسکات روندزدایی شده‌اند.

جدول (۳) ضریب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای واقعی در وقفه صفر، ۱ و ۲ را با مقادیر شبیه‌سازی متناظر آنها مقایسه می‌کند.

بر اساس نتایج این جدول، این الگو به‌خوبی مقادیر فوق را برای متغیرها، شبیه‌سازی نموده است. ضریب خودهمبستگی در وقفه ۱ و ۲ داده‌های واقعی برای درآمد به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۸۷ نزدیک به مقدار شبیه‌سازی ۰/۸۹ و ۰/۸۴ است و انحراف معیار داده واقعی ۰/۰۵۳ است و به مقدار برآورد شده آن ۰/۰۴۹ تقریباً نزدیک است. نتایج در مورد مصرف نیز قابل‌قبول است. مقدار ضریب خودهمبستگی مصرف در وقفه ۱ و ۲ برای داده‌های واقعی ۰/۹۵ و ۰/۹۰ و مقدار شبیه‌سازی ۰/۹۱ و ۰/۸۸ است که نشان‌دهنده نزدیکی است. انحراف معیار داده واقعی و مقدار حاصل از شبیه‌سازی به ترتیب ۰/۰۶۸ و ۰/۰۶۱ است. در مورد سایر متغیرها نیز این نزدیکی دیده می‌شود. بر این اساس می‌توان گفت الگوی فوق تا حد قابل‌قبول در شبیه‌سازی این متغیرها موفق بوده است.

جدول ۱. برآورد پارامترهای الگو

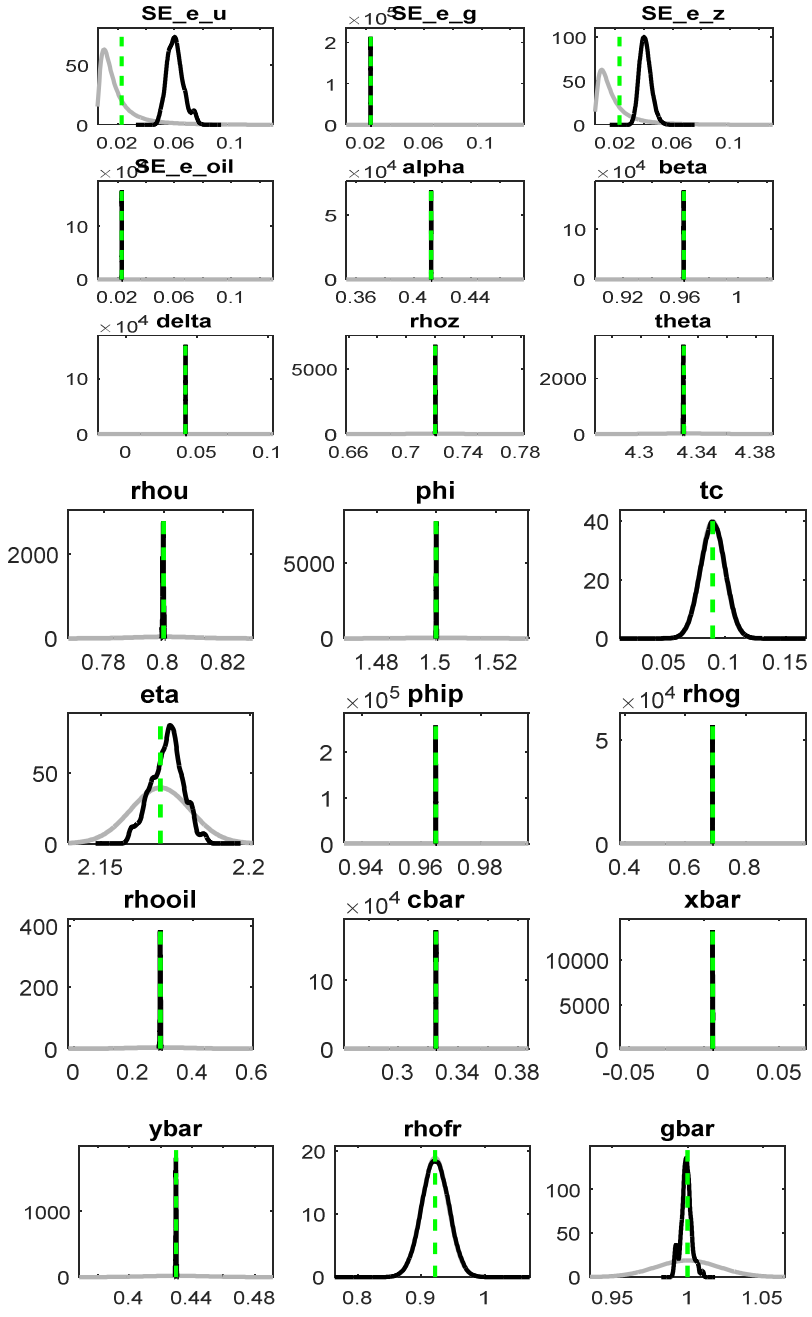
پارامتر	توضیح	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیارپیشین)	منبع اطلاعات اولیه	برآورد
β	نرخ تنزیل ذهنی	بتا	۰/۹۶۲۲ (۰/۰۱۸)	توکلیان (۱۳۹۱)	۰/۹۷۱ (۰/۰۲)
η	عکس کشش دستمزد عرضه نیروی کار	گاما	۲/۱۷ (۰/۰۵)	تایی (۱۳۸۵)	۲/۱۷۲ (۰/۰۵)
δ	نرخ استهلاک سرمایه	بتا	۰/۰۴۲ (۰/۰۱)	امینی (۱۳۸۴)	۰/۰۴۱ (۰/۰۱)
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۱۲ (۰/۰۲)	شاهمرادی (۱۳۸۷)	۰/۴۱۲ (۰/۰۲)
θ	کشش جانشینی بین کالاهای واسطه‌ای	بتا	۴/۳۳ (۰/۰۱)	فخرحسینی (۱۳۹۱)	۴/۳۲۹ (۰/۰۲)
ϕ	عکس کشش جانشینی بین زمانی مصرف	نرمال	۱/۵ (۰/۰۱)	زنگنه (۱۳۸۸)	۱/۴۹ (۰/۰۱)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. مقادیر محاسبه شده وضعیت پایا براساس نرخ‌های مختلف رشد پول

نرخ رشد پول / متغیر	۰٪	۵٪	۱۰٪	۱۵٪	۲۰٪
تولید	۰/۴۴۲۹۶	۰/۴۳۸۴	۰/۴۳۲۹۰	۰/۴۲۷۶۹	۰/۴۲۲۷۶
سرمایه	۰/۱۳۸۶۶	۰/۱۳۶۸۳	۰/۱۳۵۱۰	۰/۱۳۳۴۸	۰/۱۳۱۹۴
مصرف	۰/۳۳۶۲۸	۰/۳۳۱۸۴	۰/۳۲۷۶۶	۰/۳۲۳۷۱	۰/۳۱۹۹۸
سرمایه‌گذاری	۰/۰۰۵۸	۰/۰۰۵۷۴	۰/۰۰۵۶۷۴	۰/۰۰۵۶۰	۰/۰۰۵۵۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۱. توزیع پیشین و پسین پارامترهای مدل

جدول ۳. مقایسه ضرایب خودهمبستگی و انحراف معیار متغیرهای شبیه‌سازی شده و داده‌های واقعی

متغیر	ضریب خودهمبستگی در وقفه						انحراف معیار	
	داده واقعی			داده شبیه‌سازی شده			داده‌های واقعی	داده‌های شبیه‌سازی شده
	صفر	۱	۲	صفر	۱	۲		
درآمد	۱	۰/۹۳	۰/۸۷	۱	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۰۵۳	/۰۴۹
مصرف	۱	۰/۹۵	۰/۹۰	۱	۰/۹۱	۰/۸۸	۰/۰۶۸	۰/۰۶۱
موجودی سرمایه	۱	۰/۹۱	۰/۸۱	۱	۰/۸۱	۰/۷۸	۰/۰۲۷	۰/۰۱۳
تورم	۱	۰/۵۰	۰/۰۲	۱	۰/۲۱	۰/۰۱۰	۰/۱۹	۰/۲۰
حجم پول	۱	۰/۷۸	۰/۶۰	۱	۰/۸۱	۰/۵۸	۰/۰۳۸	۰/۰۲۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴-۲- لگاریتم خطی سازی و برآورد مدل:

از حداکثر سازی تابع مطلوبیت مصرف‌کننده نسبت به قید بودجه آن، چند رابطه حاصل خواهد شد: یک معادله که بیان‌گر عرضه نیروی کار توسط مصرف‌کننده است. در این رابطه نرخ بهره اسمی به‌عنوان هزینه فرصت پس‌انداز در نظر گرفته می‌شود. یک رابطه که نرخ هموار کننده مصرف در طول زمان را نشان می‌دهد که برابر با هزینه فرصت واقعی پس‌انداز است. یک رابطه بین نرخ بازده سرمایه و بازده اوراق مشارکت یک دوره‌ای که از تصمیم‌گیری سبد دارایی‌های خانوار بدست می‌آید. این سه رابطه به‌صورت لگاریتم خطی شده، عبارت‌اند از:

$$\widehat{W}_t = \eta \hat{h}_t + \hat{I}_t + \phi \hat{C}_t \quad (۴۶)$$

$$\hat{C}_t = \frac{1}{\phi}\{E_t \hat{C}_{t+!} - \hat{I}_t + E_t \widehat{\Pi}_{t+1}\} \quad (۴۷)$$

$$E_t \hat{R}_{t+1} = \frac{1}{\phi}\{E_t \hat{C}_{t+1} - \hat{C}_t\} + \{E_t \hat{I}_{t+1} - \hat{I}_t\} \quad (۴۸)$$

از مسئله حداکثرسازی سود تولیدکننده کالای واسطه و تولیدکننده کالای نهایی نیز منحنی فیلیپس کینزی جدید، تقاضای نیروی کار و سرمایه به دست می‌آید که به همراه تابع تولید، معادله حرکت شوک تکنولوژی و قاعده حرکت سرمایه، روابط مربوط به تولید را تشکیل می‌دهند. این پنج رابطه به‌صورت لگاریتم خطی شده به ترتیب عبارت است از:

$$\widehat{\Pi}_t = \frac{1}{\varphi_p}\{(1-\theta)\hat{\lambda}_t + (\theta-1)\hat{\gamma}_t\} + \beta E_t \widehat{\Pi}_{t+1} \quad (۴۹)$$

$$\hat{h}_t = \hat{Y}_t + \hat{\gamma}_t - \widehat{W}_t - \hat{\lambda}_t \quad (۵۰)$$

$$\widehat{K}_{t-1} = \hat{Y}_t + \hat{\gamma}_t - \hat{R}_t - \hat{\lambda}_t \quad (۵۱)$$

$$\hat{Y}_t = \alpha \widehat{K}_{t-1} + (1-\alpha)\hat{A}_t + (1-\alpha)\hat{h}_t \quad (۵۲)$$

$$\hat{A}_t = \rho_A \hat{A}_{t-1} + \epsilon_{At} \quad (۵۳)$$

$$\hat{X}_t = \frac{1}{\delta}\{\hat{K}_t - (1-\delta)\hat{K}_{t-1}\} \quad (۵۴)$$

معادلات مربوط با بانک مرکزی، دولت و شرط تسویه بازار نیز به‌صورت لگاریتم خطی شده به‌صورت زیر خواهد بود:

$$\widehat{m}_t = \widehat{m}_{t-1} + \widehat{U}_t - \widehat{\Pi}_t \quad (۵۵)$$

$$\widehat{fr}_t = \widehat{fr}_{t-1} - \widehat{\Pi}_t + \widehat{U}_t + \widehat{oil}_t \quad (۵۶)$$

$$\hat{Y}_t Y_t = \hat{C}_t C_t + \hat{g}_t g_t + \hat{X}_t X_t \quad (۵۷)$$

$$\widehat{m}_t = \hat{C}_t \quad (۵۸)$$

$$\widehat{oil}_t = \rho_{oil}\widehat{oil}_{t-1} + \varepsilon_{oil\,t} \quad (۵۹)$$

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_{g\,t} \quad (۶۰)$$

$$\widehat{U}_t = \rho_u \widehat{U}_{t-1} + \varepsilon_{u\,t} \quad (۶۱)$$

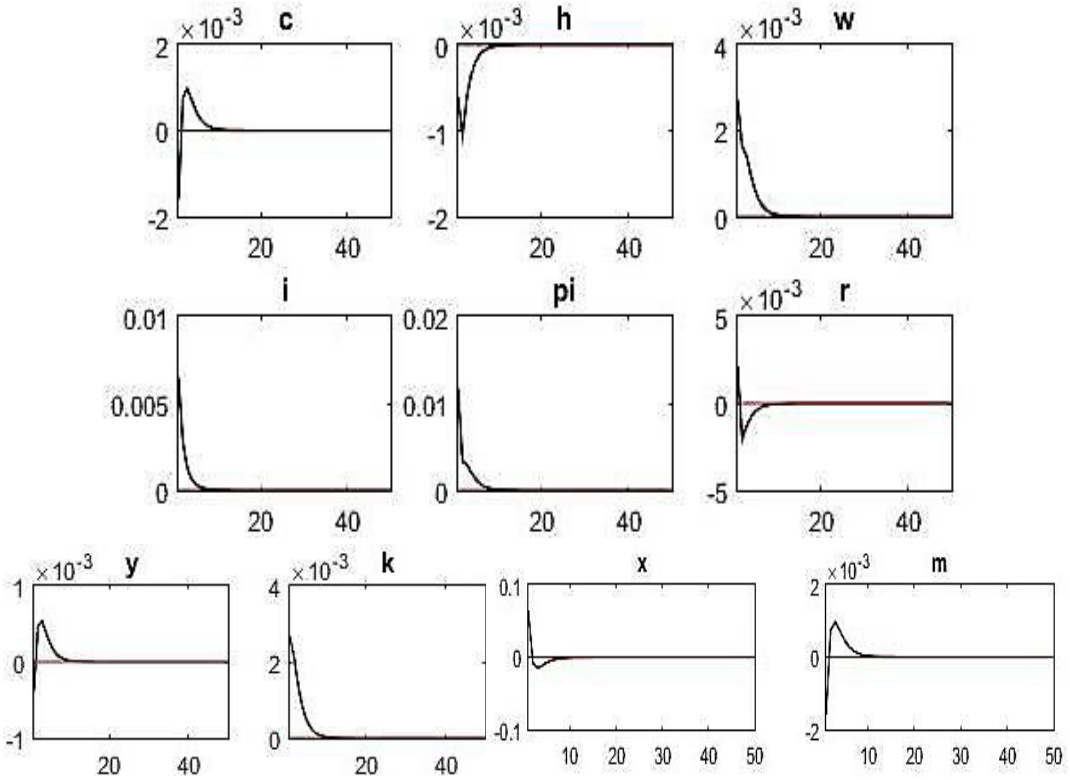
۴-۳- بررسی توابع عکس‌العمل آنی

توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویای متغیرهای الگو در طول زمان هنگام وارد شدن تکانه‌ای به‌اندازه یک انحراف معیار به هر متغیر را نشان می‌دهد. مدل ارائه شده در این مقاله سه نوع تکانه پولی، تکنولوژی و مخارج دولتی را دربردارد. به ترتیب توابع عکس‌العمل آنی مربوط به این تکانه‌ها را بررسی می‌کنیم.

۴-۳-۱- اثر تکانه پولی

مطابق مبانی نظری شوک سیاست پولی باعث تغییر هم‌جهت در سطح عمومی قیمت‌ها خواهد شد. این موضوع در مدل طراحی شده برای اقتصاد ایران تأیید می‌شود. اثر تکانه سیاست پولی در نمودار ۲ نشان داده شده است. اگر دولت تصمیم به افزایش نرخ رشد حجم پول به‌عنوان یک سیاست پولی انبساطی بگیرد، این امر موجب افزایش تورم به‌اندازه ۱/۱۵۷

درصد و کاهش ساعت کار خانوارها به‌اندازه ۰/۰۶۲ درصد، کاهش مانده حقیقی پول به‌اندازه ۰/۱۵۷ درصد و کاهش تولید به‌اندازه ۰/۰۳۶۸ درصد و کاهش مصرف به‌اندازه ۰/۱۵۷ درصد خواهد شد. ولی در مقابل، این سیاست باعث افزایش سرمایه به‌اندازه ۰/۲۶۴ درصد و افزایش سرمایه‌گذاری به‌اندازه ۶/۳ درصد خواهد شد. این نتیجه‌گیری بر اساس نظریه نیوکینزین‌ها که مدافع سیاست پولی هستند منطبق می‌باشد. این اقتصاددانان بر کارایی سیاست پولی در کوتاه‌مدت تأکید دارند. اثر منفی تکانه پولی بر تولید و مصرف نیز از کانال تأثیر تورم بر کاهش میزان ساعات کاری خانوار به‌دلیل افزایش ارزش فراغت در تابع مطلوبیت خانوار به‌وقوع می‌پیوندد. رفتار تجربی داده‌های اقتصاد ایران درخصوص تورم و نقدینگی که در مقدمه ارائه شد گویای این موضوع است.

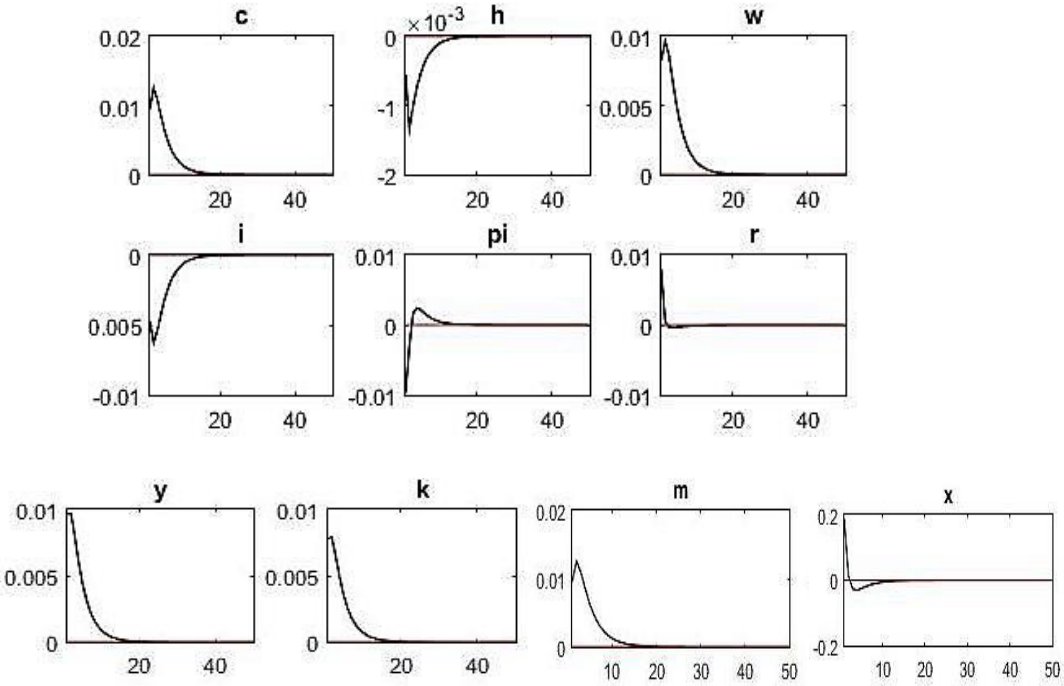


نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک پولی

۴-۳-۲- اثر تکانه تکنولوژی

نمودار ۲ اثر شوک بهره‌وری را بر متغیرهای اقتصادی نشان می‌دهد. مطابق مباحث تئوریک، شوک بهره‌وری باعث شیفت تابع عرضه به سمت پایین و در نتیجه کاهش تورم و افزایش تولید می‌شود. براساس نتایج مدل نیز، شوک بهره‌وری به اندازه یک انحراف معیار، سبب افزایش و فاصله گرفتن تولید از مقدار باثباتش به میزان ۰/۹۶۶ درصد شده و سپس اثر شوک به آهستگی در طی زمان از بین رفته و تولید به آرامی به سمت مقدار باثبات خود میل می‌کند. به همین ترتیب، نرخ تورم نیز بر اثر شوک مثبت بهره‌وری به پایین‌تر از سطح باثباتش کاهش می‌یابد. مقدار این تغییر نیز بر اساس نتایج مدل ۰/۹۵۵ درصد می‌باشد.

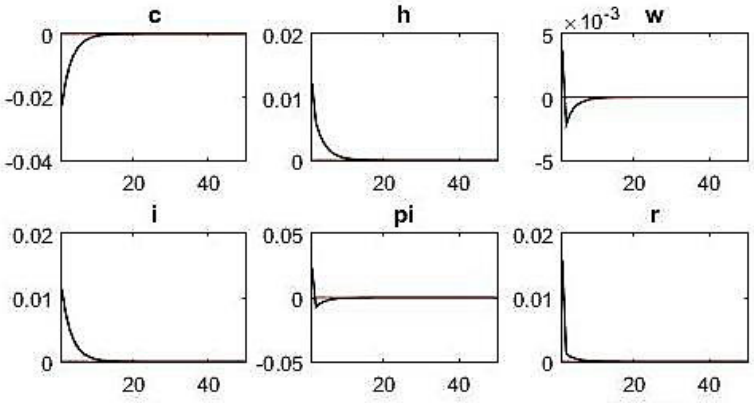
از طرف دیگر با افزایش تکانه تکنولوژی به میزان یک درصد، با افزایش سطح تولید، مصرف به‌اندازه ۰/۹۵۵ درصد، سرمایه به‌اندازه ۰/۷۷۹ درصد، سرمایه‌گذاری به‌اندازه ۱۸/۵۵ درصد و مانده حقیقی پول به‌اندازه ۰/۹۵۵ درصد افزایش می‌یابد و در مقابل نرخ بهره اسمی به‌اندازه ۰/۴۷۷ درصد و تورم به‌اندازه ۰/۹۵۵ درصد کاهش می‌یابد.

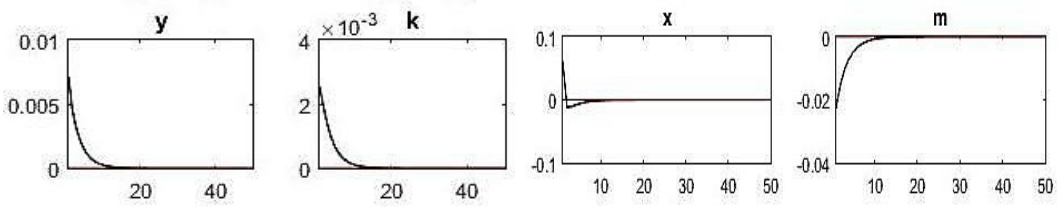


نمودار ۳. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک تکنولوژی

۴-۳-۳- اثر تکانه مخارج دولتی

اثر تکانه مخارج دولتی در نمودار ۴ نشان داده شده است. این نمودار نیز به‌خوبی اثر جایگزینی شوک مخارج دولتی را نشان می‌دهد. اگرچه تولید در ابتدا به علت افزایش مخارج دولت افزایش می‌یابد، ولی با گذشت زمان، اثر جایگزینی این مخارج بر سرمایه‌گذاری و مصرف و کاهش آنها باعث می‌شود تولید به سطح باثباتش برگردد. همچنین، مطابق تئوری، شوک مخارج دولت باعث افزایش تورم به‌اندازه ۲/۲۴ درصد می‌شود که این مطلب نیز در مدل ارائه‌شده هماهنگ با تئوری و مشاهدات دنیای واقعی می‌باشد. اگر مخارج دولتی به‌اندازه یک درصد از انحراف معیارش افزایش یابد، دولت ناچار خواهد بود این افزایش مخارج را از طریق کانال‌های در اختیارش تأمین مالی نماید و این تأمین مالی باعث افزایش نرخ بهره اسمی به‌اندازه ۱/۱۲ درصد در مدل ارائه شده در این مقاله می‌گردد، همچنین براساس تئوری‌های اقتصادی افزایش مخارج دولت در کوتاه‌مدت باعث افزایش تولید خواهد شد که در این مدل مقدار عددی آن برابر با ۰/۷۰ درصد می‌باشد و این افزایش مخارج در کوتاه‌مدت از طریق کاهش مصرف بخش خصوصی به‌اندازه ۲/۲۴ درصد اتفاق می‌افتد. اثر طرف دیگر افزایش مخارج دولتی از کانال تورم منجر به کاهش مانده حقیقی پول به‌اندازه ۲/۲۴ درصد می‌شود.





نمودار ۴. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک مخارج دولت

۵- بحث و نتیجه‌گیری

جمع‌بندی ادبیات موضوع مرتبط با تأمین مالی سیاست پولی، طیف متنوعی از طرفداران سیاست پولی انبساطی تا مدافعان سیاست پولی انقباضی را درون خود جای داده است. از یک‌سو کینزین‌های جدید از نرخ رشد پولی مثبت دفاع می‌کنند و در سوی دیگر طیف، معتقدین به‌قاعده پولی فریدمن، مبتنی بر نظریه نرخ بهره اسمی صفر، نرخ رشد منفی برای مقدار پول را تجویز می‌کنند. در میانه این طیف نیز نیوکلاسیک‌ها قرار دارند که بر خنثایی و ابرخنثایی سیاست پولی تأکید می‌کنند.

نقطه قابل‌تأمل در مقاله حاضر این است که با استفاده از یک الگوی نیوکینزی – که اساساً نیوکینزین‌ها این نوع الگوها را موافق سیاست پولی انبساطی طراحی می‌کنند – سیاست پولی انبساطی را بر تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری مخرب می‌داند.

در این پژوهش، اثر نحوه تأمین مالی سیاست پولی به شیوه متعارف بر متغیرهای حقیقی بررسی شد. الگوی متعارف در اقتصاد ایران فروش ارز حاصل از صادرات نفت به بانک مرکزی و دریافت ما به ازای ریالی آن است. این شیوه پایه پولی را افزایش می‌دهد که نتیجه آن افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است. در این مطالعه این نتیجه حاصل شد که این نحوه تأمین مالی بر میزان تولید، مصرف و سرمایه‌گذاری در بلندمدت تأثیر منفی خواهد داشت. همچنین در کوتاه‌مدت به ازای ۱ درصد افزایش پایه پولی، تولید به‌اندازه ۰/۰۳۶۸ درصد و مصرف به‌اندازه ۰/۱۵۷ کاهش خواهد داشت.

بر اساس یافته‌های این پژوهش توصیه می‌شود، دولت به‌جای فروش مستقیم به بانک مرکزی، از روش‌های دیگری برای تبدیل ارز حاصل از صادارت نفت استفاده نماید.

منابع

ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۲). "تحلیل تأثیر مالیات تورمی بر تخصیص منابع و رفاه: مطالعه موردی اقتصاد ایران". پایان‌نامه دکتری، دانشگاه اصفهان، دانشکده علوم اداری و اقتصاد.

ایزدخواستی، حجت (۱۳۹۵). "تحلیل اثرات اصلاح سیاست مالیاتی بر متغیرهای کلان اقتصادی در ایران رویکرد پیشاپیش نقد CIA". *فصلنامه تحقیقات و مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۲۸، ۲۲۶-۱۹۱.

تقوی، مهدی و صفرزاده، اسماعیل (۱۳۸۹). "نرخ بهینه رشد نقدینگی در اقتصاد ایران در چارچوب الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی کینزی جدید". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره ۳، ۱۰۴-۷۷.

جعفری صمیمی، احمد و تقی‌نژاد عمران، وحید (۱۳۸۳). "رابطه بین تورم و رفاه: مطالعه‌ای تجربی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۴، ۸۸-۵۹.

جعفری صمیمی، احمد و تقی‌نژاد عمران، وحید (۱۳۸۳). "هزینه رفاهی تورم: بسط الگوی لوکاس و ارائه دیدگاه جدید". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۴، ۷۲-۵۵.

حاج امینی، مهدی؛ احمدی شادمهری، محمد طاهر؛ فلاحی، محمدعلی و ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر کسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره ۴، ۸۴-۵۷.

خلیلی عراقی، منصور؛ عباسی‌نژاد، حسین و گودرزی، یزدان (۱۳۹۵). "هزینه رفاهی تورم در ایران با رویکرد مدل حداقل مربعات معمولی پویا". *فصلنامه پژوهش‌نامه اقتصادی*، سال شانزدهم، شماره ۲۰، ۷۹-۵۷.

زائری، محمد و ندری، کامران (۱۳۹۲). "محاسبه هزینه رفاهی تورم در ایران". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، سال دوم، شماره

۴، ۷۰-۳۹.

سامتی، مرتضی؛ صامتی، مجید و جعفری، غلامحسین (۱۳۸۴). "عدم تعادل‌های مالی دولت و نرخ تورم در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۴، ۱۱۶-۹۵.

گوگردچیان، احمد؛ بخشی دستجردی، رسول و هاشمی‌فرد، عاطفه (۱۳۹۴). "رهیافتی از تقاضای پول سیدراسکی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، ۲۳۰-۲۱۱.

متوسلی، محمود؛ ابراهیمی، ایلناز؛ شاهمرادی، اصغر و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۹). "طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال دهم، شماره ۴، ۱۱۶-۸۷.

Aiyagari, S. R., Braun, T. & Eckstein, Z. (1996). "Transaction Services Inflation and Welfare". Working Paper, *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, No. 551.

Bailey, M. J. (1956). "The Welfare Cost of Inflationary Finance". *Journal of Political Economy,* 64(2), 93-110.

Benkhodja, M. T. (2014). "Monetary Policy and the Dutch Disease Effect in an Oil Exporting Economy". *International Economics*, 138, 78–102.

Braun, R. A. (1994). "How Large is the Optimal Inflation Tax?". *Journal of Monetary Economics,* 34(2), 201–214.

Chang, W., Tsai, H., Chang, J. & Lee, H. (2015). "Consumption Tax, Seigniorage Tax and Tax Switch in a Cash-in-Advance Economy of Endogenous Growth". *Journal of Economics*, 114(1), 23–42.

Chiu, J. & Molico, M. (2011). "Uncertainty, Inflation and Welfare". *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(7), 487-512.

Cole, H. & Stockman, A. C. (1988). "Specialization, Transactions Technologies, and Money Growth". *NBER*, Working Paper, No. 2724.

Correia, I. & Teles, P. (1996). "Is the Friedman Rule Optimal When Money is an Intermediate Good". *Journal of Monetary Economics*, 38(2), 223–44.

Dibooglu, S. & Kenc, T. (2009). "Welfare Cost of Inflation in a Stochastic Balanced Growth Model". *Economic Modelling*, 26(3), 650-658.

Dixit, A. & Stiglitz, J. (1997). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". *American Economic Review*, 67, 297–300.

Dotsey, M. & Ireland, P. (1996). "The Welfare Cost of Inflation in General Equilibrium". *Journal of Monetary Economics*, 37(1), 29-47.

English, W., Christopher, J. & Lopez-Salido, D. (2017). "Money Financed Fiscal Programs: A Cautionary Tale". *Finance and Economics Discussion Series 2017-060*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System PP.1-48.

Erosa, A. & Ventura, G. (2002). "On Inflation as a Regressive Consumption Tax". *Journal of Monetary Economics,* 49(4), 761–795.

Fischer, S. (1974). "Money and the Production Function". *Economic Inquiry*, 12(4), 517–533.

Friedman, M. (1953). "Discussion of the Inflationary Gap, in Essays in Positive Economics". *Chicago Univ: Chicago Press*. 251-262.

Friedman, M. (1969). "The Optimum Quantity of Money and Other Essays". Chicago: Aldine Publishing Company, Hawthorne. New York.

Gillman, M. (1993). "The Welfare Cost of Inflation in Ccash-In-Advance Economy with Costly Credit". *Journal of Monetary Economics*, 31(1), 97–115.

Gomme, P. (1993). "Money and Growth Revised: Measuring the Cost of Inflation in an Endogenous Growth Model". *Journal of Monetary Economics*, 32, 95-115.

H0, W. M., Zeng, J. & Zang, J. (2007). "Inflation Tax and Welfare with Externality and Leisure". *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(1), 105-131.

Heer, B. (2003). "Welfare Costs of Inflation in a Dynamic Economy with Search Unemployment". *Journal of Economic Dynamic & Control*, 28(2), 255–272.

Ireland, P. (2004). "Money's Role in the Monetary Business Cycle". *Journal of Money, Credit and Banking,* 36(6), 969-983.

Kimbrough, K. & Spyridopoulos, I. (2012). "The Welfare Cost of Inflation in Greece". *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 1, 41-52.

Kimbrough, K. P. (1986). "The Optimal Quantity of Money Rule in the Theory of Public Finance". *Journal of Monetary Economics*, 18(3), 277-284.

Leong Teo, W. & Yang, P. (2011). "Welfare Cost of Inflation in a New Keynesian Model". *Journal of Pacific Economic Review*, 16, 313–338.

Lu, H. C., Chen, B. L. & Hsu, M. (2011). "The Dynamic Welfare Cost of Seigniorage Tax and Consumption Tax in a Neoclassical Growth Model with a Cash-in-Advance Constraint". *Journal of Macroeconomics*, 33(2), 247-258.

Lucas, R. E. & Stokey, N. L. (1983). "Optimal Fiscal and Monetary Policy in an Economy without Capital". *Journal of Monetary Economics*, 12, 55-93.

Lucas, R. E. (2000). "Inflation and Welfare". *Econometrica*, 68(2), 247-274.

McCallum, B. & Goodfriend, M. (1987). "Demand for Money: Theoretical Studies, in the New Palgrave, a Dictionary of Economic". ed. by John Eatwell, Murray Milgate and Peter Newman, London: Macmillan, New York, Stockton Press, PP. 775-781.

Mulligan, C. B. & Sala-I-Martin (1997). "The Optimum Quantity of Money: Theory and Evidence". *Journal of money, Credit and Banking*, 29(4), 687-715.

Palivos, T. & Yip, C. (1995). "Government Expenditure Financing in an Endogenous Growth Model: A Comparison". *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4), 1159-1178.

Phelps, E. (1973). "Inflation in the Theory of Public Finance". *The Swedish Journal of Economics*, 75(1), 67-82.

Ramsey, F. P. (1927). "A Contribution to the Theory of Taxation". *The Economic Journal*, 37(145), 47-61.

Ramsey, F. P. (1928). "A Mathematical Theory of Saving". *The Economic Journal*, 38(152), 543-559.

Reis, R. (2007). "The Analytics of Monetary Non-Neutrality in Sidrauski Model". *Economics Letters*, 94, 129-135.

Rotemberg, J. (1982). "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output". *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.

Samuelson, P. A. (1958). "An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Contrivance of Money". *The Journal of Political Economy*, 66(6), 467-482.

Sidrauski, M. (1967). "Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy". *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.

Summers, L. H. (1981). "Optimal Inflation Policy". *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 175-194.

Unalmis, D., Unalmis, I. & Derya, F. U. (2008). "Oil Price Shocks, Macroeconomic Stability and Welfare in a Small Open Economy". *Research and Monetary Policy Department, Working Paper, Central Bank of Turkey*.

Weiss, L. M. (1980). "The Effects of Money Supply on Economic Welfare in the Steady State". *Journal of Econometrica*, 48(3),

Dynamics and Control, 22(3), 465–483.

Yavari, K. & Mehrnoosh, M. (2005). "The Welfare Cost of Inflation in Iran". *Iranian Economic Review*, 10(14), 111-117.

565-576.

Wu, Y. & Zhang, J. (1998). "Endogenous Growth and the Welfare Costs of Inflation: A Reconsideration". *Journal of Economic*

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۹۰-۷۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (79-90)

بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)

محمد اعظم رجبیان[۱]، *احمد صباحی[۲]، محمدرضا لطفعلی‌پور[۳]، مهدی بهنامه[۴]

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران
۲. دانشیار اقتصاد دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران
۳. استاد اقتصاد دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران
۴. استادیار اقتصاد دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۲/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۷/۷/۱)

The Effect of Macroeconomic Stability Indices Shocks on "TEPIX" by Bayesian VAR Model Approach

Mohammad Azam Rajabian[1], *Ahmad Sabahi[2], Mohammad Reza Lotfalipour[3], Mahdi Behnameh[4]

1. Ph.D. Student of Economics, Ferdowsi Universit, Mashhad, Iran
2. Associate Professor of Economics, Ferdowsi Universit, Mashhad, Iran
3. Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Ferdowsi University, Mashhad, Iran

(**Received:** 9/May/2018 **Accepted:** 23/Sep/2018)

چکیده:

پایداری اقتصاد کلان یکی از مهمترین مسائل اقتصادی کشور در سال‌های اخیر می‌باشد. چون اقتصاد با ثبات بالا در مواجهه با شوک‌های مخرب ایستادگی بیشتری داشته و کمتر متلاطم می‌شود. در این مقاله به بررسی تأثیر شوک‌های شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت بورس تهران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۷۹ پرداخته شده است. متدلوژی استفاده شده مدل خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) می‌باشد. تمامی مدل‌های بیزین مشتمل بر سه جزء اساسی تابع چگالی پیشین، تابع راستنمایی و تابع چگالی پسین است و بسته به اینکه از چه نوع تابع پیشینی در مدل استفاده شود، نتایج مختلفی به دست می‌آید. شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان شامل: نسبت کسری بودجه به GDP، شاخص فلاکت و نسبت کسری تراز تجاری به GDP می‌باشد. در نهایت با استفاده از تابع عکس‌العمل آنی اثر شوک‌های وارده بر شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان روی شاخص کل قیمت بورس برآورد شده است. نتایج نشان می‌دهد شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. این اثر مثبت پس از سه دوره افزایش، روند کاهشی دارد و پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت است که پس از افزایش تا دوره دوم روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. شوک تراز تجاری اثر مثبت اولیه ناچیز بر شاخص کل قیمت بورس دارد که بعد از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده است.

واژه‌های کلیدی: پایداری اقتصاد کلان، شاخص قیمت سهام، الگوی خودرگرسیون برداری بیزین.
طبقه‌بندی JEL: C53، F41، F47.

Abstract:

Sustainability of macroeconomics is one of the most important economic issues of the country in recent years. Stable economies are more resilient and less agitated while facing destructive shocks. In this paper, the impact of macroeconomic sustainability indices on the total price index of Tehran Stock Exchange (TEPIX) during the period of 2000-2016was investigated. The used methodology is Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR) model. All Bayesian models consist of three basic components of the prior density function, the function of the righting reflex and the function of the posterior density, and various results can be obtained depending on which type of function is used in the model. The macroeconomic sustainability indicators include: the ratio of budget deficit to GDP, the misery indicator, and the ratio of the trade deficit to GDP. Finally, using the instantaneous response function, the impacts of macroeconomic sustainability indicators on the total stock price index is estimated.The results show that the budget deficit of the government has a positive effect on the total stock price index. This positive effect has been declining after three periods and loses its effect after 8 periods. The impact of misery indicator on the total stock price index is also positive which its effect decreases and vanishes after the second and eighth periods, respectively. The trade balance impact has a negligible initial effect on the total stock price index, which has been declining after the third period despite of the first increase until the second period.

Keywords: Macroeconomic Stability, TEPIX, Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR).
JEL: C53, F41, F47.

* **نویسنده مسئول:** احمد صباحی
E-mail: sabahi@um.ac.ir

*Corresponding Author: Ahmad Sabahi

۱- مقدمه

در توصیف یک محیط اقتصاد کلان بر پنج شاخص نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ بهره، وضعیت مالی دولت و وضعیت تراز پرداخت‌ها تأکید می‌شود. در صورتی که کسری بودجه (به صورت نسبتی از GDP) در سطح معقولی باشد و نرخ تورم نیز کم و قابل پیش‌بینی باشد، نرخ واقعی ارز رقابتی و نزدیک به سطح تعادلی و وضعیت نرخ بهره و تراز پرداخت‌ها مناسب رشد و توسعه باشد، محیط اقتصاد کلان شرایط باثباتی خواهد داشت. این تصویری است که عموماً در کشورهای پیشرفته مشاهده می‌شود. در مقابل، کشورهای در حال توسعه غالباً با نرخ‌های تورم بالا، کسری بودجه فزاینده و ناپایدار، نوسانات شدید نرخ واقعی ارز و کسری مزمن تراز پرداخت‌ها مواجه هستند. ثبات اقتصاد کلان مبنای اصلی رشد پایدار اقتصادی است، زیرا پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری خصوصی را افزایش داده و با تقویت رقابت‌پذیری صادرات، تراز پرداخت‌ها را بهبود می‌بخشد. رشد پایدار اقتصادی مستلزم کارکرد آزاد و رقابتی قیمت‌ها و ایجاد یک محیط امن اقتصادی برای تشویق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی بوده است. در این ارتباط ثبات اقتصاد کلان می‌تواند نقش بسیار مؤثری داشته باشد. به‌علاوه ثبات اقتصاد کلان درباره جهت سیاست‌های اقتصادی و اعتبار متولیان پولی و مالی کشور در مدیریت کارآمد اقتصادی برای بخش خصوصی علائم مهمی به‌دنبال دارد (خلیلی‌عراقی و رمضانپور، ۱۳۸۰: ۱۴).

شوک‌های ثبات اقتصاد کلان بخش‌های مختلف اقتصاد را تحت تأثیر قرار می‌دهد. یکی از مهمترین بخش‌های اقتصاد هر کشور بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار است که نبض اقتصاد محسوب می‌شود و نوسانات آن می‌تواند سایر بخش‌های اقتصاد را متأثر سازد. از این رو بایستی میزان تأثیر پذیری بورس اوراق بهادار ایران از شوک‌های ثبات اقتصاد کلان مورد ارزیابی قرار گیرد تا در صورت نیاز اقدامات مقتضی صورت گیرد.

این مقاله در پنج بخش سازمان یافته است. پس از مقدمه در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق در رابطه با ثبات اقتصاد کلان و شاخص‌های آن و نحوه ارتباط آن با شاخص کل قیمت بورس ارائه شده است. در بخش سوم به روش شناسی تحقیق پرداخته و برآورد مدل در بخش چهارم ارائه شده است. بخش پایانی به نتیجه‌گیری و پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

ثبات اقتصاد کلان با متغیرهایی که با عدم تعادل مرتبط هستند مانند تغییرات قیمتی، کسری بودجه و بدهی دولت، پرداخت‌های تراز حساب‌های جاری، بیکاری و نرخ ارز اندازه‌گیری می‌شود. بریگاگلیو و همکاران[1] (۲۰۰۶: ۲۷۷) در مقاله همبستگی ثبات اقتصادی و انعطاف‌پذیری اقتصاد بیان می‌کند که ثبات در اقتصاد در ارتباط مستقیم بین برهمکنش تقاضا و عرضه کل در اقتصاد است، اگر وضعیت بودجه دولت متوازن، نرخ تورم قابل قبول و نرخ بیکاری به نرخ طبیعی نزدیک باشد، همچنین اقتصاد در شرایط توازن تراز تجاری قرار داشته باشد، انعطاف‌پذیری اقتصاد بالا خواهد بود. این متغیرها به شدت تحت تأثیر سیاست‌های اقتصادی هستند و می‌توانند شاخص‌های مناسبی برای انعطاف‌پذیری اقتصادی در مواجهه با شوک‌های مضر باشند. مؤلفه‌های ثبات اقتصادی مرتبط با شاخص انعطاف‌پذیری که به وسیله بریگاگلیو بیان شده است شامل نسبت کسری بودجه به GDP، شاخص فلاکت و نسبت کسری تراز تجاری به GDP می‌باشند.

در مورد اثرات اقتصادی کسری بودجه دولت دو دیدگاه عمده وجود دارد. دیدگاه سنتی و دیدگاه طرفداران نظریه برابری ریکاردویی. ازنظر طرفداران دیدگاه سنتی که مورد تأیید بسیاری از اقتصاددانان کلاسیک مانند مالتوس[2]، جان استوارت میل[3] ویلیام استنلی جونز[4]، و کنت آرو[5] است، کاهش مالیات به افزایش مصرف منجر می‌شود. پس‌انداز بخش خصوصی متناظر با کسری بودجه افزایش نمی‌یابد و پس‌انداز ملی کاهش می‌یابد. دلیل منطقی افزایش تقاضای مصرف‌کنندگان این است که وقتی سیاست کسری بودجه اعمال می‌شود و مالیات را به نسل‌های بعدی منتقل می‌کند، مصرف‌کنندگان (که در یک دوره زمانی محدود قرار دارند) احساس می‌کنند که ثروت آنها افزایش یافته است، بنابراین مصرف خود را افزایش می‌دهند. کینزین‌ها استدلالات خود را بر پایه دو فرض امکان عدم به‌کارگیری منابع تولید در سطح اشتغال کامل و کوتاه‌نگر بودن مصرف‌کنندگانی که دچار محدودیت نقدینگی هستند، مطرح نموده‌اند. فرض دوم کینزین‌ها بیان‌کننده این نکته است که مصرف نسبت به تغییرات درآمد قابل تصرف بسیار حساس

1. Briguglio et al. (2006)
2. Malthus
3. Mill
4. Stanley Jones
5. Kenneth Arrow

است. میل نهایی به مصرف در افراد کوتاه‌نگر زیاد است و سیاست کسری بودجه باعث افزایش مصرف می‌شود، زیرا افراد کسری بودجه را همچون ثروت خالص که می‌تواند تقاضای کل را افزایش دهد، در نظر می‌گیرند؛ بنابراین از دیدگاه کینزین‌ها کسری بودجه علیرغم این حقیقت که باعث بالا رفتن نرخ بهره می‌شود، ممکن است سبب رونق و رشد کلی اقتصاد گردد. از سوی دیگر سرمایه‌گذاری دولتی بالاتر می‌تواند سبب بهره‌وری کل سرمایه‌گذاری خصوصی شده و در نتیجه زمینه افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی را فراهم سازد. بنابراین از دیدگاه کینزین‌ها کسری بودجه دولت می‌تواند باعث افزایش در مصرف و سرمایه‌گذاری و همچنین افزایش تقاضای کل شود (جعفری‌صمیمی و اعظمی، ۱۳۹۱: ۱۵۳).

دیدگاه دیگر در مورد کسری بودجه، نظریه ریکاردین‌ها است که به برابری ریکاردویی[1] معروف است. این نظریه نخستین بار توسط دیوید ریکاردو[2] مطرح و در نهایت توسط رابرت بارو[3] تکمیل شد. این نظریه بر اساس دو فرض انتظارات عقلایی و فرض افق دید خانوارها، شکل گرفته است. چون دولت با کاهش مالیات‌ها و تأمین کسری بودجه از طریق استقراض در آینده مجبور می‌شود برای بازپرداخت بدهی‌های خود و بهره آنها مالیات‌ها را افزایش دهد. ریکاردو بر این عقیده بود که افزایش کسری بودجه، ناشی از افزایش هزینه‌های دولت بوده که به‌هرحال باید در زمان حال یا بعداً پرداخت شود. بنابراین کاهش مالیات‌ها که از سیاست کسری بودجه ناشی شده است، هیچ اثری بر مصرف و پس‌انداز ندارد و از این طریق سایر متغیرهای اقتصادی از جمله رشد اقتصادی را بدون تغییر باقی می‌گذارد (منکیو[4]، ۲۰۰۴: ۹۱).

در رابطه با تأثیر نرخ تورم بر بازار سهام، نتایج با ابهام مواجه است. ادبیات نظری در حال گسترش در این حوزه، سازوکارهایی را شرح داده است که به موجب آن حتی افزایش قابل پیش‌بینی نرخ تورم با توانایی بخش مالی در تخصیص کارآیی منابع تداخل دارد. از دیدگاه سنتی تورم و بازده اسمی سهام با یکدیگر رابطه مثبت دارد. بدین معنی که با افزایش تورم، بازده سهام نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند. به عبارت دیگر از این دیدگاه که مورد حمایت دانشمندانی نظیر ایروینگ فیشر[5] قرار گرفته است، سهام نسبت به تورم مقاوم بوده و به اصطلاح نوعی سپر تورمی تلقی می‌شود. نظریه‌های اخیر بر اهمیت عدم تقارن اطلاعات در بازارهای اعتباری تأکید می‌کند و نشان می‌دهد که چگونه افزایش نرخ تورم اثر منفی بر اصطکاک بازار اعتبارات داشته و پیامدهایی منفی بر عملکرد بخش مالی (اعم از بانک‌ها و بازار سهام) و به تبع آن بر فعالیت‌های بلندمدت بخش واقعی اقتصاد دارد (هیبنس و بروس[6]، ۱۹۹۸: ۳۷۸). از ویژگی‌های مشترک این نظریه‌ها آن است که آنها نوعی اصطکاک‌های اطلاعاتی را مد نظر قرار می‌دهند که به شدت درون‌زا می‌باشد. با توجه به این ویژگی، افزایش در نرخ تورم، نرخ بازده واقعی نه تنها پول، بلکه تمامی دارایی‌ها را به طورکلی پایین می‌آورد. کاهش ضمنی در بازده واقعی، اصطکاک بازار اعتبارات را تشدید می‌کند. از آنجایی که این اصطکاک بازار منجر به سهمیه‌بندی اعتباری می‌شود، سهمیه‌بندی اعتباری به همان اندازه منجر به افزایش تورم می‌گردد. در نتیجه بخش مالی وام‌های کمتری می‌دهد. در این صورت تخصیص منابع با کارایی کمتری همراه است، و فعالیت واسطه‌های مالی در نتیجه پیامدهای منفی مترتب بر سرمایه‌گذاری، کاهش می‌یابد. کاهش در تشکیل سرمایه به طور منفی بر عملکرد بلندمدت اقتصادی و فعالیت بازار سهام (جایی که درخواست مالکیت سرمایه معامله می‌شود) تأثیر می‌گذارد. ادبیات نظری در رابطه با پیامدهای ناشی از نرخ‌های بلندمدت و پایدار تورم بر بازار سهام را می توان به صورت زیر خلاصه نمود:

نرخ‌های بالاتر تورم با تورم بزرگ‌تر و تغییرپذیری بازده سهام مرتبط هستند. چندین آستانه تورم ممکن است رابطه بین تورم و شرایط بخش مالی را مشخص کند. هنگامی که تورم بیش از سطح بحرانی است، افزایش (بلندمدت) در نرخ تورم ممکن است هیچ تأثیری بر بخش مالی نداشته باشد. تورم بالا در بلندمدت، سطوح پایین فعالیت کوتاه‌مدت در بخش واقعی و نیز نرخ‌های رشد اقتصادی آهسته‌تر در بلندمدت را نتیجه می‌دهد.

تراز تجاری[7] که در برخی از منابع از آن به «خالص صادرات» یاد می‌شود، به تفاوت میان ارزش پولی واردات و

1. Ricardian Equivalence
2. David Ricardo
3. Robert Barro
4. Mankiw (2004)

۵. این دیدگاه که به فرضیه فیشر نیز معروف است را به ایرونیگ فیشر نسبت می‌دهند. برای مطالعه بیشتر رجوع شود به Irving Fisher, The Theory of Interest (Macmillan, New York) 1930

6. Huybens & Bruce (1998)
7. Balance of Trade

صادرات خروجی در طی یک دوره معین گفته می‌شود. از دیدگاه نظریه اقتصاد کلاسیک مانند دورنبوش و فیشر با طرح مدل‌های جریان‌گر[1] فرض می‌کنند که حساب جاری کشور و تراز تجاری دو عامل مهم تعیین‌کننده نرخ ارز هستند، در واقع، این مدل بر نقش نرخ ارز در رقابت صادراتی بین‌الملل تأکید دارد. بر این اساس، تغییرات در نرخ ارز با تحت تأثیر قرار دادن رقابت بین‌المللی و تراز تجاری بر متغیرهای واقعی اقتصاد مانند تولید و درآمد واقعی و نیز بر جریان نقدینگی آتی و جاری شرکت‌ها و قیمت سهام آنها تأثیر می‌گذارد. بر اساس این مدل، کاهش ارزش پول داخلی، صادرات بنگاه‌های داخلی در یک مقیاس بین‌المللی ارزان‌تر می‌شود. افزایش مزیت کالای تولید داخل و به دنبال آن، افزایش صادرات نیز به درآمد بالاتر منجر می‌شود؛ بنابراین، بر اساس مدل درونبوش و فیشر نرخ ارز با قیمت سهام رابطه مستقیم دارد (ابووفایی و چمبرز[2]، ۲۰۱۵: ۱۸). آدام اسمیت و دیوید ریکاردو در مکتب کلاسیکی به تأثیر مثبت تجارت در قالب مزیت‌های مطلق و نسبی تأکید داشتند. دهه‌های ۱۹۵۰، ۱۹۶۰ و ۱۹۷۰ میلادی سال‌های پیروی از اندیشه حمایت و اجرای مدل‌های رشد متکی بر جایگزینی واردات بود. در کنار این موج، برخی مکاتب و پژوهشگران مانند سالواتوره بر این عقیده تأکید می‌ورزیدند که کشورهای با اقتصاد باز بر کشورهای درون‌نگر در رشد اقتصادی پیشی خواهند گرفت. در دهه ۱۹۸۰، راهبردهای توسعه بر مبنای تغییر ساختار توصیه می‌شد که جزء اصلی آنها را کاهش موانع تجاری و آزادسازی تجارت خارجی تشکیل می‌داد. برخلاف استراتژی جایگزینی واردات، طرفداران استراتژی توسعه صادرات معتقدند که کشورهای در حال توسعه تا آنجا که امکان دارد باید درآمد صادراتی خود را افزایش داده و از محل آن اقدام به سرمایه‌گذاری و مصرف نمایند.

اقتصاددانانی نظیر رومر[3]، لوکاس[4]، گروسمن و هلپمن[5] پایه‌های نظری ارتباط مثبت بین تجارت خارجی و رشد اقتصادی را مطرح می‌کنند و چگونگی تأثیر پویا و مستمر تجارت خارجی بر نرخ رشد اقتصادی را نشان می‌دهند (ابریشمی و همکاران، ۱۳۸۹: ۲۴۴). کسری تراز تجاری که یکی از اجزاء تقاضای کل در اقتصاد محسوب می‌شود با کاهش تقاضا منجر به مازاد عرضه شده و تأثیر منفی بر تولید ناخالص داخلی خواهد گذاشت. همچنین کسری تراز تجاری منجر به مازاد تقاضا در بازار ارز خواهد شد و در نهایت در یک سیستم نرخ ارز شناور موجب افزایش نرخ ارز می‌شود. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بازار سرمایه را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین شوک‌های کسری تراز تجاری از کانال نرخ ارز بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار را تحت تأثیر قرار خواهند داد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

با توجه به اینکه در خصوص تأثیر کسری بودجه دولت بر بازار سرمایه کارهای تجربی زیادی انجام نشده است، به مطالعات تجربی پیرامون تأثیر کسری بودجه دولت بر رشد اقتصادی اشاره می‌شود. چرا که در صورت رشد اقتصادی، سودآوری شرکت‌ها نیز افزایش یافته و رونق بازار سرمایه را خواهیم داشت. بر اساس مطالعات انجام شده، رشد اقتصادی و شاخص کل قیمت بورس ارتباط مستقیم دارند.

برنچ[6] در مدل رگرسیونی خود از نرخ رشد سهام و تولیدات استفاده نمود. او به این نتیجه دست یافت که رشد تولیدات با رشد قیمت سهام ارتباط مثبت و معناداری دارد (برنچ، ۱۹۷۴: ۵۱).

فاما و همکاران[7] تلاش نمودند رابطه مثبت بین بازده سهام و تولید ناخالص ملی را نشان دهند و ارتباط بین بازده واقعی سهام و تولید ناخالص حقیقی را مثبت و معنی‌دار ارزیابی نمودند (فاما و همکاران، ۱۹۷۷: ۱۳۵).

کهو[8] (۲۰۱۰: ۹۹)، دلاوری و بصیر (۱۳۹۱: ۱۹)، زمردیان و همکاران (۱۳۹۴: ۹۸) رابطه بلندمدت کسری بودجه و عملکرد اقتصاد کلان را مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها در این مطالعات، به این نتیجه رسیدند که بین کسری بودجه و رشد اقتصادی در بلندمدت رابطه منفی وجود دارد.

فرح‌بخش و فرزین‌وش در مطالعه‌ای به بررسی اثر کسری بودجه بر رشد اقتصادی برای ۷۰ کشور با گروه‌های درآمدی مختلف پرداختند. نتایج این تحقیق حاکی از آن است که بین کسری بودجه و رشد اقتصادی در کشورهای با درآمد بالا ارتباطی وجود ندارد، اما این ارتباط برای کشورهای با درآمدهای متوسط و پایین برقرار است (فرح‌بخش و فرزین‌وش، ۱۳۸۸: ۱۸۸).

یونیدیس و کونتونیکاس[9] (۲۰۰۸) به بررسی تأثیر

1. Flow Oriented Models
2. Abouwafia & Chambers (2015)
3. Romer
4. Lucas
5. Grossman & Helpman
6. Branch (1974)
7. Fame et al. (1977)
8. Keho (2010)
9. Ionnidis & Kontonikas (2008)

سیاست‌های مالی بر قیمت‌های سهام در ۱۳ کشور OECD طی دوره ۲۰۰۲-۱۹۷۲ می‌پردازند. نتایج نشان می‌دهد که سیاست مالی بر بازدهی سهام اثر قابل توجهی دارد. بدین ترتیب که اگر سیاست مالی انبساطی باشد، قیمت سهام بیشتر می‌شود و فعالیت‌های اقتصادی آینده نیز افزایش می‌یابد و برعکس (یونیدیس و کونتونیکاس، ۲۰۰۸: ۴۱).

فلدستاین[1] (۱۹۸۰: ۸۴۳)، کوزیر و رحمان[2] (۱۹۸۸: ۷۶۹)، لی[3] (۱۹۹۲: ۱۵۹۸)، مارشال[4] (۱۹۹۲: ۱۳۲۷)، بادوخ و ریچاردسون[5] (۱۹۹۳: ۱۳۵۱) و لی[6] (۱۹۹۶: ۳۸) طی تحلیلی نشان دادند که رابطه معکوس بین تورم و قیمت سهام وجود دارد. اگرچه قیمت‌های سهام با توجه به افزایش نرخ تورم افزایش می‌یابد، اما نرخ بالای تورم می‌تواند باعث کاهش «قیمت واقعی سهام» گردد. گراهام[7] ارتباط بین بازده واقعی سهام و تورم را با استفاده از اطلاعات دوره بعد از جنگ جهانی دوم مورد مطالعه قرار داد. او دریافت که این ارتباط بی‌ثبات است. یعنی بازده واقعی سهام و تورم قبل از ۱۹۷۶ و بعد از ۱۹۸۲ منفی است، ولی رابطه مثبت بین این سال‌ها (۱۹۸۱-۱۹۷۶) وجود دارد. نتایج مربوط به رابطه تورم و بازده سهام با ابهام مواجه است. شاید ابهامات موجود به خاطر عدم استفاده از فرمول‌های استاندارد و یکنواخت برای محاسبه نرخ تورم یا به خاطر وجود انواع مختلف بازار از نظر کارا یا ناکارا بودن و دوره‌های زمانی مختلف و شرائط اقتصادی گوناگون باشد (گراهام، ۱۹۹۵: ۳۲).

آلاجیده و همکاران (۲۰۱۰: ۱۲)، کاتی (۲۰۱۰: ۶)، ژائو[8] (۲۰۱۰: ۱۱۰)، سوباری و صالیحو (۲۰۱۰: ۱۱۳)، زینیوند و همکاران (۱۳۹۴: ۴۸) نشان دادند علیرغم فقدان وجود رابطه علّی در بلندمدت، در کوتاه‌مدت کسری تراز تجاری منجر به افزایش نرخ ارز شده و در نتیجه شاخص قیمت سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

چینزر رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های GARCH-VAR برای آفریقای جنوبی بررسی نمود. یافته‌های وی نشان دهنده وجود رابطه دو طرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی‌داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد (چینزر، ۲۰۱۱: ۴۵).

بر اساس مطالعات تجربی ارتباط بین شاخص‌های پایداری اقتصاد کلان بر بورس اوراق بهادار دارای نتایج متفاوتی است. در این مطالعات تمامی شاخص‌های ثبات اقتصاد کلان به‌طور همزمان بر بازار سرمایه بررسی نشده‌اند. این مقاله بر مبنای دیدگاه بریگاگلیو از پایداری اقتصاد کلان، این متغیرها را به‌طور همزمان در یک الگوی خود بازگشت برداری بیزین مورد مطالعه قرار خواهد داد.

۳- روش شناسی

در این مقاله برای بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر بورس اوراق بهادار از الگوی خود بازگشت برداری بیزین (BVAR)[9] استفاده خواهد شد. الگوی BVAR کامل‌کننده سیستم معادلات هم‌زمان و الگوی خودبازگشت برداری (VAR) است. چرا که در سیستم معادلات هم‌زمان، مدل مبتنی بر نظریه ساخته می‌شود، اما به‌صورت پویا نیست. در حالی که الگوی VAR به‌صورت پویا است.

اندرس[10] (۱۹۹۵) بیان می‌دارد که الگوی VAR روش اقتصادسنجی مناسبی برای مطالعه روابط پویا بین متغیرهایی است که امکان وجود اثرات متقابل و مبهم بین آنها وجود داشته باشد (التجائی و ارباب افضلی، ۱۳۹۱: ۹۷). از آنجا که الگوهای VAR در ماهیت دارای پارامترهای زیادی برای تخمین هستند، ازاین رو، مشکل اساسی آنها فزونی پارامتر[11] و کاهش شدید درجه آزادی در تخمین ضرایب و بی‌معنی بودن است. این مسئله، به خصوص در نمونه‌های کوچک شدیدتر به نظر می‌رسد. بنابراین، با توجه به فقدان اطلاعات آماری وسیع و طولانی در ایران، استفاده از روش‌های خودرگرسیون برداری بدون انقباض ضرایب آن مفید نیست و می‌تواند به نتیجه‌گیری‌های اشتباه منجر شود. بنابراین باید به دنبال روشی برای انقباض صحیح ضرایب مدل خودرگرسیون برداری بود. یکی از روش‌های رو به گسترش و جدید در این زمینه استفاده از رویکرد بیزین است. روش بیزین با ترکیب باورهای اولیه محقق و اطلاعات موجود در داده‌ها به صورت خودکار به انقباض مدل‌های مختلف از جمله مدل‌های خودرگرسیون برداری می‌پردازد.

1. Feldstein (1980)
2. Cozier & Rahman (1988)
3. Lee (1992)
4. Marshall (1992)
5. Boundoukh & Richardson (1993)
6. Lee (1996)
7. Graham (1995)
8. Zhao (2010)
9. Bayesian Vector Auto Regressive (BVAR)
10. Enders (1995)
11. Over-Parameterization

پس از پژوهشی که لیترمن[1] (۱۹۸۶: ۲۸) و سیمز[2] (۱۹۸۰: ۳۸) در دانشگاه مینسوتا انجام دادند و بعداً انقلاب مینسوتا[3] نام گرفت، مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) به عنوان یک ابزار موفق و رایج در زمینه پیش‌بینی مورد توجه قرار گرفت. تمام مدل‌های بیزین از سه جزء اساسی تشکیل می‌شوند. تابع چگالی پیشین[4]، تابع راست نمایی[5] و تابع چگالی پسین[6]. از آنجا که بسته به نوع تابع پیشین مدل نتایج آن نیز متفاوت خواهد بود، انتخاب تابع پیشین مناسب در مدل‌های بیزین اهمیت زیادی دارد. توابع پیشین متعددی در مدل‌های خودرگرسیون برداری بیزین به‌کار گرفته شده‌اند که معروف‌ترین آنها تابع پیشین مینسوتا است که نخستین بار توسط دان، لیترمن و سیمز معرفی شد.

داده‌های این مقاله از بانک اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی ایران، بانک جهانی و بازار بورس اوراق بهادار تهران اخذ شده است. این داده‌ها به‌صورت فصلی بوده و دوره زمانی ۱۷ ساله از سال ۱۳۷۹ تا ۱۳۹۵ را شامل می‌شوند.

٤- نتایج برآورد مدل

پیش از برآورد الگو به روش BVAR باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، همه متغیرها دارای ریشه واحد یعنی I(1) هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند. نتایج آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل پس از تفاضل مرتبه اول در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مدل

متغیر	TEPIX	Budget	Stag	NX
	شاخص کل قیمت بورس	نسبت کسری بودجه دولت به GDP	شاخص فلاکت	نسبت کسری تراز تجاری به GDP
آماره آزمون	-۴/۰۲	-۵/۱۵	-۶/۰۵	-۷
مقدار بحرانی	-۲/۹۱۳	-۲/۹۱۳	-۲/۹۱۳	-۲/۹۱۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در تحلیل رگرسیون، یکی از شروط لازم برای اطمینان از کاذب نبودن نتایج برآورد مدل این است که تمام متغیرهای آن در سطح پایا I(0) باشند. اما اگر حداقل یکی از متغیرها I(1) بودند، باید آزمون هم‌جمعی[7] را اجرا نمود، در صورتی‌که متغیرها هم‌انباشته بودند و بردار هم‌جمعی وجود داشت، باز هم بدون هیچ نگرانی در خصوص کاذب شدن نتایج برآورد، می‌توان مدل را با متغیرهای سطح برآورد کرد (افلاطونی، ۱۳۹۵: ۵۷). وجود رابطه هم‌جمعی به این معنا است که متغیرها در طول زمان با هم حرکت می‌کنند و در بلندمدت توسط یک رابطه محدود شده‌اند. در چنین شرایطی امکان وجود رگرسیون کاذب از بین می‌رود (سوری، ۱۳۹۱: ۳۷). آزمون هم‌جمعی در پنج حالت (الگوی) مختلف انجام شده و به منظور اختصار فقط تعداد بردار هم‌جمعی بر اساس الگوهای مختلف در جدول (۲) گزارش شده است. این جدول، نشان می‌دهد که بر اساس آزمون هم‌جمعی جوهانسون در همه الگوها، حداقل یک بردار هم‌جمعی وجود دارد. از آنجا که وجود بردار هم‌جمعی در اینجا مورد تأیید قرار گرفت، از این‌رو می‌توان مدل را با متغیرهای سطح برآورد کرد.

جدول ۲. تعداد بردارهای هم‌جمعی در الگوهای مختلف مدل

	الگوی ۱	الگوی ۲	الگوی ۳	الگوی ۴	الگوی ۵
روند داده	بدون روند	بدون روند	روند خطی	روند خطی	درجه دوم
نوع آزمون	بدون C و T	با C و بدون T	با C و بدون T	با C و T	با C و T
اثر	۲	۲	۲	۱	۲
حداکثر مقدار ویژه	۱	۲	۲	۱	۱

در این جدول، C و T به ترتیب نشان‌دهنده عرض از مبدأ و روند زمانی است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

ابتدا باید وقفه بهینه متغیرها را به دست آورد تا آن را در برآورد مدل BVAR مورد استفاده قرار داد. وقفه بهینه بر اساس معیارهای مختلف تعیین شد که در جدول ۳ گزارش شده است. بر اساس معیارهای مختلف {معیار آکائیک[8] (AIC)، معیار شوارتز[9] (SC) و معیار حنان - کوئین[10] (HQ)}، وقفه‌ای که کمترین مقدار هر یک از معیارها را به خود اختصاص دهد، وقفه بهینه است. کم‌ترین وقفه در معیار شوارتز و معیار حنان -

1. Litterman (1986)
2. Sims (1980)
3. Minnesota
4. Prior Density Function
5. Likelihood Function
6. Posterior Density Function
7. Cointegration Test
8. Akaike information criterion (AIC)
9. Schwarz information criterion (SC)
10. Hannan – Quinn information criterion (HG)

کوئین مربوط به وقفه یک است. لذا مدل با یک وقفه برآورد می‌شود.

جدول ۳. تعیین وقفه بهینه توسط معیارهای مختلف در مدل

تعداد وقفه	معیار آکائیک (AIC)	معیار شوارتز (SC)	معیار حنان‌کوئین (HQ)
۱	۱۹	*۱۶	*۱۲
۲	*۱۸	۱۷	۱۸
۳	۲۱	۱۸	۲۲
۴	۲۸	۲۰	۲۱

*این علامت نشان‌دهنده وقفه بهینه است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

سؤالی که به هنگام وجود چند بردار هم‌جمعی مطرح می‌شود، این است که کدام یک از بردارهای هم‌جمعی باید به عنوان رابطه تعادلی بلندمدت انتخاب شود. در پاسخ باید گفت که آن بردار هم‌جمعی توسط محقق انتخاب می‌شود که دارای بهترین توجیه و تفسیر اقتصادی باشد (کریم‌زاده، ۱۳۸۳: ۸۵). از این رو، بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) به صورت زیر است:

جدول ۴. بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس

متغیر	TEPIX	Budget	Stag	NX
ضریب	1	۳۷/۷	-28	48
انحراف معیار		11	9	14
آماره t		3	-3	3

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بردار هم‌جمعی نشان داد شده در جدول ۴ به صورت $\sum a_i x_i = 0$ است. لذا باید TEPIX را در چپ معادله نگه داشت و بقیه متغیرها را به سمت راست معادله انتقال داد. همچنین در بلندمدت تمامی متغیرهای پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت تأثیر معنی‌داری دارند.

در چارچوب برآورد الگوی خودرگرسیون برداری و به‌طور کلی دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح دهندگی پارامترهای الگو اهمیت روش‌های تک معادله‌ای را ندارند. برآورد الگو تنها از این بعد اهمیت دارد که نتایج آزمون فروض کلاسیک برقرار باشد. لذا از لحاظ تفسیر ضرایب، تنها نتایج واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس است که می‌تواند محقق را در بیان چگونگی روابط بین متغیرها یاری رساند. با توجه به نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری بیزین اقدام به آزمون فروض کلاسیک شده است. یکی از فروض اساسی کلاسیک عدم وجود واریانس همسانی در جملات اخلال می‌باشد. برای انجام این آزمون از روش مرسوم وایت استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول شماره (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. آزمون واریانس ناهمسانی وایت

فرضیه صفر	آماره کای دو	احتمال تأیید فرضیه صفر
وجود واریانس همسانی	۱۲۵/۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود فرضیه صفر رد شده و به این مفهوم است که فرضیه کلاسیک عدم وجود واریانس همسانی در جملات اخلال برقرار است. یکی دیگر از آزمون‌های لازم آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلال است. نتایج این آزمون در جدول ۶ نشان داده شده است.

جدول ۶. آزمون خودهمبستگی بین جملات اخلال

فرضیه صفر	آماره ضریب لاگرانژ LM	احتمال تأیید فرضیه صفر
خودهمبستگی بین جملات اخلال	۲۱۵/۴	۰/۰۰۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود فرضیه صفر رد شده است که به مفهوم عدم وجود مشکل خودهمبستگی بین جملات اخلال خواهد بود و مدل از این بابت فاقد مشکل می‌باشد.

دو ابزار مهم و متداول در الگوهای خود بازگشت برداری (VAR) وجود دارد که در الگوی BVAR نیز به کار می‌روند. این دو ابزار که ساختار پویای مدل از طریق آنها مشخص می‌شود، عبارتند از توابع واکنش آنی (توابع عکس‌العمل تحریک)[1] و تجزیه واریانس[2] خطای پیش‌بینی.

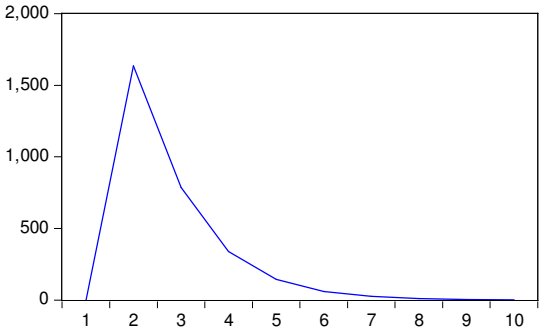
توابع واکنش به ضربه:

توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه معادلات در طول زمان به هنگام تکانه‌های وارده به اندازه یک انحراف معیار را نشان می‌دهد. به این معنا که در صورت اعمال تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در جزء تصادفی معادله مورد نظر، چه تغییری در متغیر وابسته الگو ایجاد می‌شود (بخشی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۱۵). در واقع تابع واکنش آنی مسیر زمانی آثار شوک‌های سایر متغیرها در الگوی تصحیح خطای برداری را بر یک متغیر خاص ردیابی می‌کند. به عبارت دیگر، این تکنیک به‌گونه‌ای طراحی شده است که چگونگی پاسخ یا

1. Impulse Response Function (IRF)
2. Variance Decomposition

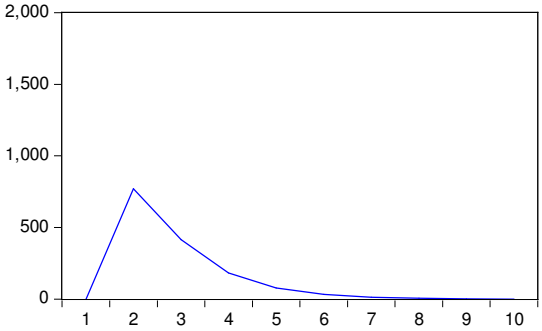
عکس‌العمل هر متغیر در طول زمان را در برابر شوک ایجاد شده در خودش یا شوک به‌وجود آمده در سایر متغیرها در سیستم معادلات VAR را تعیین می‌کند. به‌طور کلی، این تکنیک روابط پویای متغیرهای درون الگوی تصحیح خطای برداری را بیان می‌کند (صمدی و همکاران، ۱۳۸۸: ۳۳۵).

نمودار ۱ توابع واکنش به ضربه (IRF) شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به یک انحراف معیار در کسری بودجه دولت به GDP را طی ۱۵ دوره (فصل) نشان می‌دهد. واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک کسری بودجه دولت به GDP (Budget) نشان می‌دهد که شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. باید توجه داشت که این اثر مثبت پس از ۳ دوره افزایش، روند کاهشی دارد. این اثر پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. این بدان معناست که شوک کسری بودجه دولت باعث افزایش شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت می‌شود.



نمودار ۱. توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک کسری بودجه دولت به GDP

مأخذ: یافته‌های تحقیق

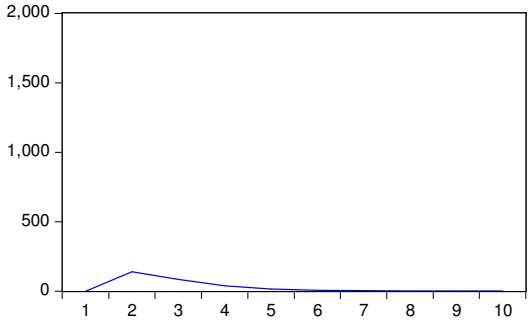


نمودار ۲. توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک شاخص فلاکت

مأخذ: یافته‌های تحقیق

واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک شاخص فلاکت (Stag) در نمودار ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت و با تأثیرگذاری پایین است. واکنش شاخص کل قیمت بورس به این شوک پس از افزایش تا دوره دوم، روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. بنابراین تأثیر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت مثبت است.

نمودار ۳ واکنش شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) نسبت به شوک کسری تراز تجاری به GDP (NX) را نشان می‌دهد. شوک این متغیر اثر ضعیف مثبت اولیه بر شاخص کل قیمت بورس دارد که پس از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده و در دوره ششم تأثیر شوک از بین خواهد رفت.



نمودار ۳. توابع واکنش به ضربه شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک کسری تراز تجاری به GDP

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ابزار مهم دیگر در این الگو، تجزیه واریانس است که نتایج آن نشان می‌دهد چه میزان از تغییرات غیر قابل پیش‌بینی هر متغیر توسط شوک‌های وارد شده از سوی متغیرهای الگو قابل توجیه است. به عبارت دیگر، تجزیه واریانس تغییرات در یک متغیر درون‌زا را نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زای دیگر تفکیک می‌کند (موسوی و سرخه‌دهی، ۱۳۹۲: ۱۴۰).

با استفاده از تجزیه واریانس، در این مقاله می‌توان بررسی کرد که انحراف معیاری که در شاخص قیمت بورس ایجاد خواهد شد، به چه مقدار توسط خودش و به چه مقدار توسط دیگر متغیرهای مدل توضیح داده می‌شود. تجزیه واریانس شاخص کل قیمت بورس در جدول ۷ گزارش شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در کوتاه‌مدت ۸۳ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس در دوره اول توسط وقفه‌های خودش توضیح داده می‌شود. این توضیح دهندگی در دوره دوم به ۶۹ درصد و در دوره چهارم به ۴۸ درصد می‌رسد. همچنین در دوره اول، کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری به ترتیب حدود ۱۱ و ۵ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس را توضیح

می‌دهند. از این رو مهمترین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس در کوتاه‌مدت هستند. اما در بلندمدت (پس از ۱۵ فصل) شدت توضیح‌دهندگی وقفه‌های شاخص کل قیمت بورس، کاهش یافته و به حدود ۱۸ درصد می‌رسد. اما بر میزان توضیح‌دهندگی کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری افزوده می‌شود. به طوری که در بلندمدت در بین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس، کسری بودجه دولت مهمترین نقش را داراست، زیرا حدود ۴۹ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس توسط این شاخص توضیح داده می‌شود. پس از آن، کسری تراز تجاری با ۳۱ درصد توضیح دهندگی دومین عامل تعیین‌کننده شاخص کل قیمت بورس است.

جدول ۷. تجزیه واریانس شاخص کل قیمت بورس

شوک← دوره ↓	انحراف معیار	شوک TEPIX	شوک Budget	شوک Stag	شوک NX
۱	۰/۲۳	۸۳/۳۴	۱۱/۳۲	۰/۰۳۱	۵/۳۱
۲	۰/۴۱	۶۸/۸۲	۱۸/۴۱	۰/۰۴۲	۱۲/۷۳
۳	۰/۵۳	۵۶/۲۳	۲۷/۸۵	۰/۰۳	۱۵/۸۹
۴	۰/۶۲	۴۷/۸۶	۳۳/۹۲	۰/۱۱	۱۸/۲۱
۱۰	۰/۷۱	۳۱/۱۵	۴۵/۱۸	۱/۸۶	۲۱/۸۱
۱۵	۰/۴	۱۷/۷۸	۴۹/۲۵	۲/۱۷	۳۰/۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله به تأثیر متغیرهای پایداری اقتصاد کلان بر شاخص کل قیمت بورس پرداخته شد. ابتدا مانایی متغیرها بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد مورد بررسی قرار گرفت. با توجه به اینکه با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، همه متغیرها دارای ریشه واحد یعنی I(1) هستند و با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند نگرانی در خصوص کاذب بودن رگرسیون وجود ندارد. در ادامه مدل تحلیلی به روش BVAR برازش و وقفه‌های بهینه استخراج گردید. وقفه بهینه را بر اساس معیارهای مختلف بدست آورده و در مرحله بعد آزمون هم‌جمعی انجام گرفت و بردار هم‌جمعی نرمال شده بر اساس شاخص کل قیمت بورس (TEPIX) استخراج شد. برآورد الگو تنها از این بعد اهمیت دارد که نتایج آزمون فروض کلاسیک برقرار باشد. لذا از لحاظ تفسیر ضرایب، تنها نتایج واکنش ضربه‌ای و تجزیه واریانس است که می‌تواند محقق را در بیان چگونگی روابط بین متغیرها یاری رساند. با توجه به نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری بیزین اقدام به آزمون فروض کلاسیک شد. نتایج حاصل از آزمون عدم وجود واریانس همسانی و خودهمبستگی بین جملات اخلال نشان می‌دهد مدل فاقد مشکل است. سپس توابع واکنش به ضربه و به منظور بررسی ساختار پویای مدل در الگوهای VAR، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استخراج گردید.

نتایج توابع واکنش به ضربه نشان می‌دهد شوک کسری بودجه دولت اثر مثبتی بر شاخص کل قیمت بورس می‌گذارد. این اثر مثبت پس از ۳ دوره افزایش، روند کاهشی دارد و پس از ۸ دوره تأثیر خود را از دست می‌دهد. این بدان معناست که شوک کسری بودجه دولت باعث افزایش شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت می‌شود که مطالعه یونیدیس و کونت ونیکاس نیز این رابطه را مورد تأیید قرار می‌دهد. اثر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس نیز مثبت و با تأثیرگذاری پایین است. واکنش شاخص کل قیمت بورس به این شوک پس از افزایش تا دوره دوم، روند کاهشی در پیش می‌گیرد و پس از ۸ دوره تأثیر آن از بین خواهد رفت. بنابراین تأثیر شوک شاخص فلاکت بر شاخص کل قیمت بورس در بلندمدت مثبت است. این نتیجه با نظریه فیشر مبنی بر اینکه با افزایش تورم، بازده سهام نیز به تناسب آن افزایش می‌یابد و در نتیجه بازده واقعی سهام ثابت می‌ماند، مطابقت دارد. به عبارت دیگر سهام نسبت به تورم مقاوم بوده و به اصطلاح نوعی سپر تورمی تلقی می‌شود. واکنش شاخص کل قیمت بورس نسبت به شوک تراز تجاری نشان می‌دهد که شوک این متغیر نیز تأثیر مثبت اما ضعیف بر شاخص کل قیمت بورس دارد که پس از افزایش اولیه تا دوره دوم، از دوره سوم کاهشی بوده و در دوره ششم تأثیر شوک از بین خواهد رفت. کاهش تراز تجاری منجر به افزایش نرخ ارز شده که این امر سوددهی شرکت‌های صادرات محور را افزایش داده و در نتیجه منجر به رشد شاخص کل قیمت بورس خواهد شد.

در کوتاه‌مدت ۸۳ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس در دوره اول توسط وقفه‌های خودش توضیح داده می‌شود. این توضیح دهندگی در دوره دوم به ۶۹ درصد و در دوره چهارم به ۴۸ درصد می‌رسد. همچنین در دوره اول، کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری به ترتیب حدود ۱۱ و ۵ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس را توضیح می‌دهند. از این رو مهمترین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس در

کوتاه‌مدت هستند. در بلندمدت (پس از ۱۵ فصل) شدت توضیح‌دهندگی وقفه‌های شاخص کل قیمت بورس، کاهش یافته و به حدود ۱۸ درصد می‌رسد. اما بر میزان توضیح‌دهندگی کسری بودجه دولت و کسری تراز تجاری افزوده می‌شود. در بین عوامل مؤثر بر شاخص کل قیمت بورس، کسری بودجه دولت مهمترین نقش را داراست، زیرا حدود ۴۹ درصد تغییرات شاخص کل قیمت بورس توسط این شاخص توضیح داده می‌شود. پس از آن، کسری تراز تجاری با ۳۱ درصد توضیح‌دهندگی دومین عامل تعیین‌کننده شاخص کل قیمت بورس است.

دولت می‌تواند از طریق سیاست‌های مالی انبساطی که منجر به کسری بودجه می‌شود تأثیرات مثبت بر بازار سرمایه و شاخص کل قیمت بورس بگذارد. هرچند این سیاست می‌تواند آثار مخربی در ثبات اقتصاد کلان نیز داشته باشد و دولت بایستی توازنی بین منافع و مضرات اجرای سیاست مالی انبساطی برقرار نماید.

همچنین سیاست‌های تجاری در صورتیکه منجر به کسری تراز تجاری شود موجب افزایش نرخ ارز شده و با وجود تأثیرات مثبت اندک در کوتاه‌مدت، در بلندمدت بر شاخص کل قیمت بورس اثر مثبت و قابل توجه خواهد گذاشت. افزایش نرخ ارز هرچند تأثیرات مثبتی بر بورس اوراق بهادار دارد اما ثبات اقتصاد کلان را به خطر می‌اندازد که در این مورد هم دولت بایستی نگرش همه جانبه‌ای داشته باشد.

منابع

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن و ایران نژاد، محمدرضا (۱۳۸۹). "بررسی اثر سیاست‌های آزاد تجاری بر رشد اقتصادی (مطالعه موردی کشورهای اسلامی)". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، ۲۵۷-۲۳۹.

افلاطونی، عباس (۱۳۹۵). "توان پایین سهامداران در پردازش اطلاعات و نقش آن در قیمت گذاری نادرست سهام شرکت‌ها". *مجله دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، شماره ۳۰، ۶۶-۵۵.

التجائی، ابراهیم و ارباب افضلی، محمد (۱۳۹۱). "اثر نامتقارن درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: کاربردی از الگوهای GARCH و SVAR". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، جلد ۲، شماره ۷، ۱۱۰-۸۹.

بخشی، پرویز؛ راحلی، حسین و قهرمان‌زاده، محمد (۱۳۹۵). "تأثیر شوک‌های درآمدهای نفتی و نااطمینانی ناشی از نوسان‌های نرخ ارز بر رشد بخش کشاورزی در ایران". *تحقیقات اقتصاد کشاورزی*، سال هشتم، شماره ۳، ۱۲۲-۱۰۱.

جعفری صمیمی، احمد و اعظمی، کورش (۱۳۹۱). "نااطمینانی اقتصاد کلان و اندازه دولت: شواهد کشورهای منتخب در حال توسعه". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، شماره ۳، ۱۶۸-۱۴۹.

خلیلی عراقی، منصور و رمضانپور، اسماعیل (۱۳۸۰). "اهمیت محیط با ثبات اقتصاد کلان". *مجله تحقیقات اقتصادی، دوره ۳۶، شماره ۱، ۲۸-۱.*

دلاوری، مجید و بصیر، سجاد (۱۳۹۱). "بررسی تأثیر بی‌ثباتی اقتصادی با تأکید بر کسری (مازاد) بودجه بر رشد اقتصادی در ایران". *دوفصلنامه اقتصاد پولی مالی*، شماره ۳، ۲۱-۱.

زمردیان، غلامرضا؛ شعبان‌زاده، مهدی و شریعت‌زاده، ایرج (۱۳۹۴). "بررسی اثرپذیری بازار سرمایه ایران از عدم اطمینان سیاست پولی و مالی". *فصل‌نامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، شماره ۲۵، ۱۰۶-۸۱.*

زینیوند، عبداله شایان؛ کاردگر، راضیه و کاظمی، ابوطالب (۱۳۹۴). "بررسی اثرات عدم تقارن و حافظه متغیرهای نرخ ارز و بازده قیمت سهام در ایران". *فصل نامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)، دوره ۱۲. شماره ۲، ۵۵-۲۳.*

سوری، علی (۱۳۹۱). "اقتصادسنجی همراه با کاربرد Eviews". تهران، نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم، چاپ پنجم.

صمدی، محمدتقی؛ تقی زاده، جاوید؛ کاشی تراش اصفهانی، زهرا و محمدی، مجید (۱۳۸۸). "نگرش دانشجویان رشته بهداشت محیط دانشگاه علوم پزشکی همدان نسبت به رشته تحصیلی و آینده شغلی". *مجله ایرانی آموزش در علوم، شماره ۹، ۳۳۶-۳۳۱.*

فرح‌بخش، ندا و فرزین‌وش، اسدا... (۱۳۸۸). "اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۸، ۱۹۲-۱۷۱.

کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۳). "تأثیر رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از

تکنیک همجمعی در اقتصاد ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد نظری، دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.

موسوی، میرحسین و سرخه دهی، فاطمه (۱۳۹۲). "اثرات نامتقارن شوک‌های نفتی بر مخارج دولت و سرمایه‌گذاری کاربردی از قاعده مورک". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۵۰*، ۱۴۱-۱۲۳.

Abouwafia, H. E. & Chambers, M. J. (2015). "Monetary Policy, Exchange Rates and Stock Prices in the Middle East Region". *International Review of Financial Analysis*, 37(1), 14–28.

Alagidede. P., Anagiotidis, T. P. & Zhang, X. (2010). "Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates". *Sterling Economics Discussion Paper*, 1-15.

Boudoukh, J. & Richardson, M. (1993). "Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective". *American Economic Review*, 83(5), 1346-1355.

Branch, B. (1974). "Common Stock Performance and Inflation: an International Comparison". *The Journal of Business, University of Chicago Press,* 47(1), 48-52.

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N. & BUGEJA, S. (2006). "Conceptualizing and Measuring Economic Resilience". University of Malta: Commonwealth Secretariat, 265-288.

Chinzara, Z. (2011). "Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa". *South African Journal of Economics*, 79(1), 27-49.

Cozier, B. & Rahman, A. H. (1988). "Stock Returns, Inflation and Real Activity in Canada". *Canadian Journal of Economics, Canadian Economics Association,* 21(4), 759-774.

Fama, E. Schwert, F. & William, O. (1977). "Assets Returnes and Inflations". *Journal of Financial Economics,* 5(2), 115-146.

Feldstein, M. (1980). "Inflation and the Stock Market". *American Economic Review*, 70(5), 839-847.

Graham, C. F. (1995). "Real Stock Return and Monetary Policy". *Applied Financial Economics*, 6, 29-35.

Grossman, G. & Helpman, E. (1991). "Quality Ladders in Theory of Growth". *Review of Economic Studies*, 58(1), 43-61.

Huybens, E. & Bruce, S. (1998). "Financial Market Frictions, Monetary Policy and Capital Accumulation in Small Open Economy". *Journal of Economic Theory,* 81(2), 353-400.

Ionnidis, C. & Kontonikas, A. (2008). "The Impact of Monetary Policy on the Stock Prices". *Journal of Policy Modeling*, 30(1), 33-53.

Keho, Y. (2010). "Budget Deficit and Economic Growth: Causality Evidence and Policy Implications for WAEMU Countries". *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences,* 18, 99-104.

Kutty. G. (2010). "The Relationship between Exchange Rates and Stock Prices: The Case of Mexico" *North American Journal of Finance and Banking Research*, 4(4), 1-12.

Lee, B. S. (1992). "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation". *The Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603.

Lee, U. (1996). "Further Empirical Test of the Proxy Effect Hypothesis: Some International Evidence". *Journal of International Financial Market Institution and Money*, 35-46.

Litterman, B. (1986). "Forecasting with Bayesian Vector Autoregression- Five Years of Experience". *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(1), 28-47.

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

Mankiw, N. G. (2004). "Principles of Microeconomics". 3rd. ed, South-Western

College Pub.

Marshall, D. A. (1992). "Inflation and Asset Returns in A Monetary Economy". *The Journal of Finance*, 47(4), 1315-1343.

Romer, P. (1986). "Increasing Returns and Long Run Growth". *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.

Sims, C. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48, 1-48.

Subair, K. & Salihu. O. M. (2010). "Exchange Rate Volatility and the Stock Market: The Nigerian Experience". *Adaramola Anthony Olugbenga Banking and Finance Department*, Ekiti State University.

Zhao, H. (2010). "Dynamic Relationship between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China". *Research in International Business and Finance*, 24(2), 103-112.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۰۸-۹۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (91-108)

مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا

محمدحسن قزوینیان[۱]، *کامبیز هژبرکیانی[۲]، علی دهقانی[۳]، فاطمه زندی[۴]، خلیل سعیدی[۵]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۲. استاد اقتصاد و عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات تهران، تهران، ایران
۳. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۴. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران
۵. استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۲/۱۸ پذیرش: ۱۳۹۷/۷/۱)

Comparative Comparison of the Effects of Shocks in Energy Consumption on CO2 Emissions and Economic Growth in Iran and Selected MENA Countries

Mohammad Hasan Ghazvinian[1], *Kambiz Hozhabr Kiani[2], Ali Dehghani[3], Fatemeh Zandi[4], Khalil Saeedi[5]

1. Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University, Tehran South Branch, Tehran, Iran
2. Professor of Economics and Faculty Member of Islamic Azad University, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran
5. Assistant Professor of Economics, Islamic Azad University, South Tehran Branch, Tehran, Iran

(Received: 19/Dec/2017 **Accepted:** 8/May/2018)

چکیده:

برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری در زمینه رشد اقتصادی به عنوان یکی از اهداف کلان اقتصادی، نیازمند توجه ویژه به بخش انرژی، محیط زیست و ارتباط آنها با تولید است. از این‌رو در این مقاله به بررسی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا با استفاده از رهیافت PVAR طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۲ و همچنین کشور ایران طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۵ با استفاده از روش VAR پرداخته شده است.

نتایج حاکی از آن است که شوک مصرف انرژی به‌طور متناسب ابتدا منجر به افزایش نسبتاً شدید و سپس کاهش در تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای منتخب منا می‌گردد و شوک مصرف انرژی ابتدا انتشار دی اکسید کربن را به‌طور ملایم افزایش داده و پس از آن منجر به کاهش آلودگی در دوره‌های بعدی و حرکت به سمت تعادل بلندمدت می‌گردد. همچنین در اقتصاد ایران یک شوک در مصرف انرژی ابتدا به شدت رشد اقتصادی افزایش یافته، پس از ۴ دوره شروع به کاهش نموده و سرانجام به سمت تعادل بلندمدت اولیه برمی‌گردد. سرانجام با یک شوک در مصرف کل انرژی، انتشار دی اکسید کربن، به‌طور ملایم افزایش یافته و سپس از دوره سوم شروع به کاهش می‌نماید.

واژه‌های کلیدی: مصرف کل انرژی، انتشار دی اکسیدکربن، رشد اقتصادی، کشورهای منتخب منا، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندیJEL: Q43، Q53، Q56.

Abstract:

Planning and policy making in the field of economic growth as one of the major macroeconomic goals requires special attention to the energy sector, the environment and its relation to production. Hence, in this paper, the effects of energy consumption shocks on carbon dioxide emissions and economic growth in selected countries of the MENA have been studied using the PVAR approach as well as Iran using the VAR method, and the results indicate that the energy shocks would initially lead to a relatively high increase and then a decrease in per capita GDP in the selected countries. The energy shock also initially increased carbon dioxide emissions and subsequently reduced pollution in subsequent periods and will move to the balance in long-term; also, in the Iranian economy, a shock to energy consumption first begans to sharply increase in economic growth after four periods, and eventually returns to a long-term equilibrium. Eventually, with a shock in total energy consumption, carbon dioxide emissions are mildly increased and then begin to decrease from the third period. Total energy consumption, foreign direct investment, labor force, and capital stock have a direct and significant relationship with economic growth, but carbon dioxide emissions have a significant negative relationship in Iran's economy.

Keywords: Total Energy Consumption, Carbon Dioxide Emissions, Economic Growth, MENA Countries, Iran's Economy.
JEL: Q43, Q53, Q56.

* **نویسنده مسئول:** کامبیز هژبرکیانی
E-mail: kianikh@yahoo.com

*Corresponding Author: Kambiz Hozhabr Kiani

۱- مقدمه

با افزایش میزان آلاینده‌های جوی و پدید آمدن اثر گلخانه‌ای، میانگین دمای هوا در نتیجه افزایش میزان دی‌اکسید کربن و گازهای گلخانه‌ای، به اندازه چند درجه افزایش خواهد یافت و این افزایش دما، روی آب و هوا، محیط زیست و اکوسیستم‌های مختلف کشورهای جهان تأثیر خواهد گذاشت (تیواری[1]، ۲۰۱۱: ۸۵). افزایش انتشار گازهای گلخانه‌ای در جو بیش از مقدار طبیعی آن باعث گرم شدن هر چه بیشتر آب و هوای کره زمین، از بین رفتن لایه محافظ زمین در مقابل اشعه‌های خطرناک خورشید و به خطر افتادن کل حیات طبیعی می‌شود. اگر مقدار گازهای گلخانه‌ای در جو بیش از حد طبیعی آن باشد، جو زمین گرم‌تر و گرم‌تر می‌شود و به دنبال آن دمای کره زمین بالا می‌رود بنابراین چالش‌های زیست محیطی به یکی از مهمترین دغدغه‌های سیاست‌گذاران تبدیل شده است. البته انتشار گازهای گلخانه‌ای تنها نوعی از انتشار آلودگی است و منعکس کننده تمام درجات آلودگی محیط زیست نیست (جیاکسین هه و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۱۳۴۵). انتشار گازهای گلخانه‌ای در حال افزایش است و در طی سه دهه گذشته به‌طور میانگین با نرخ ۱/۶ درصد در سال و انتشار دی اکسید کربن با نرخ ۱/۹ درصد در سال افزایش می‌یابد و در صورت فقدان اقدامات سیاستی روند انتشار این آلودگی‌ها همچنان افزایش خواهد یافت. غلظت دی اکسید کربن اتمسفر تقریباً[3] 100 ppm در سال ۲۰۰۵ رسید. کل دی اکسید کربن معادل غلظت دی اکسید کربن از همه گازهای گلخانه‌ای با عمر طولانی است و در حال حاضر حدود 455 ppm تخمین زده شده است (گزارش پانل بین دولتی تغییرات آب و هوایی[4]، ۲۰۱۶) پیش‌بینی می‌شود در قرن بیست و یکم دمای زمین به‌طور متوسط ۱ تا ۳/۵ درصد افزایش یابد (تیواری، ۲۰۱۱: ۸۵) چگونگی هماهنگ کردن رابطه میان اقتصاد، انرژی و محیط زیست و چگونگی بررسی توسعه و رشد آنها به مسئله مهم برای دولت و دانشگاه برای حل فوری آن تبدیل شده است (زو و همکاران[5]، ۲۰۱۷: ۱)

بررسی اثرات زیست محیطی مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران نیز با توجه به اتخاذ رویکرد رشد اقتصادی بالا با حفظ محیط زیست، مهم است. لذا، هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر شوک‌های مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن (آلودگی محیط زیست) و رشد اقتصادی ایران و کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا[6] می‌باشد. در طول سال‌های گذشته، عملکرد رشد ایران و منطقه منا در کل با وجود غنی بودن منابع طبیعی، رضایت‌بخش نبوده و با سایر کشورهای در حال توسعه همخوانی ندارد. در مقایسه با سایر مناطق جهان، نرخ رشد در ایران و کشورهای منا به میزان قابل ملاحظه‌ای پایین‌تر از مناطق فقیرنشین مانند کشورهای جنوب صحرای آفریقا بوده است. این نوسان تنها تا حدی ناشی از بی‌ثباتی سیاسی و اجتماعی، جنگ یا تغییرات قابل توجه در قیمت نفت است. علاوه بر این، این ناحیه به یک فرایند عجیب و غریب در حال توسعه تبدیل می‌شود (آندریانو و همکاران[7]، ۲۰۱۳: ۶۶۹).

این مقاله در ۵ بخش تنظیم شده است بخش اول مقدمه، پس از آن در بخش دوم ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و مروری بر مطالعات انجام شده پیشین و سپس در بخش سوم روش شناسی تحقیق و ارائه مدل و در بخش چهارم نتایج مدل‌ها و تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق و سرانجام در بخش پنجم بحث و جمع‌بندی و نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها خواهد بود.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

انرژی به عنوان یکی از نهاده‌های مهم تولید در بحث‌های اقتصاد کلان مطرح است. لذا تولید تابعی از نهاده نیروی کار، سرمایه و انرژی خواهد بود.

$$Q = f(K, L, E)$$

در این رابطه Q محصول ناخالص داخلی، K نهاده سرمایه، L نهاده نیروی کار و E انرژی است. همچنین فرض بر این است که در بین میزان استفاده از این نهاده‌ها و سطح تولید رابطه مستقیم وجود دارد، به بیان ریاضی:

1. Tiwari (2011)
2. He et al. (2014)
3. Parts Per Million
4. Intergovernmental Panel on Climate Change (2016)
5. Zuo et al. (2017)
6. Middle East and North Africa
7. Andreano et al. (2013)

$$\frac{\partial Q}{\partial K} \succ 0,\ \frac{\partial Q}{\partial L} \succ 0,\ \frac{\partial Q}{\partial E} \succ 0$$

مصرف انرژی و افزایش کارایی آن در دنیای حاضر فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر خود قرار می‌دهد؛ به طوری که می‌توان گفت روند شتابان توسعه اقتصادی و صنعتی در دهه‌های اخیر تا حدود زیادی متأثر از این امر است. در نتیجه، تجزیه و تحلیل رفتار مصرف انرژی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است.

برای نشان دادن رابطه بین متغیرهای تحقیق از تابع تولید کاب- داگلاس استفاده می‌شود که در آن تولید ناخالص داخلی بستگی به مقادیر متغیرهای درون‌زای FDI و انتشار CO2 دارد. در تابع تولید کاب- داگلاس موجودی سرمایه و نیروی کار به عنوان عوامل تولید مورد استفاده قرار می‌گیرد. همچنین تولید بستگی به مصرف انرژی نیز دارد و انتشار CO2 هم به‌طور مستقیم وارد تابع تولید کاب داگلاس می‌شود (نظیر مطالعات انور و نقویین[1] ۲۰۱۰: ۵۵۳ و انگ[2] ۲۰۰۸: ۲۷۱).

مطالعات متعددی در زمینه رابطه سه متغیر مصرف انرژی، آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی در جهان و همچنین در ایران صورت گرفته است که برخی از این مطالعات به‌طور خلاصه مربوط به سال‌های اخیر در زیر آورده شده است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

۲-۲-۱ مطالعات خارجی

آنتوناکاکیس و همکاران[3] در مقاله خود به بررسی مصرف انرژی (به تفکیک حامل‌های انرژی)، آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی در ۱۰۶ کشور با درآمد متفاوت با استفاده از مدل PVAR طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۷۱ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که انواع مختلف مصرف حامل‌های انرژی در رشد اقتصادی و انتشار گازهای گلخانه‌ای در گروه‌های مختلف کشورها ناهمگن است. علاوه بر این، علّیت بین رشد اقتصادی و مصرف کل انرژی دو طرفه است (آنتوناکاکیس و همکاران، ۲۰۱۵: ۸۰۸).

ماگازینو[4] در مقاله خود تحت عنوان رشد اقتصادی، انتشار CO2، مصرف انرژی در ترکیه و قفقاز جنوبی به بررسی روابط بین ۳ متغیر برای ترکیه و قفقاز با استفاده از روش PVAR طی دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۲ پرداخته است. وی از تکنیک PVAR ۳متغیره استفاده کرده و نتایج تجربی مطالعه وی حاکی از آن است که واکنش انتشار CO2 به مصرف انرژی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. علاوه بر این انتشار CO2 با یک وقفه اثر منفی و معنی‌دار روی GDP واقعی دارد و همچنین مصرف انرژی اثر مثبت با وقفه بر رشد اقتصادی دارد (ماگازینو، ۲۰۱۶: ۱۵۳)

کاتسویا[5] در مقاله خود با عنوان انتشار CO2، مصرف انرژی تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی: شواهدی از کشورهای در حال توسعه، با استفاده از مدل داده‌های پانلی۴۲ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۱-۲۰۰۲ به بررسی رابطه بین انتشار دی اکسید کربن، مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر و تجدیدناپذیر و رشد اقتصادی پرداختند و نتایج حاکی از آن است که مصرف انرژی‌های تجدیدپذیر اثر معکوس و مصرف انرژی‌های تجدید ناپذیر اثر مستقیم بر رشد اقتصادی این کشورها در بلندمدت دارد (کاتسویا، ۲۰۱۷: ۱).

زو و همکاران[6] در تحقیقی در مورد توسعه پایدار یک سیستم اقتصاد- انرژی- محیط زیست تحت سیستم پویا: مطالعه موردی ایالات چین، به این نتیجه رسیده است که توسعه بلندمدت در ایالات منتخب چین پایدار نیست اما می‌تواند از طریق تنظیم ساختار انرژی تغییر کند و افزایش در سرمایه‌گذاری در حفاظت از محیط زیست که می‌تواند محیط زیست را بهبود ببخشد کیفیت و تضمین رشد مداوم به جای رشد بیش از حد مصرف انرژی و تولید ناخالص داخلی را منجر شود (زو و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

۲-۲-۲- مطالعات داخلی

پژویان و لشکری‌زاده عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست محیطی در ۵۶ کشور منتخب با سطوح توسعه یافتگی متفاوت در دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۵ (پانل دیتا) را بررسی کردند. نتیجه مطالعه مشاهده نقش مهم ارتقای سطح تکنولوژی و بهبود شاخص‌های مربوط به اثر سیاسی در کاهش آلاینده‌ها، به رغم تأثیر مثبت رشد اقتصادی بر میزان آلاینده‌ها بود (پژویان و لشکری‌زاده، ۱۳۸۹: ۱۶۹).

مهرآرا و همکاران در مقاله خود تحت عنوان رابطه مصرف انرژی، آلودگی و درآمد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم داده‌های

1. Anwar & Nguyen (2010)
2. Ang (2008)
3. Antonakakis et al. (2015)
4. Magazzino (2016)
5. Katsuya (2017)
6. Zuo et al. (2017)

تابلویی به بررسی ارتباط بین مصرف سرانه انرژی و درآمد سرانه مبتنی بر فرضیه زیست محیطی کوزنتس برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ با استفاده از یک مدل رگرسیونی انتقال ملایم پانل برای ۱۳ کشور عضو اوپک پرداخته است. براساس نتایج بدست آمده فرضیه زیست محیطی کوزنتس تأیید می‌شود (مهرآرا و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۷۱).

کهنسال و شایان مهر در مقاله خود با عنوان آثار متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست: کاربرد الگوی معادلات همزمان فضایی داده‌های تابلویی، به بررسی اثر متقابل میان مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۱ پرداخته‌اند. نتایج بیانگر آن است که مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست هر کشور تحت تأثیر مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست کشورهای مجاور قرار دارد. همچنین بر اساس یافته‌های این پژوهش می‌توان بیان کرد یک رابطه علت و معلولی دو طرفه میان رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست و همچنین میان آلودگی محیط زیست و مصرف انرژی وجود دارد (کهنسال و شایان مهر، ۱۳۹۵: ۱۷۹).

به علت اهمیت موضوع مطالعات بسیاری در مورد بررسی رابطه بین مقدار انتشار CO2 و متغیرهای اقتصادی به ویژه تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در سطح جهانی طی چند دهه اخیر انجام گرفته است، مقاله حاضر مقایسه تطبیقی و وجود روابط علّیت بین متغیرها را علاوه بر بررسی شوک‌ها مورد توجه قرار داده است.

۳- روش شناسی

در این تحقیق برای گردآوری داده‌های مورد نیاز از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی (WDI)، داده‌های سازمان بین‌المللی انرژی (IEA) و همچنین از داده‌های آماری دنیای انرژی[1] مربوط به سال ۲۰۱۶ استفاده شده است.

تحقیق مورد نظر از نوع توصیفی، تحلیلی و استنتاجی بوده و از مبانی تئوریک و ابزارهای اقتصادسنجی استفاده می‌شود. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای Excel و Stata14.1 و Eviews9 و از مدل اقتصادسنجی خود توضیح برداری مبتنی بر داده‌های پانلی Panel VAR و مدل VAR برای ایران استفاده می‌شود.

۳-۱- مدل Panel VAR

الگوی خود توضیح برداری مبتنی بر داده‌های تابلویی سعی می‌کند تا رفتار یک متغیر را بر اساس مقادیر گذشته آن متغیر و تعدادی از متغیرهای مختلف دیگر به صورت همزمان و در قالب داده‌های تابلویی توضیح دهد. رویکرد Panel VAR توسط لاو و زیچینو در سال ۲۰۰۶ به عنوان جایگزینی برای الگوهای کلان سنجی معرفی گردید. الگوی Panel VAR بر اساس روابط تجربی که بین داده‌های تابلویی نهفته است پایه گذاری شده و به صورت فرم خلاصه شده سیستم معادلات همزمان مد نظر قرار می‌گیرد که هر کدام از متغیرهای درون زا بر روی وقفه‌های خود و وقفه‌های متغیرهای دیگر در سیستم رگرس می‌شود (هالتز و همکاران[2]، ۱۹۸۸: ۱۳۹۵-۱۳۷۱؛ لاو و زیچینو[3]، ۲۰۰۶: ۲۱۰-۱۹۰). در این مدل تابع عکس‌العمل تحریک را برآورد می‌کنند تا به کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اخلال (تحریک) معادلات مورد بررسی قرار دهند.

۳-۱-۱- توابع واکنش آنی

در مدل‌های VARجهت مطالعه روابط بین متغیرها، اثرات جملات اخلال غیرصفر یا شوک‌های وارده بر سیستم بررسی می‌شود. این نوع تحلیل به عنوان تحلیل واکنش تکانه‌ای شناخته می‌شود که در آن اثرات شوک وارده بر یک متغیر را بر سایر متغیرها بررسی می‌نماید.

۳-۱-۲- تابع تجزیه واریانس

در این تابع، خطای پیش‌بینی شده در ارتباط با هر یک از متغیرهای الگو، و سپس واریانس خطای پیش‌بینی، محاسبه شده و سهم هر یک از متغیرها در توجیه آن مشخص می‌شود. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود.

1. BP Statistical Review of World Energy

2. Holtz et al. (1988)
3. Love & Ziccino (2006)

۳-۲- مدل‌های مورد استفاده در تحقیق

با توجه به مزایای داده‌های تابلویی و مدل Panel VAR به طور کلی این تحقیق دارای ۲ مرحله است. در مرحله اول با استفاده از مدل Panel VAR و همچنین توابع واکنش آنی مربوط به آن، به بررسی اثر شوک مصرف کل انرژی بر آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی با استفاده از نرم‌افزار Stata14.1 پرداخته شده است (نیروی کار و سرمایه و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان متغیرهای کنترل در مدل قرار می‌گیرند).

$$\Delta \ln Y_{it} = \alpha_{1t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{1i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{1i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{1i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{1i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{1i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{1i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{1it}$$

$$\Delta \ln EC_{it} = \alpha_{2t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{2i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{2i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{2i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{2i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{2i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{2i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{2it}$$

$$\Delta \ln CO2_{it} = \alpha_{3t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{3i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{3i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{3i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{3i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{3i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{3i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{3it}$$

$$\Delta \ln K_{it} = \alpha_{4t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{4i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{4i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{4i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{4i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{4i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{4i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{4it}$$

$$\Delta \ln L_{it} = \alpha_{5t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{5i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{5i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{5i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{5i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{5i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{5i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{5it}$$

$$\Delta \ln fdi_{it} = \alpha_{6t} + \sum_{l=1}^{m} \beta_{6i,l} \Delta \ln Y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \gamma_{6i,l} \Delta \ln EC_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \delta_{6i,l} \Delta \ln CO2_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \xi_{6i,l} \Delta \ln K_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \eta_{6i,l} \Delta \ln L_{it-l} + \sum_{l=1}^{m} \sigma_{6i,l} \Delta \ln fdi_{it-l} + \varepsilon_{6it}$$

جامعه آماری این تحقیق کشورهای منتخب گروه منا[1] و همچنین ایران می‌باشد و بازه زمانی مورد استفاده در تحقیق برای کشورهای منتخب از سال ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶ و برای ایران ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۶ می‌باشد. برای تصریح مدل اقتصادسنجی از رهیافت تابع تولید استفاده می‌شود که مدل‌های اقتصادسنجی استفاده شده در این تحقیق با الهام از مقالات آنتوناکاکیس و همکاران[2] (۲۰۱۵)، عمری[3] (۲۰۱۳)، بورجو[4] (۲۰۱۳)، منیاه و ولدرافائل[5] (۲۰۱۰)، لانگ و همکاران[6] (۲۰۱۵) پاپیز[7] (۲۰۱۳) به‌صورت زیر به بررسی شوک‌های حاصل از مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن (آلودگی محیط زیست) و رشد اقتصادی در ایران با استفاده از توابع عکس‌العمل آنی[8] پرداخته شده و سرانجام با استفاده از تجزیه واریانس[9] برای مشخص نمودن نسبی میزان سهم و اهمیت تکانه یا شوک‌های ناشی از متغیر در تغییرهای خودش به تغییر سایر متغیرها اندازه‌گیری می‌شود. معادلات در حالت کلی به صورت بالا می‌باشند که در این معادلات، Y تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت ثابت سال پایه ۲۰۱۰، EC مصرف انرژی (بر حسب معادل بشکه نفت خام)، CO2 انتشار دی اکسید کربن بر حسب تن، K تشکیل سرمایه ثابت به دلار بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰، L نیروی کار، FDI سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به دلار بر حسب قیمت‌های ثابت سال ۲۰۱۰، i کشور، t زمان، l تعداد وقفه، m حداکثر طول وقفه می‌باشند.

٤- نتایج برآورد مدل

۴-۱- نتایج آزمون‌های کشورهای منتخب منا

۴-۱-۱- آزمون پایایی متغیرها

برای بررسی پایایی متغیرها در داده‌های تابلویی، آزمون‌های لوین، لین و چو[10]، ایم، پسران و شین[11]، ADF-Fisher[12]، PP-Fisher[13]، چوئی[14]، برایتونگ[15] و هاردی[16] معرفی شده‌اند.

با استفاده از آزمون ریشه واحد لوین، لین و چو (LLC) پایایی متغیرها بررسی شده است، نتایج به دست آمده از این آزمون در جدول (۱) ارائه شده است.

نتایج به دست آمده از جدول (۱) نشان می‌دهد که ارزش احتمال آماره آزمون لوین، لین و چو برای تمامی متغیرها حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد متغیرها می‌باشد و

۱. شامل کشورهای آذربایجان، الجزایر، ارمنستان، امارات، ایران، بحرین، پاکستان، ترکیه، تونس، عراق، عربستان، عمان، قطر، کویت، مصر و مراکش
2. Antonakakis et al. (2015)
3. Omri (2013)
4. Burcu (2013)
5. Menyah & Wolde-Rufael (2010)
6. Long et al. (2015)
7. Papiez (2013)
8. Impulse Response Function
9. Variance Decomposition
10. Levin, Lin & Chu
11. IM, Pesaran & Shin
12. Fisher-Type Test using Augmented Dickey-Fuller
13. Fisher-Type Test using Augmented Philips-Prawn
14. Choi
15. Breitung
16. Hardi

لگاریتم تمامی متغیرهای مدل در سطح داده‌های متغیرهـا پایـا می‌باشند.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون LLC

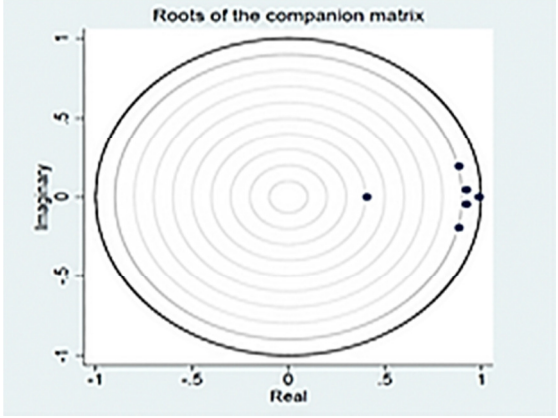
متغیر	علامت اختصاری	شرایط آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPPC	با عرض از مبدأ	-۱/۸۷**	۰/۰۳۰۶	I(0)
لگاریتم مصرف کل انرژی	LEC	با عرض از مبدأ	-۱/۹۲**	۰/۰۲۷	I(0)
لگاریتم انتشار دی اکسید کربن	LCO2	با عرض از مبدأ	-۲/۲۸**	۰/۰۱۱	I(0)
لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	LFDI	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۳۷***	۰/۰۸۴	I(0)
لگاریتم نیروی کار	LL	با عرض از مبدأ	-۸/۴۲*	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم سرمایه	LK	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۵۹***	۰/۰۵۹	I(0)

* و ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۱-۲- نتایج حاصل از برآورد مدل‌های مربوط بـه کشورهای منتخب منا

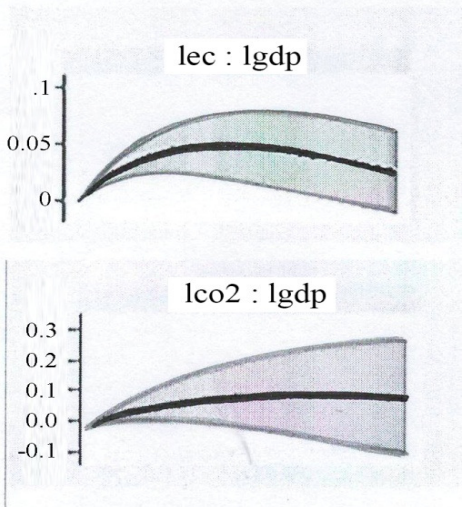
معمولاً مشکل می‌توان ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسـیون برداری را تفسیر کرد به ویژه وقتی که ضرایب بـا وقفـه یـک متغیر، تغییر علامت می‌دهند به همین خـاطر اسـت کـه تـابع عکس‌العمل را برآورد می‌کنند تا با کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحـراف معیـار تغییـر در جملـه اخـلال معادلات مورد بررسی قرار دهند. با توجـه بـه نتـایج حاصـل از برآورد وقفه بهینه کمتـرین مقـدار بـرای معیـار شـوارتز بیـزین (MBIC) و حنان کوئین (MQIC) در وقفه یک است. پـس از آن شرط پایداری مدل مورد بررسی قرار گرفـت. نمـودار (۱) نشان‌دهنده اینسـت کـه تمام ضرایب مقدار ویژه در داخل دایره واحد اسـت و مـدل PVAR شرط پایداری را دارد.



نمودار ۱. ریشه‌های ماتریس و شرط پایداری

۴-۱-۳- توابع عکس‌العمل آنی

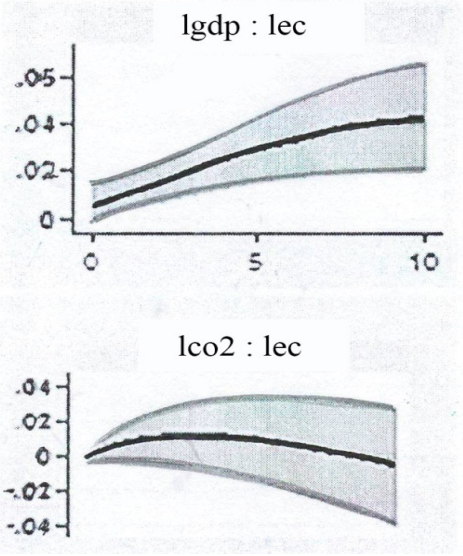
با توجه به نمودار (۲)، اثر شوک‌های مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن بر رشد اقتصادی بررسی می‌شونـد و نشان می‌دهد که شوک مصرف انرژی بـه‌طـور متناسـب در ابتـدا منجـر بـه افزایش نسبتاً شدید در تولید ناخـالص داخلـی سـرانه و سـپس کاهش آن در دوره‌های بعدی در کشورهای منتخب منا در طی دوره ۱۹۹۲ تـا ۲۰۱۶ مـی‌گـردد، همچنـین شـوک انتشـار دی اکسید کربن هم به‌طور ملایم منجر به افزایش تولیـد ناخـالص داخلی سرانه می‌گردد.



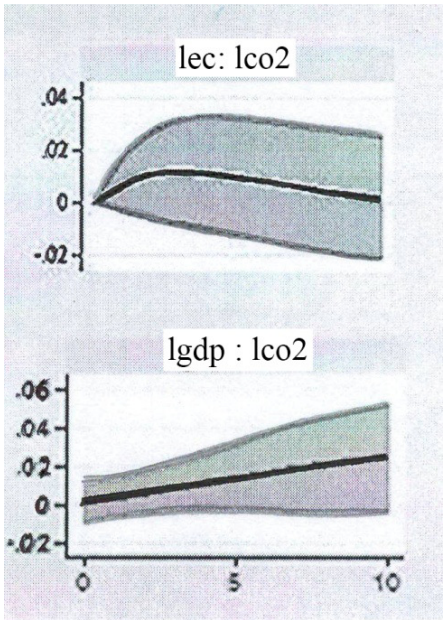
نمودار ۲. عکس‌العمل رشد اقتصادی نسبت به تغییرات مصرف کل انرژی و انتشار دی اکسید کربن

همچنـــین با توجه به نمودار (۳)، اثر شوک‌های رشـــد اقتصادی و انتشار دی اکسـید کـربن بـر مصـرف کـل انـرژی بررسی مـی‌شونـد و نشان می‌دهد که شوک افـزایش تولیـد

ناخالص داخلی، مصرف انرژی را در کشورهای منتخب منا به‌طور متناسب افزایش می‌دهد، همچنین شوک انتشار دی اکسید کربن هم به‌طور ابتدا منجر به افزایش مصرف کل انرژی در دوره‌های بعدی شده و سپس با کاهش اثر شوک به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.



نمودار ۳. عکس‌العمل انتشار دی اکسید کربن نسبت به تغییرات رشد اقتصادی و مصرف کل انرژی



نمودار ۴. عکس‌العمل انتشار دی اکسید کربن نسبت به تغییرات رشد اقتصادی و مصرف کل انرژی

سرانجام با توجه به نمودار (۴)، اثر شوک‌های رشد اقتصادی و مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن بررسی می‌شوند و نشان می‌دهد که شوک افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه منجر به افزایش نسبتاً ملایمی در انتشار آلودگی در کشورهای منتخب منا می‌گردد، همچنین شوک مصرف انرژی هم ابتدا انتشار دی اکسید کربن را افزایش داده و پس از آن منجر به کاهش آلودگی در دوره‌های بعدی و حرکت به سمت تعادل بلندمدت می‌گردد.

۴-۱-۴- تجزیه واریانس

در جدول (۲) نتایج حاصل از تجزیه واریانس مربوط به متغیرهای تحقیق برای کشورهای منتخب منا نشان داده شده است.

همان‌گونه که در جدول (۲)، مشاهده می‌شود بیشتر تغییرات رشد اقتصادی برای کشورهای منتخب منا طی دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۶، ناشی از روند گذشته خود متغیر است. در دوره دوم ۹۵ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر، ۰/۳درصد مربوط به مصرف کل انرژی می‌باشد، هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه رشد مصرف انرژی بیشتر می‌گردد و سرانجام ۰/۶ درصد از تغییرات رشد اقتصادی در دوره دوم مربوط به انتشار دی اکسید کربن می‌باشد و هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه انتشار دی اکسید کربن بیشتر می‌گردد.

همچنین بیشتر تغییرات مصرف کل انرژی ناشی از روند گذشته خود متغیر است. در دوره دوم ۹۵ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد و ۲ درصد مربوط به رشد اقتصادی می‌باشد و هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی مصرف انرژی بواسطه رشد اقتصادی بیشتر می‌گردد و سرانجام ۰/۸ درصد از تغییرات مصرف انرژی در دوره دوم مربوط به انتشار دی اکسید کربن می‌باشد.

سرانجام بیشتر تغییرات انتشار دی اکسید کربن ناشی از روند گذشته خود متغیر است. در دوره دوم ۸۹ درصد از تغییرات انتشار دی اکسید کربن مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد و ۰/۱ درصد مربوط به رشد اقتصادی می‌باشد و هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی انتشار دی اکسید کربن بواسطه رشد اقتصادی بیشتر می‌گردد و در نهایت ۱۰ درصد از تغییرات انتشار دی اکسید کربن در دوره دوم مربوط به مصرف انرژی می‌باشد.

جـدول ۲. نتـایج حاصـل از تجزیـه واریانس برای کشورهای منتخب منا

متغیر	دوره زمانی	LGDPPC	LEC	LCO2	LFDI	LL	LK
LGDPPC	0	0	0	0	0	0	0
	1	1	0	0	0	0	0
	2	0/9578	0/003	0/0067	0/024	0/001	0/0064
	5	0/7310	0/0029	0/1051	0/0888	0/0094	0/062
	10	0/46	0/0089	0/03589	0/1093	0/031	0/1236
LEC	0	0	0	0	0	0	0
	1	0/0093	0/99	0	0	0	0
	2	0/02	0/9528	0/0081	0/008	0/0002	0/0098
	5	0/1056	0/7882	0/03792	0/0232	0/0054	0/0393
	10	0/355	0/499	0/036	0/0384	0/0397	0/0305
LCO2	0	0	0	0	0	0	0
	1	0/0001	0/9906	0/9091	0	0	0
	2	0/00105	0/1037	0/8922	0/0024	0/000026	0/00044
	5	0/0119	0/143	0/829	0/0133	0/00005	0/0024
	10	0/0775	0/1679	0/717	0/0326	0/0018	0/0029

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

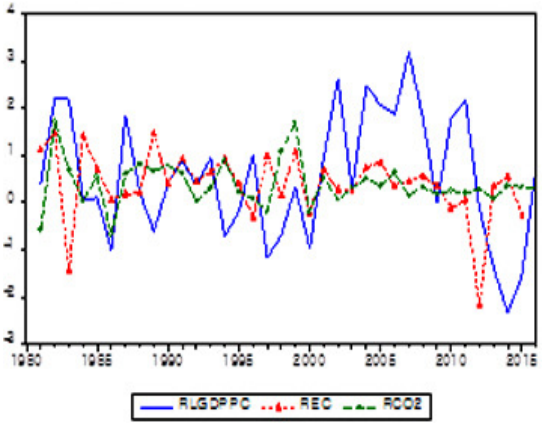
متغیرها	علامت متغیر	شرایط آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	LGDPPC	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۱۲	۰/۵۱	I(1)
	dLGDPPC	با عرض از مبدأ و روند	-۰/۴۳	۰/۰۰۶۲	
لگاریتم مصرف کل انرژی	LEC	با عرض از مبدأ و روند	-۰/۹۱	۰/۹۴	I(1)
	dLEC	با عرض از مبدأ و روند	-۷/۰۷۷	۰/۰۰۰۰	
لگاریتم انتشار دی اکسید کربن	LCO2	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۶۲	۰/۲۷	I(1)
	dLCO2	با عرض از مبدأ و روند	۰/۴۱	۰/۰۰۰۵	
لگاریتم نیروی کار	LLABOR	با عرض از مبدأ و روند	-۱/۸۱	۰/۶۶	I(1)
	dLLABOR	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۹۹	۰/۰۰۰۰	
لگاریتم موجودی سرمایه	LCAPITAL	با عرض از مبدأ و روند	-۲/۲۴	۰/۴۵	I(1)
	dLCAPITAL	با عرض از مبدأ و روند	-۴/۶۹۲	۰/۰۰۳۲	
لگاریتم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	LFDI	با عرض از مبدأ	-۰/۸۷	۰/۷۸	I(1)
	dLFDI	با عرض از مبدأ و روند	-۱۰/۱۰۶	۰/۰۰۰	

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۲- نتایج بدست آمده از اقتصاد ایران

۴-۲-۱- بررسی روند رشد اقتصادی، مصـرف کـل انرژی و انتشار دی اکسید کربن

نمودار (۵) نشان‌دهنده این واقعیت است کـه در اقتصـاد ایـران میزان تغییرات رشد اقتصادی در دامنه بیشتری نسبت بـه رونـد رشد مصرف کل انرژی و انتشار آلودگی مابین سال‌هـای ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۵ در نوسان بوده است. همچنین در اکثر سـال‌هـا رونـد تغییرات این سه متغیر همسو بوده است. بـه‌عنـوان مثـال طـی سـال‌هـای ۱۹۸۲-۱۹۸۱ و ۱۹۹۲-۱۹۹۰ و ۲۰۰۱-۱۹۹۸، در سال‌های اخیر مثلاً از سال ۲۰۰۵ تـا ۲۰۱۵ انتشـار دی اکسـید کربن نوسانات بسیار اندکی دارد ولی رشد اقتصـادی طـی ایـن دوره دو بار در طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۰۹ و ۲۰۱۱ تـا ۲۰۱۴ رکود بزرگی را تجربه کرده است و رکود اخیر تا حدی متـأثر از کاهش مصرف کل انرژی طی ۲۰۱۰ تا ۲۰۱۲ بوده ولی پس از آن با افزایش مصرف انرژی با تاخیر دو دوره‌ای، رشد هم شروع به افزایش نموده است.



نمودار ۵. روند رشد اقتصادی، مصرف کل انرژی و انتشار دی اکسید کربن

۴-۲-۲- نتایج آزمون پایایی متغیرهای مدل

قبل از برآورد مدل لازم است تا پایایی داده‌ها مورد بررسی قرار گیرد. از این رو پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است.

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بدین صورت است که تمامی متغیرها پس از یکبار تفاضل گیری و با درجه همگرایی یک پایا می‌شوند.

۴-۲-۳- انتخاب الگوی مناسب

به منظور برآورد تعادل بلندمدت به روش جوهانسن – جوسیلیوس، ابتدا مرتبه ی جمعی بودن متغیّرها تعیین می‌شود. سپس، برای تعیین تعداد وقفه ی بهینه از معیار شوارتز – بیزین استفاده می‌شود. برای تعیین تعداد بردارهای هم جمعی از آزمون اثر[1] و آزمون حداکثر مقدار ویژه[2] استفاده خواهد شد.

۴-۲-۴- تعیین تعداد بردارهای هم جمعی

نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه در جدول (۴) ارائه شده است.

براساس نتایج جدول (۴) می‌توان وجود دو بردار همگرا را برای آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه پذیرفت.

جدول ۴. تعیین تعداد بردارهای همگرا براساس آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه

H_0	H_1	λtrace	مقایر بحرانی در سطح ٪۹۵	λmax	مقایر بحرانی در سطح ٪۹۵
$r = 0$	$r \geq 1$	142/9	83/93	69/10	36/63
$r \leq 1$	$r \geq 2$	73/802	60/06	44/37	30/43
$r \leq 2$	$r \geq 3$	29/424	40/11	14/29	24/15
$r \leq 3$	$r \geq 4$	15/131	24/27	7/57	17/79
$r \leq 4$	$r \geq 5$	7/560	12/32	6/40	11/22
$r \leq 5$	$r \geq 6$	1/151	4/12	۱/۱۵	4/12

۴-۲-۵- تعیین مرتبه ی جمعی بودن متغیّرهای الگو

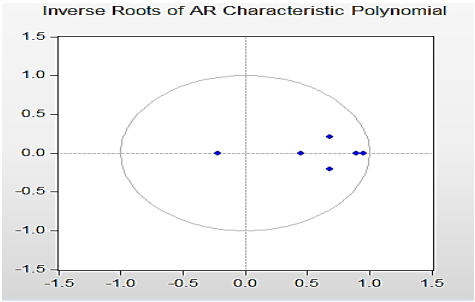
خلاصه نتایج آزمون دیکی فولر که در جدول (۴) آمده است، نشان می‌دهد که متغیّرهای الگو جمعی از مرتبه یک هستند.

۴-۲-۶- تعیین تعداد وقفه ی بهینه

با استفاده از معیار شوارتز – بیزین، حداکثر طول وقفه یک می‌باشد.

۴-۲-۷- شرط پایداری مدل VAR

نمودار (۶) نشان دهنده این است که تمام نقاط در داخل دایره واحد است و مدل VAR شرط پایداری را دارد.



نمودار ۶. شرط پایداری مدل VAR

۴-۲-۸- بردارهای همجمعی و تعیین رابطه بلندمدت

با توجه به نتایج آزمون همجمعی جوهانسن – جوسیلیوس که وجود دو بردار هم انباشتگی را نشان می‌دهد ولی فقط بردار مربوط به جدول (۴) با تئوری‌های اقتصادی سازگاری دارد.

1. λtrace
2. λmax

مصرف انرژی، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، نیروی کار و موجودی سرمایه رابطه مستقیم و معنی داری با رشد اقتصادی دارد و انتشار دی اکسید کربن رابطه معکوس و معنی داری با رشد اقتصادی ایران دارد.

روابط بلندمدت برآورد شده را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

LGDPPC=۱/۷۱LEC-۰/۸۶LCO2+۰ /۱۴ LFDI +۰/۴۱LK + ۰ /۵۲LL

SE: (۰/۳۲) (۰/۳۴) (۰/۰۱) (۰/۰۹) (۰/۱۵)

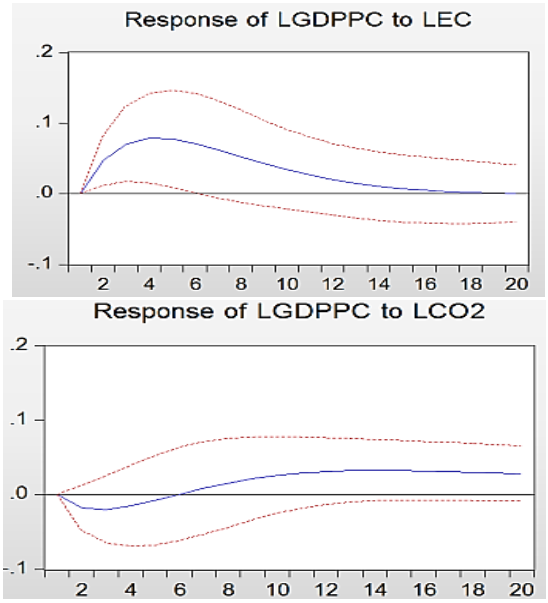
۴-۲-۹- برآورد الگوی تصحیح خطا

این الگو نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی است که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر در کوتاه‌مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا ۰/۴۳۳- برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر دوره ۴۳ درصد از عدم تعادل رشد اقتصادی در جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

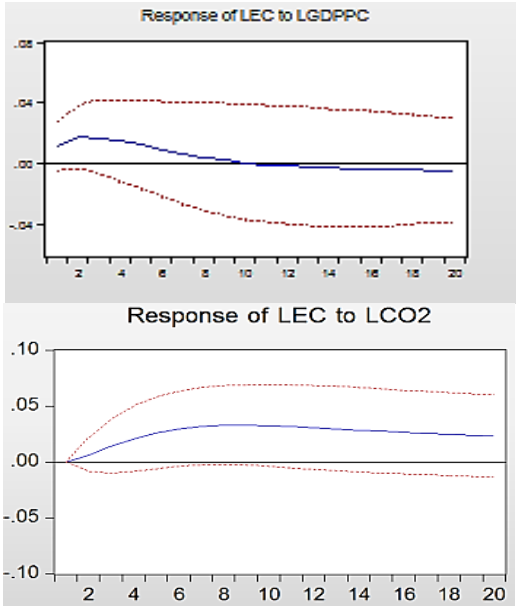
۴-۲-۱۰- توابع عکس‌العمل آنی (ضربه و پاسخ)

در بررسی عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر روی متغیرهای دیگر بررسی می‌شود، نمودار (۷) عکس‌العمل رشد اقتصادی را نسبت به یک انحراف معیار شوک مصرف انرژی و انتشار دی اکسید کربن را نشان می‌دهد. با یک شوک در مصرف انرژی ابتدا به شدت رشد اقتصادی افزایش یافته پس از ۴ دوره شروع به کاهش کرده و سرانجام به سمت تعادل بلندمدت اولیه برمی‌گردد. همچنین با یک شوک در انتشار دی اکسید کربن، رشد اقتصادی کاهش یافته و پس از دو دوره شروع به افزایش کرده و به سمت تعادل بلندمدت خود حرکت می‌کند.

نمودار (۸) عکس‌العمل مصرف انرژی را نسبت به یک انحراف معیار شوک رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن را نشان می‌دهد. با یک شوک در رشد اقتصادی ابتدا در یک دوره مصرف انرژی افزایش یافته و سپس کاهش می‌یابد و به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند. همچنین با یک شوک در انتشار دی اکسید کربن، مصرف کل انرژی به‌طور ملایم افزایش یافته و این روند پس از چند دوره به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند.



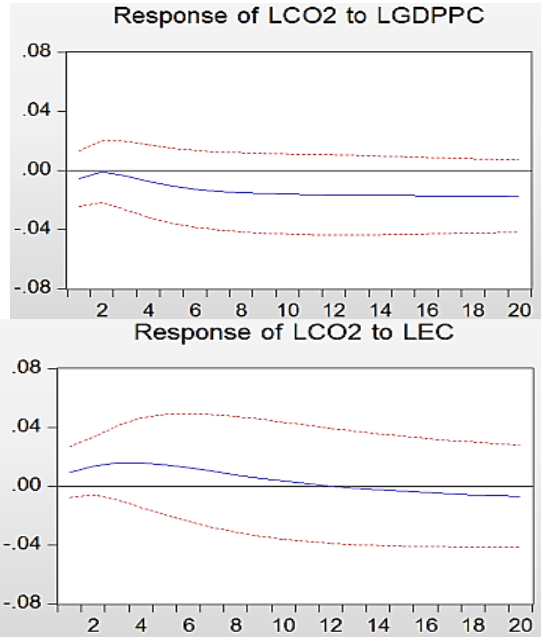
نمودار ۷. عکس‌العمل رشد اقتصادی نسبت به تغییرات مصرف کل انرژی و انتشار دی اکسید کربن



نمودار ۸. عکس‌العمل مصرف انرژی نسبت به تغییرات رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن

نمودار (۹) عکس‌العمل انتشار دی اکسید کربن را نسبت به یک انحراف معیار شوک رشد اقتصادی و مصرف انرژی را نشان می‌دهد. با یک شوک در رشد اقتصادی ابتدا آلودگی محیط زیست برای یک دوره کوتاه‌مدت افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد که دقیقا مصداق منحنی زیست محیطی کوزنتس می‌باشد و این روند تا حرکت به سمت تعادل بلندمدت

همچنان ادامه پیدا می‌کند. همچنین با یک شوک مصرف کل انرژی، انتشار دی اکسید کربن، به‌طور ملایم افزایش یافته و سپس از دوره سوم شروع به کاهش می‌نماید.



نمودار ۹. عکس‌العمل انتشار دی اکسید کربن نسبت به تغییرات رشد اقتصادی و مصرف کل انرژی

۴-۲-۱۱- تجزیه واریانس

این روش برای توصیف پویایی یک مدل بکار می‌رود و نشان دهنده درصد توضیح دهندگی هر یک از متغیرها از تغییرات متغیر وابسته طی زمان می‌باشد. در جدول (۵) تجزیه واریانس متغیر رشد اقتصادی مشاهده می‌شود. در شروع دوره مورد بررسی ۱۰۰ درصد تغییرات متغیر رشد اقتصادی توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در دوره دوم، تقریباً حدود ۸۵ درصد از تغییرات رشد اقتصادی توسط خود متغیر رشد اقتصادی، ۶/۷ درصد مصرف انرژی و ۱ درصد از تغییرات توسط انتشار دی اکسید کربن و بقیه توسط نیروی کار و سرمایه توضیح داده می‌شود. دوره‌های بعدی نیز به همین ترتیب تفسیر می‌شوند.

در ادامه با توجه به جدول (۶) که نشان‌دهنده تجزیه واریانس مصرف کل انرژی می‌باشد، در شروع دوره مورد بررسی ۹۵/۸ درصد تغییرات متغیر مصرف انرژی توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در دوره دوم، حدود ۹۲/۱ درصد از تغییرات مصرف کل انرژی توسط خود متغیر، ۰/۴۵ درصد توسط انتشار دی اکسید کربن و ۰/۵۹ درصد از تغییرات توسط رشد اقتصادی توضیح داده می‌شود. دوره‌های بعدی نیز به همین ترتیب تفسیر می‌شوند.

جدول ۵. تجزیه واریانس رشد اقتصادی

دوره زمانی	LGDPPPC	LK	LL	LFDI	LEC	LCO2
1	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰
2	۸۵/۹۷	۳/۰۶۳	۰/۰۵۲	۳/۱۶۷۰	۶/۷۳۸۸	۱/۰۰۴۸
10	۴۰/۲۳۸	۷/۰۶۱۰	۰/۴۴۳	۷/۵۶۴	۴۱/۶۳۷	۳/۰۶۵۳
20	۳۴/۲۵۲۵	۱۱/۱۱۲۴	۰/۶۹۴۲	۶/۳۴۴۹	۳۵/۵۷۴	۱۲/۰۲۱
30	۳۲/۴۳۳	۱۲/۱۸۹	۱/۱۴۰	۵/۸۱۳۳	۳۲/۶۲۶۱	۱۵/۷۹۷۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۶. تجزیه واریانس مصرف کل انرژی

دوره زمانی	LGDPPC	LK	LL	LFDI	LEC	LCO2
1	۰/۱۱۷	۱/۲۹۹	۲/۰۰۶۸	۰/۷۵۱۳	۹۵/۸۲۴۶	۰/۰۰۰
2	۰/۵۹۰	۴/۷۲۰	۱/۲۸۳۸	۰/۷۵۳۹	۹۲/۱۹۲	۰/۴۵۸۴
10	۱۰/۷۴۶۹	۱۹/۹۴۳۸	۲/۱۱۳۹	۰/۷۱۲۵	۴۲/۸۴۳	۲۳/۶۳۹
20	۱۳/۳۶۶	۲۰/۴۲۷	۴/۲۷۲	۰/۵۳۲۸	۲۸/۷۴۹	۳۲/۶۵۱
30	۱۶/۰۴۷	۱۹/۱۱۱	۵/۸۱۲	۰/۵۹	۲۴/۵۸۲	۳۳/۸۵۶

مأخذ: محاسبات تحقیق

سرانجام با توجه به جدول (۷) که نشان‌دهنده تجزیه واریانس انتشار دی اکسید کربن می‌باشد، در شروع دوره مورد بررسی ۸۱/۴ درصد تغییرات متغیر انتشار دی اکسید کربن توسط خود آن متغیر توضیح داده می‌شود. در دوره دوم، حدود ۷۴/۹ درصد از تغییرات انتشار دی اکسید کربن توسط خود متغیر، ۵ درصد توسط مصرف کل انرژی و ۰/۶۷ درصد از تغییرات توسط رشد اقتصادی توضیح داده می‌شود. دوره‌های بعدی نیز به همین ترتیب تفسیر می‌شوند.

جدول ۷. تجزیه واریانس انتشار دی اکسید کربن

دوره زمانی	LGDPPC	LK	LL	LFDI	LEC	LCO2
1	۱/۲۱۷	۸/۱۲۴	۰/۳۴۸	۵/۷۶۴	۳/۰۵۶۶	۸۱/۴۸۷
2	۰/۶۷۳۴	۱۵/۳۹	۰/۸۵۰۳	۳/۰۷۶	۵/۰۹۶۶	۷۴/۹۱۱
10	۵/۷۴۹	۲۲/۳۰۵	۲/۶۸۸	۱/۶۱۸	۵/۶۲۷	۶۲/۰۱۱
20	۱۰/۱۹۹	۲۲/۵۶۴	۴/۴۸۸	۰/۹۱۸	۳/۵۸۴	۵۸/۲۴۴
30	۱۳/۵۷۴	۲۱/۰۳۲	۵/۹۹۵	۰/۸۰۵	۴/۲۴	۵۴/۳۵۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- نتایج آزمون علّیت گرنجر

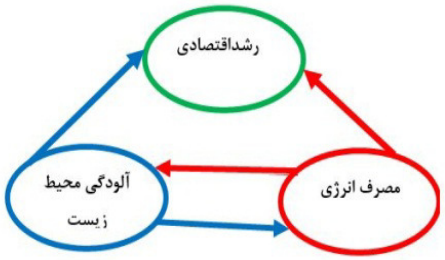
نتایج آزمون علّیت گرنجر برای کشورهای منتخب منا و ایران به‌صورت جدول (۸) می‌باشد.

نتایج آزمون‌های علّیت نشان‌دهنده اینست که در کشورهای منتخب منا رابطه علّیت یک طرفه از رشد اقتصادی به مصرف کل انرژی، همچنین رابطه علّیت دو طرفه بین انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی و سرانجام رابطه علّیت یک طرفه از مصرف انرژی به آلودگی محیط زیست وجود دارد. در اقتصاد ایران نیز رابطه علّیت یک طرفه از مصرف کل انرژی و انتشار دی اکسید کربن به رشد اقتصادی و رابطه علّیت دو طرفه بین مصرف کل انرژی و انتشار دی اکسید کربن وجود دارد. در نمودارهای (۱۰) و (۱۱) روابط علّی بین متغیرها نشان داده شده است.

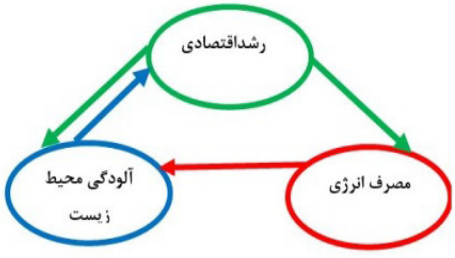
جدول ۸. نتایج آزمون علّیت گرنجر

	آزمون علّیت گرنجر پنلی برای کشورهای منتخب منا			آزمون علّیت گرنجر ایران		
فرضیه صفر	آماره	سطح احتمال	نتایج	آماره	سطح حتمال	نتایج
مصرف کل انرژی علّت رشد اقتصادی نیست	۱/۴۳	۰/۲۳	عدم رد فرض صفر	۳/۵۶	۰/۰۵۸	رد فرض صفر
آلودگی محیط زیست علّت رشد اقتصادی نیست	۱۹/۴۵	۰/۰۰۰	رد فرض صفر	۳/۱۳	۰/۰۷۶	رد فرض صفر
رشد اقتصادی علت مصرف کل انرژی نیست	۲۱/۰۹	۰/۰۰۰	رد فرض صفر	۰/۵۱	۰/۴۷	عدم رد فرض صفر
رشد اقتصادی علّت آلودگی محیط زیست نیست	۳/۱۷	۰/۰۷	رد فرض صفر	۰/۵۸	۰/۴۲	عدم رد فرض صفر
مصرف کل انرژی علت آلودگی محیط زیست نیست	۱۸/۶۲	۰/۰۰۰	رد فرض صفر	۳/۵۲	۰/۰۶	رد فرض صفر
آلودگی محیط زیست علت مصرف کل انرژی نیست	۰/۸۸	۰/۳۴	عدم رد فرض صفر	۳/۳۹	۰/۰۶	رد فرض صفر

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۱۰. روابط علّیت در ایران



نمودار ۱۱. روابط علّیت در کشورهای منتخب منا

۵- بحث و نتیجه‌گیری

انرژی به عنوان یکی از مهمترین عوامل تولید جایگاه ویژه‌ای در رشد و توسعه اقتصادی کشورها داراست. از سوی دیگر با توجه به گستردگی منابع انرژی در ایران و هم چنین تأثیرات سوء مصرف انرژی بر آلودگی هوا و تغییرات آب و هوایی، برنامه‌ریزی برای مصرف انرژی اهمیت فراوان داشته و باید با دقت بسیار انجام گیرد. با توجه به ارتباط نزدیک بین مصرف انرژی، آلودگی محیط زیست و رشد اقتصادی در جهان، تعیین کم و کیف رابطه بین این سه متغیر می‌تواند در تبیین سیاست‌های بخش انرژی کمک مؤثری کند. از ابتدای عصر انقلاب صنعتی، انسان و دولت‌ها تلاش نمودند با تکیه بر انرژی‌های فسیلی در جهت رشد اقتصادی خود گام بردارند. رشد اقتصادی با استفاده گسترده از مواد و انرژی و صدمات قابل ملاحظه به محیط زیست همراه است.

در این مقاله اثر شوک‌های حاصل از مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی و الگوهای مشابه و همزمان به‌طور جامع برای کشورهای منتخب منا برای دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۲ و با استفاده از مدل اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری پانلی (PANEL VAR) و همچنین برای اقتصاد

ایران طی دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۶ و استفاده از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) مورد بررسی قرار گرفت. در این راستا از معادلات همزمان بهره گرفته شد و نتایج مقاله به‌طور خلاصه بشرح زیر می‌باشد:

۵-۱- نتایج مربوط به کشورهای منتخب منا

شوک مصرف انرژی به‌طور متناسب ابتدا منجر به افزایش سپس کاهش در تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای منتخب منا می‌گردد، همچنین شوک انتشار دی اکسید کربن هم به‌طور ملایم منجر به افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه می‌گردد.

هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه انتشار دی اکسید کربن و اثر توضیح دهندگی انتشار دی اکسید کربن بواسطه رشد اقتصادی بیشتر می‌گردد.

همچنین هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی مصرف انرژی بواسطه رشد اقتصادی و اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه رشد مصرف انرژی بیشتر می‌گردد

۵-۲- نتایج بدست آمده از اقتصاد ایران

با یک شوک در مصرف انرژی ابتدا به شدت رشد اقتصادی افزایش یافته پس از ۴ دوره شروع به کاهش نموده و سرانجام به سمت تعادل بلندمدت اولیه برمی‌گردد. همچنین با یک شوک در انتشار دی اکسید کربن، رشد اقتصادی کاهش یافته و پس از دو دوره شروع به افزایش کرده و به سمت تعادل بلندمدت خود حرکت می‌کند.

افزایش توضیح دهندگی رشد اقتصادی توسط مصرف انرژی تا دوره دهم افزایش یافته و پس از آن کاهش می‌یابد لکن افزایش توضیح دهندگی رشد اقتصادی توسط آلودگی محیط زیست به‌طور متناوب تا دوره سی ام ادامه می‌یابد. افزایش توضیح دهندگی مصرف انرژی توسط رشد اقتصادی و انتشار دی اکسید کربن تا دوره سی ام به‌طور متناوب ادامه می‌یابد.

توضیح دهندگی انتشار دی اکسید کربن توسط رشد اقتصادی در دوره دوم نسبت به دوره اول کاهش یافته و پس از آن تا دوره سی‌ام افزایش می‌یابد. همچنین توضیح دهندگی انتشار دی اکسید کربن توسط مصرف کل انرژی تا دوره دهم افزایش و سپس کاهش یافته است.

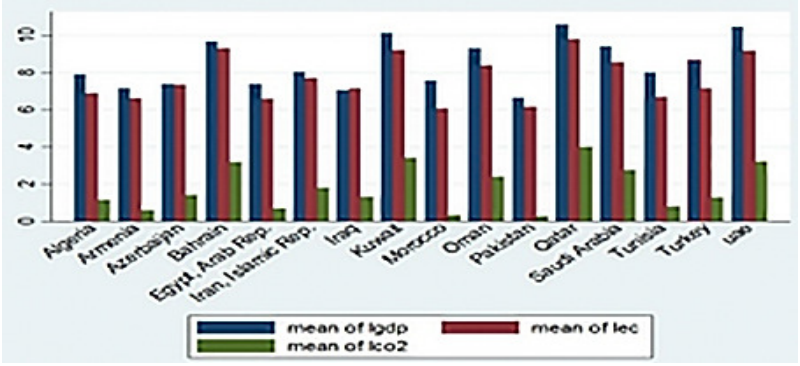
۵-۳- مقایسه تطبیقی متغیرها در ایران و کشورهای منتخب منا

نمودار (۱۲) نشان‌دهنده آمار مقایسه‌ای لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه، لگاریتم انتشار دی اکسید کربن، لگاریتم مصرف کل انرژی برای کشورهای منتخب منا می‌باشد، نمودار فوق نشان‌دهنده اینست که رشد اقتصادی کشورهای قطر، امارات متحده،کویت و بحرین دارای بالاترین رتبه بین کشورهای منتخب منا می‌باشند و پس از آن عربستان و عمان در رده‌های بعدی قرار دارند. سهم مصرف کل انرژی از رشد اقتصادی در اکثر کشورهای منتخب منا بالاترین میزان می‌باشد. انتشار دی اکسید کربن نیز با توجه به مصرف کل انرژی در کشورهای مراکش، پاکستان، تونس، مصر و ارمنستان کمترین مقدار و در کشورهای قطر، کویت، بحرین و امارات بیشترین مقدار است.

۵-۴- مقایسه تطبیقی نتایج ایران و کشورهای منتخب منا

مقایسه تطبیقی نتایج حاصل از این مقاله به‌طور جامع در جدول (۹) جهت مقایسه بین کشورهای منتخب منا و ایران ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول (۹) شوک‌های مصرف انرژی بر رشد اقتصادی در مقایسه تطبیقی بین ایران و کشورهای منتخب منا بیانگر این واقعیت است که هم در کشورهای منتخب منا و هم در ایران رشد اقتصادی ابتدا افزایش و سپس کاهش می‌یابد، در بلندمدت بدلیل افزایش بیش از حد مصرف انرژی، بهره وری انرژی و کارایی مصرف انرژی کم شده و منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌گردد. در مورد شوک‌های مصرف انرژی بر انتشار دی اکسید کربن نیز می‌توان اذعان داشت که هم در ایران و هم در کشورهای منتخب منا همراستای هم، آلودگی ابتدا به‌طور ملایم افزایش و سپس کاهش می‌یابد و به سمت تعادل بلندمدت حرکت می‌کند، دلیل آن است که با ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و استفاده از تکنولوژی در جهت کاهش آلودگی، به‌تدریج انتشار دی اکسید کربن کاهش می‌یابد.



نمودار ۱۲. مقایسه تطبیقی متغیرها در کشورهای منتخب منا

جدول ۹. مقایسه تطبیقی نتایج کشورهای منتخب منا و ایران

اثرات شوک‌ها	کشورهای منا (۱۹۹۲-۲۰۱۶)			ایران (۱۹۸۵-۲۰۱۶)		
	بر رشد اقتصادی	بر انتشار دی اکسید کربن	بر مصرف انرژی	بر رشد اقتصادی	بر انتشار دی اکسید کربن	بر مصرف انرژی
شوک مصرف انرژی	ابتدا افزایش سپس کاهش	ابتدا ملایم افزایش و سپس کاهش	–	ابتدا افزایش سپس کاهش	ابتدا ملایم افزایش و سپس کاهش	–
شوک رشد اقتصادی	–	افزایش نسبتاً ملایم	افزایش	–	ابتدا در کوتاه‌مدت افزایش سپس کاهش	در یک دوره افزایش سپس کاهش
شوک انتشار دی اکسید کربن	افزایش نسبتاً ملایم	–	ابتدا افزایش و سپس به‌طور خیلی ملایم کاهش	ابتدا کاهش پس از دو دوره افزایش	–	ابتدا افزایش و سپس به‌طور خیلی ملایم کاهش

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵-۵- دلالت‌های سیاستی

با توجه به مقایسه تطبیقی اثر مصرف انرژی بر انتشار گازهای گلخانه‌ای و انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منا و اثر شوک‌های مصرف انرژی، دلالت‌های سیاستی برای سیاست‌گذاران بدین صورت است که سرمایه‌گذاری در فناوری‌های سازگار با محیط زیست در کشورها صورت گیرد. ایران و کشورهای منا باید حداقل یک بار در سال در جلسه‌ای در مورد تاثیر ویرانگر افزایش انتشار CO2 در منطقه و همچنین راهکارهایی برای مقابله با آن و چالش‌های زیست محیطی بحث نمایند همچنین با توجه به اینکه این کشورها از فناوری‌های تولید انرژی منسوخ شده استفاده می‌کنند که مانع رشد اقتصادی می‌شوند که باید به تدریج به سمت فناوری‌های سازگار با محیط زیست که کارآمدتر هستند حرکت نمایند.

ایران و کشورهای منا باید تلاش کنند تا انتشار CO2 را کاهش دهند. انتشار گازهای گلخانه‌ای و تقویت مدیریت انرژی و کربن به منظور مبارزه با مصارف انرژی آلوده و ناپاک، کاهش انتشار CO2 و حفاظت از توسعه پایدار بدون آسیب رساندن به رشد و توسعه اقتصادی صورت گیرد.

علاوه بر اقدامات سیاستی، ابزارهای سیاستی –استفاده از تکنولوژی‌های کم کربن (low-carbon technologies) مالیات بر کربن داخلی، مجوزهای قابل صدور در سطح بین‌المللی برای افزایش کارایی مصرف انرژی و منابع و حمایت دولت از سرمایه‌گذاری سبز– می‌تواند مزایای قابل توجهی را به همراه داشته باشد.

منابع

بهبودی، داوود؛ اصغرپور، حسین و قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۸). "شکست ساختاری، مصرف انرژی و رشد اقتصادی ایران (۱۳۸۴-۱۳۴۶)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳، ۸۴-۵۳.

بهبودی، داوود؛ بهشتی، محمدباقر و موسوی، سها (۱۳۸۹). "توسعهٔ انسانی و توسعهٔ پایدار در کشورهای منتخب صادر کننده نفت". *مجلهٔ علمی پژوهشی دانش و توسعه*، سال هفدهم، شماره ۳۳، ۱۲۴-۱۰۲.

بهبودی، داوود؛ فلاحی، فیروز و برقی گلعذانی، اسماعیل (۱۳۸۹). "عوامل اقتصادی و اجتماعی مؤثر بر انتشار سرانه دی اکسیدکربن در ایران". *مجلهٔ تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۰، ۱۷-۱.

پژویان، جمشید و لشکری‌زاده، مریم (۱۳۸۹). "بررسی عوامل تأثیرگذار بر رابطه میان رشد اقتصادی و کیفیت زیست‌محیطی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال چهاردهم، شماره ۴۲، ۱۸۸-۱۶۹.

فطرس، محمدحسن و نسرین دوست، میثم (۱۳۸۸). "بررسی رابطه آلودگی هوا، آلودگی آب، مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران". *مطالعات اقتصاد انرژی*، سال ۶، شماره ۲۱، ۱۳۵-۱۱۳.

قزوینیان، محمدحسن (۱۳۸۶). "بررسی شکست ساختاری در رابطه مصرف انرژی و رشد اقتصادی در ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی.

کهنسال، محمدرضا و شایان مهر، سمیرا (۱۳۹۵). "آثار متقابل مصرف انرژی، رشد اقتصادی و آلودگی محیط زیست: کاربرد الگوی معادلات همزمان فضایی داده‌های تابلویی". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال پنجم، شماره ۹۱، ۲۱۶-۱۷۹.

مهدوی عادلی، محمد و نظری، روح الله (۱۳۹۳). "رشد اقتصادی، انرژی و محیط زیست". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۱، شماره ۱، ۴۰-۱۹.

مهرآرا، محسن؛ امیری، حسین و حسنی سرخ بوزی، محمد (۱۳۹۱). "رابطه مصرف انرژی و درآمد: آزمون فرضیه زیست محیطی کوزنتس با استفاده از رویکرد مدل‌های رگرسیونی انتقال ملایم پانل". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۰، شماره ۶۲، ۱۹۴-۱۷۱.

Acaravci, A. & Ozturk, I. (2010). "On the Relationship between Energy Consumption, CO_2 Emissions and Economic Growth in Europe". *Energy*, 35(12), 5412-5420.

Adeolu, O., Adewuyi, O. & Awodumi, B. (2017). "Renewable and Non-Renewable Energy-Growth-Emissions Linkages: Review of Emerging Trends with Policy Implications". *Renewable and Sustainable Energy Reviews, Elsevier*, 69(C), 275-291.

Andreano, M., Laureti, S. & Lucio, P. (2013). "Economic Growth in MENA Countries: Is There Convergence of Per-Capita GDPs?". *Journal of Policy Modeling,* 35, 669–683.

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

Ang, J. B. (2008). "Economic Development, Pollutant Emissions and Energy Consumption in Malaysia". *Journal of Policy Modeling*, 30, 271-278.

Antonakakis, N., Chatziantoniou, I. & Filis, G. (2015). "Energy Consumption, CO2 Emissions, and Economic Growth; A Moral Dilemma". *Renewable and Sustainable Energy Reviews,* 68, 808-824.

Anwar, S. & Nguyen, L. P. (2010). "Absorptive Capacity, Foreign Direct Investment- linked Spillovers and Economic Growth in Vietnam". *Asian Business and Management,* 9, 553-570.

Apergis, N. & Payne, J. E. (2009b). "Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model". *Energy Economics*, 31(2), 211-216.

Arouri, M. H., Ben Youssef, A., M'Henni, H. & Rault, C. (2012). "Energy Consumption, Economic Growth and CO2 Emissions in Middle East and North African Countries". *CESifo Group Munich Working Paper Series*, 3726.

Bikash, C., Khandakar, J. & Osmani, A. (2014). "Economic Growth, CO2 Emissions and Energy Consumption: The Case of Bangladesh". *International Journal of Business and Economics Research,* 3(6), 220-227.

Bozkurt, C. & Akan, Y. (2014). "Economic Growth, CO2 Emissions and Energy Consumption: The Turkish Case". *International Journal Energy Econ Policy*, 4(3), 484–494.

Burcu, O. (2013). "The Nexus between Carbon Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Middle East Countries: A Panel Data Analysis". *Energy Policy*, 62, 1138–1147.

Chang, C. (2010). "A Multivariate Causality Test of Carbon Dioxide Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in China". *Appl Energy*, 87(11), 3533–3537.

Farhani, S., Chaibi, A. & Rault, C. (2014). "CO2 Emissions, Output, Energy Consumption, and Trade in Tunisia". *Economic Modelling*, 38, 426-434.

He, J., Zhuang, T. & Xie, X. (2014). "Energy Consumption, Economic Development and Environmental Improvement in China". *Energy & Environment*, 25(8), 1345-1357.

Holtz Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. (1988). "Estimating Vector Autoregression with Panel Data". *Econometrica*, 56, 1371-1395.

International Renewable Energy Agency (2016). "Renewable Energy Benefits: Measuring of Economics". www.irena.org

IPCC (2016). "Climate Change 2016, Synthesis Report, Summary for Policymakers, URL https://www.ipcc.ch/pdf/assessment report/ar5/syr/AR5_SYR_FINAL_SPM. Pdf.

IRBD (1992). "World Development Report 1992: Development and the Environment". New York: Oxford University Press.

Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

Kahia, M., Kadria, M. & Ben Aissa, M. (2016). "What Impacts of Renewable Energy Consumption on CO2 Emissions and the Economic and Financial Development? A Panel Data Vector Autoregressive (PVAR) Approach", *IEEE*.

Katsuya, I. (2017). "CO2 Emissions, Renewable and Non-Renewable Energy Consumption, and Economic Growth: Evidence from Panel Data for Developing Countries". *International Economics, Elsevier*, 151(C), 1-6.

Kuznets, S. (1955). "Economic Growth and Income Equality". *American Economic Review,* 45, 1-28.

Long Xingle, A. B. N., Naminse, E., Yaw, A. C., Jianguo Du, A. & Jincai, Z. (2015). "Nonrenewable Energy, Renewable Energy, Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth in China from 1952 to 2012". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 52, 680–688.

Love, I. & Ziccino, L. (2006). "Financial Development and Dynamic Investment Behaviour: Evidence from Panel VAR". *Quarterly Review of Economics and Finance,* 46, 190-210.

Magazzino, C. (2014). "A Panel VAR Approach of the Relationship among Economic Growth, CO2 Emissions, and Energy Use in the ASEAN-6 Countries". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(4), 546-553.

Magazzino, C. (2016). "Economic Growth,

CO2 Emissions and Energy Use in the South Caucasus and Turkey: a PVAR Analyses". *International Energy Journal*, 16, 153-162.

Meadows, D. H., Meadows, D. L. & Randers, J. (1972). "Limits to Growth". *New York: Universe Book.*

Menyah, K. & Wolde-Rufael, Y. (2010). "Energy Consumption, Pollutant Emissions and Economic Growth in South Africa". *Energy Economics*, 32, 1374–1382.

Narayan, P. K. & Narayan, S. (2010). "Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: Panel Data Evidence from Developing Countries". *Energy Policy*, 38, 661–666.

Nguyen, A. N. & Nguyen, T. (2007). "Foreign Direct Investment in Vietnam: An Overview and Analysis of the Determination of Spatial Distribution". *Working Paper Development and Policies Research Center,* Hanoi, Vietnam.1- 68.

Oganesyan, M. (2017). "Carbon Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in the BRICS". *Master Thesis in Economics, Jonkoping University*.

Omri, A. (2013). "CO_2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA Countries: Evidence from Simultaneous Equations Models". *Energy Economics,* 40, 657–664.

Papiez, M. (2013). "CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in the Visegrad Group Countries: A Panel Data Analysis". *31st International Conference on Mathematical Methods in Economics,* 696-701.

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

Shahbaz, M., Ozturk, I., Afza, T. & Ali, A. (2013). "Revisiting the Environmental Kuznets Curve in a Global Economy". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 494-502.

Soytas, U. & Sari, R. (2009). "Energy Consumption, Economic Growth, and Carbon Emissions: Challenges Faced by an EU Candidate Member". *Ecological Economics*, 68, 1667-1675.

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

Stern, D. & Cleveland, C. J. (2004). "Energy and Economic Growth". *Rensselaer Working Papers*, No.0410, Rensselaer Polytechnic Institute, Troy, NY.

Tiwari, A. K. (2011). "Energy Consumption, CO2 Emissions and Economic Growth: Evidence from INDIA". *Journal of International Business and Economy*, 12(1), 85-122.

Wang, S. S., Zhou, D. Q., Zhou, P. & Wang, Q. W. (2011). "CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in China: A Panel Data Analysis". *Energy Policy,* 39, 4870-4875.

Yang, Z. & Zhao, Y. (2014). "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in India: Evidence from Directed Acyclic Graphs". *Economic Modelling*, 38, 533-540.

Zhang, X. & Cheng, X. (2009). "Energy Consumption, Carbon Emissions, and Economic Growth in China". *Ecological Economics*, 68, 2706-2712.

Zuo, H. & Danxiang, A. (2011). "Environment, Energy and Sustainable Economic Growth". *Procedia Engineering*, 21, 513–519.

Zuo, Y., Ying-ling, S. & Yu-zhuo, Z. (2017). "Research on the Sustainable Development of an Economic-Energy-Environment (3E) System Based on System Dynamics (SD): A Case Study of the Beijing-Tianjin-Hebei Region in China". *Sustainability*, 9, 1-23.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۲۰-۱۰۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (109-120)

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد (رویکرد فازی)

*محمدمهدی برقی‌اسگویی[۱]، مصطفی شکری[۲]

۱. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

۲. دانشجوی دکترای اقتصاد بین‌الملل دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹٦/۱۰/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۷/۱/۱٤)

The Economic Factors Affecting FDI Absorption in Iran with Emphasis on the Role of Income Tax (Fuzzy Approach)

*Mohammad Mahdi Bargi Osgooee[1], Mostafa Shokri[2]

1. Associate Professor, Faculty of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

2. Ph.D. Student in International Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(**Received:** 14/Jan/2018 **Accepted:** 3/April/2018)

چکیده:

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار در رشد و توسعه اقتصادی هر کشوری محسوب می‌شود. شرایط اقتصاد ایران نیز به گونه‌ای است که سرمایه داخلی کافی جهت تحرک و رونق اقتصادی را در اختیار ندارد و جهت جبران این کاستی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی یکی از راه‌های مفید و مؤثر به نظر می‌رسد. لذا در این مقاله با استفاده از رگرسیون فازی به بررسی عوامل مؤثر بر جذب FDI در کشور ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد پرداخته شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که متغیر مالیات بر درآمد با یک ضریب فازی منفی و ناچیز، تأثیر اندکی در جذب FDI ایران دارد و از این رو متغیر مالیات بر درآمد از عوامل اصلی و تعیین کننده در جذب سرمایه‌گذاری خارجی کشور ایران محسوب نمی‌گردد. همچنین عوامل اقتصادی تولید ناخالص داخلی، باز بودن تجاری، سرمایه انسانی و متغیر جمعیت اثری مثبت و نرخ تورم و نرخ ارز اثری منفی بر جریان ورودی FDI کشور ایران دارند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، عوامل اقتصادی، مالیات بر درآمد، رگرسیون فازی.

طبقه‌بندی JEL: H24، F23، F21.

Abstract:

Foreign direct investment (FDI) is one of the major factors affecting the economic growth and development of a country. Iran's economic condition not only steers liquidity towards non-productive activities but also doesn't have sufficient domestic capital for economic growth and propensity. Thus, absorption of the foreign financial funds seems to be a useful and effective way to compensate for this shortcoming. Therefore, in this paper, we discuss on the importance of the variables affecting the FDI absorption in Iran during the period 1981-2016 using fuzzy regression with emphasis on the role of income tax. The results of the research show that income tax has a small effect on Iran's FDI absorption with a negative and negligible fuzzy coefficient. Further, income tax is not considered as the main determinant factor in attracting foreign investment in Iran. Also, economic factors such as GDP, commercial openness, human capital and population have a positive effect and inflation and exchange rates have a negative effect on FDI inflows in Iran.

Keywords: Foreign Direct Investment, Economic Factors, Income Tax, Fuzzy Regression.
JEL: H24, F23, F21.

*نویسنده مسئول: محمدمهدی برقی‌اسگویی (این مقاله مستخرج از رساله دکترای مصطفی شکری به راهنمایی دکتر محمدمهدی برقی‌اسگویی است)
*Corresponding Author: Mohammad Mahdi Bargi Osgooee E-mail: mahdi_oskooee@yahoo.com

۱- مقدمه

رشد و توسعه اقتصادی مستمر و باثبات یکی از مهمترین اهداف کلان اقتصادی هر کشوری به حساب می‌آید. در این راستا نیز جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[1] (FDI) یکی از عوامل مهم و تأثیرگذار بر رشد و توسعه اقتصادی محسوب می‌شود. از این رو مباحث سرمایه‌گذاری همواره یکی از بخش‌های اساسی و غیرقابل تفکیک اقتصادی به شمار می‌رود. شرایط اقتصاد ایران نیز به گونه‌ای است که علاوه بر هدایت نقدینگی به سمت فعالیت‌های غیر مولد، سرمایه داخلی کافی جهت تحرک و رونق اقتصادی را در اختیار ندارد و جهت جبران این کاستی، جذب سرمایه‌گذاری خارجی یکی راه‌های مفید و مؤثر به نظر می‌رسد. با وجود اینکه اقدامات خوبی در زمینه جذب سرمایه‌گذاری مستقم خارجی در ایران صورت گرفته است اما هنوز مسائل و مشکلات فراوانی گریبان‌گیر اقتصاد ایران است که مانع از جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. از جمله این عوامل می‌توان به ریسک بالای سرمایه‌گذاری در کشور، ناکافی بودن بسترها و زیرساخت‌های فیزیکی، بوروکراسی زائد اداری، نامطلوب بودن فضای کسب و کار، تحریم‌های اقتصادی، ناکارآمدی سیستم بانکی، تورم و وجود ذهنیت منفی به وضعیت اقتصادی و سیاسی ایران اشاره کرد.

یکی از عواملی که در کنار سایر عوامل اقتصادی می‌تواند در جذب سرمایه‌گذاری خارجی مؤثر باشد و در ورود سرمایه به کشور نقش مهمی را ایفا کند، وضع مالیات بر درآمد است که درآمد خالص شرکت‌ها را کاهش داده و به تبع می‌تواند انگیزه‌های سرمایه‌گذاری را تحت تأثیر قرار دهد. لذا در این مقاله با استفاده از رگرسیون فازی به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران در طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد پرداخته شده است.

در مطالعات تجربی انجام گرفته در زمینه عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیش‌تر تأکید بر به کارگیری روش‌های متفاوت اقتصادسنجی است. اما در تحقیق پیش‌رو با توجه به این نکته که عوامل متعدد مرئی و نامرئی زیادی اعم از عوامل اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثرند، و با توجه به اینکه نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به‌خاطر محدودیت در جمع آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد، از مدل رگرسیون فازی برای تخمین نوع ارتباط استفاده شده است. زیرا که رگرسیون فازی در شرایطی که تعدادی از متغیرهای مستقل مؤثر بر متغیر وابسته از مدل حذف شوند با مدلسازی عدم قطعیت و ابهام در درون مدل (به جای جزء اخلال در رگرسیون‌های معمولی) با برآورد حدود ضرایب برای هر متغیر، نتایج بهتری را در مقایسه با رگرسیون‌های معمول اقتصادسنجی ارائه می‌دهد. بنابراین یکی از نوآوری‌های این تحقیق استفاده از مفاهیم منطق فازی در برآورد ضرایب متغیرها است. همچنین نوآوری دیگر این تحقیق، تأکید بر نقش مالیات بر درآمد در جذب FDI کشور ایران است که تا به حال تحقیقات زیادی در این زمینه صورت نگرفته است.

بدین منظور مقاله حاضر در پنج بخش تنظیم شده است. در بخش دوم ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار می‌گیرد. در بخش سوم به روش‌شناسی اشاره خواهد شد. بخش چهارم، به اجرای مدل و تجزیه و تحلیل نتایج اختصاص دارد و در نهایت در بخش پنجم، مقاله با ارائه جمع‌بندی و نتیجه‌گیری به پایان می‌رسد.

۲- ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) از نظر آنکتاد[2] (۲۰۱۷) عبارتست از سرمایه‌گذاری که متضمن مناسبات بلندمدت بوده و منعکس کننده کنترل و نفع مستمر شخصیت حقیقی و یا حقوقی مقیم یک کشور، در شرکتی واقع در خارج از موطن سرمایه‌گذار باشد.

با توجه به تعریف بالا چنین استنباط می‌شود که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از درجه پایداری بالایی برخوردار است و در صورت بروز رکود در کشور میزبان، این نوع سرمایه‌گذاری به سهولت از کشور خارج نمی‌شود (کمیجانی و عباسی، ۱۳۸۵: ۷۱).

از مهمترین عوامل تعیین کننده سرمایه‌گذاری می‌توان به

1. Foreign Direct Investment

2. UNCTAD: United Nations Conference on Trade and Development

سیاست‌های مالی دولت و از جمله مالیات‌ها اشاره نمود، به گونه‌ای که مالیات‌ها به عنوان پس‌اندازهای اجباری تأثیر منفی بر نرخ بازدهی شرکت‌ها دارند. همین امر موجب پایین آمدن توان مالی آنها در رشد و توسعه فعالیت‌های آتی شرکت‌ها می‌شود، اما دانستن این موضوع که مالیات‌ها در کنار سایر عوامل ذی‌نفوذ تصریح کننده تابع سرمایه‌گذاری همچون سطح تقاضای کل اقتصاد، نرخ سود بانکی و تورم چه تأثیری بر آن می‌گذارد، بسیار ضروری به نظر می‌رسد (عرب مازار و همکاران، ۱۳۹۳: ۲۶).

باید توجه داشت که هدف دولت از وضع مالیات بر پایه‌های مختلف مالیاتی، صرفاً کسب درآمد بیشتر نیست، به همین دلیل در وضع مالیات بر هر پایه‌ای باید مقولات مربوط به آثار اقتصادی آن مورد توجه قرار گیرد و ترکیبی از مالیات‌ها را انتخاب نماید که آثار تخریبی کمتری داشته باشند، که در مجموع اضافه بار مالیاتی را کاهش دهد. یکی از انواع مالیات‌های مستقیمی که اثرات مهمی بر متغیرهای واقعی اقتصاد به جا خواهد گذاشت، مالیات بر درآمد است که در بسیاری از کشورهای جهان، بخش قابل توجهی از درآمد مالیاتی دولت را تشکیل می‌دهد (پژویان و خسروی، ۱۳۹۱: ۹۸).

بر اساس مبانی نظری، مالیات بر درآمد شرکت‌ها بر سطح تولید و سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارد.

(۱)

$$p.\frac{dF}{dK} \geq r + \gamma$$

(۲)

$$p.MP_k \geq r + \gamma$$

(۳)

$$V.MP_k \geq r + \gamma$$

که در رابطه (۳)، MP_k تولید نهایی سرمایه، VMP_k ارزش تولید نهایی سرمایه، P نرخ تنزیل، γ نرخ استهلاک اقتصادی است. حال چنانچه مالیات بر درآمد شرکت‌ها برقرار شود:

(۴)

$$p.\frac{dF}{dK} \geq r(1+t_c) + \gamma$$

(۵)

$$V.MP_k \geq r(1+t_c) + \gamma$$

با مقایسه معادلات (۳) و (۵) ملاحظه می‌شود که با ورود مالیات، میزان سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

یکی از مسائلی که همچنان به صورت یک سؤال مورد بررسی بسیاری از محققان در کشورهای در حال توسعه و حتی توسعه یافته، قرار گرفته و حتی سیاست‌گذاران اقتصادی به ویژه مقامات سیاست مالی را با چالش مواجه کرده، این موضوع است که چه شرایط و چارچوب منسجمی از انگیزه‌های مالیاتی جهت تقویت سرمایه‌گذاری و رشد تولید می‌تواند مؤثر واقع شود؟ از طرفی با توجه به اینکه مالیات یکی از منابع درآمدی دولت است، اثربخشی چنین انگیزه‌هایی به عنوان بسته سیاستی در مقایسه هزینه‌های آنها قابل تأمل بوده و تئوری‌های سرمایه‌گذاری را مورد توجه جدی خود قرار داده است (شاه[1]، ۱۹۹۵: ۴۳).

در کشور ایران نیز علی‌رغم اینکه در قانون مالیات‌های مستقیم مصوب سال ۱۳۶۶ تشویق و جهت‌دهی سرمایه‌های داخلی و خارجی به بخش تولید مدّ نظر بوده است اما به دلیل اینکه این قانون فقط با هدف افزایش درآمدهای مالیاتی تهیه و تنظیم و تصویب شده بود، عملاً موفق نبوده است و عدم کارآیی خود را نشان داده است. زیرا با وجود اینکه در بخشی از قانون مالیات‌های مستقیم سال ۱۳۶۶ معافیت‌هایی برای واحدهای تولیدی پیش‌بینی شده بود لیکن شرایط برخورداری از معافیت‌ها و مکانیزم‌های پیش‌بینی شده تا حد زیادی به شکل پیچیده‌ای طراحی شده بود و عملاً امکان استفاده از معافیت غیرممکن می‌شد (امام، ۱۳۷۳: ۲۵۷).

لذا قانون مالیات‌های مستقیم در سال ۱۳۸۱ و ۱۳۹۴ اصلاح شد[2] و شرایط واقع بینانه‌تری را برای سرمایه‌گذاری مهیا نمود. در اصلاحیه اخیر سعی بر آن بوده است که مالیات‌ها نه تنها کمترین اثر منفی بر انتظارات سرمایه‌گذاران از سودآوری سرمایه‌گذاری آنها داشته باشد، بلکه سرمایه‌گذاری در امور تولیدی از انگیزه‌های مالیاتی مؤثری برخوردار گردد.

با توجه به اینکه اساس مالیات در ایران همواره بر درآمد

1. Shah (1995)

۲. این قانون در سال ۱۳۹۴ در مجلس شورای اسلامی اصلاح گردید و در سال ۱۳۹۵ اجرایی شد.

اشخاص حقیقی و حقوقی استوار است و از آنجایی که مشارکت‌های ایرانی – خارجی مطابق قوانین کشوری به ثبت می‌رسند و در حقیقت شخصیت حقوقی ایرانی محسوب می‌شوند، لذا نحوه برخورد قانون مالیات‌ها با این شرکت‌ها همانند برخورد با شرکت‌های ایرانی است. بنابراین هر شرکتی که در ایران به ثبت رسیده، می‌بایست مراحل پرداخت مالیات‌ها را طی نماید (رستمی و اسدزاده، ۱۳۹۶: ۱۵۴).

لذا بررسی نقش مالیات بر درآمد در جریان جذب سرمایه‌های خارجی کشور ایران می‌تواند ما را در ارائه تحلیل وضعیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و شناخت انگیزش‌های حاصل از آن یاری نماید.

در این خصوص تحقیقات متعددی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به مطالعات ریوان[1] (۲۰۰۵)، بکر و هملگران[2] (۲۰۰۶)، هانگ و لی[3] (۲۰۰۷)، اوهنو[4] (۲۰۱۰)، کینگ و یای[5] (۲۰۱۵)، یوان[6] (۲۰۱۸)، کردی و یحیی‌آبادی (۱۳۹۲)، نصیری‌نژاد و همکاران (۱۳۹۲) و هادیان و تحویلی (۱۳۹۳) اشاره نمود.

ریوان در مقاله‌ای به بررسی این امر پرداخته است که آیا استفاده از مشوق‌های مالیاتی به عنوان یک ابزار مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی عمل می‌کند یا خیر. ریوان بیان می‌کند که مالیات بر عملکرد شرکت‌های سرمایه‌گذاری به دو روش صورت می‌گیرد: مرحله اول بر عوامل اصلی تولید و در مرحله دوم بر راندمان با استفاده از سیستم مالیات بر درآمد. نتایج مقاله ریوان نشان داد که مشوق‌های مالیاتی تأثیر ناچیزی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند (ریوان، ۲۰۰۵: ۲۰).

بکر و هملگران در مقاله‌ای تحت عنوان «اصلاح ساختار مالیات بر شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در آلمان، شواهد به دست آمده از داده‌های در سطح بنگاه» دریافتند که با اصلاح ساختار مالیات بر شرکت‌ها در کشور آلمان، داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری در هر کدام از مدل‌های سرمایه‌گذاری نتیجه متفاوتی را ارائه می‌دهد و با قطعیت نمی‌توان مدلی را که توضیح بهتری ارائه می‌دهد، انتخاب کرد (بکر و هملگران، ۲۰۰۶: ۱۳۷).

هانگ و لی در مقاله‌ای به بررسی موضوع مالیات بر ارزش افزوده در چین بر روی شرکت‌های خارجی و تأثیر آن بر جذب سرمایه‌گذاری توسط دولت‌های محلی پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که پایین گرفتن نرخ مالیات بر ارزش افزوده محلی در منطقه غرب، نقش بیشتری در جذب سرمایه‌گذاران خارجی داشته است (هانگ و لی، ۲۰۰۷: ۵۲).

اوهنو در مقاله‌ای تحت عنوان تجزیه و تحلیل تجربی معاهدات مالیات‌های بین‌المللی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بیان کرد که معاهدات مالیاتی ژاپن با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی این کشور در سایر کشورهای مورد بررسی، هیچ تأثیر معناداری در کوتاه‌مدت نشان نداده است (اوهنو، ۲۰۱۰: ۱۷۳).

کینگ و یای در مقاله‌ای با عنوان سرمایه‌گذاری و صادرات شرکت‌ها: شواهدی از اصلاح مالیات بر ارزش افزوده کشور چین، به بررسی تأثیر اصلاح مالیات بر ارزش افزوده در سرمایه‌گذاری و صادرات شرکت‌ها در کشور چین پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که اعمال اصلاحات در مالیات بر ارزش افزوده موجب ایجاد شوک مثبتی در جذب سرمایه‌گذاری کشور چین شده است (کینگ و یای، ۲۰۱۵: ۴۰۲).

یوان در مقاله‌ای به بررسی سیاست‌های مطلوب برای جذب FDI پرداخته است. نتایج تحقیق وی نشان داد که سیاست مطلوب برای جذب FDI به نرخ رشد کشور میزبان، نوسانات سود حاصل از سرمایه‌گذاری و میزان تخفیف نرخ مالیاتی بستگی دارد. وی همچنین نشان می‌دهد که در هر یک از این سه پارامتر، سطح بحرانی وجود دارد. یوان مطرح می‌کند در کشوری که نرخ رشد و نوسانات سود، بالا است کاهش نرخ مالیات سیاست مطلوبی برای جذب FDI محسوب می‌شود و تأکید می‌کند که در این حالت دولت باید برای جذب FDI بیشتر، نرخ مالیات را برای شرکت‌های با ریسک بالا، کاهش دهد (یوان، ۲۰۱۸: ۱۵۸).

کردی و یحیی‌آبادی در مقاله‌ای تحت عنوان تحلیل تأثیر تعرفه‌های مالیاتی بر حجم تجارت خارجی در یک مدل جاذبه برای کشورهای گروه دی هشت (D8)، به اثرگذاری مثبت و معنادار متغیرهای تولید ناخالص داخلی مبدأ و مقصد و جمعیت مقصد و متغیر مجازی پیوستن به سازمان تجارت رسیدند.

1. Rewane (2005)
2. Becker & Hemmelgran (2006)
3. Huang & Li (2007)
4. Ohno (2010)
5. Qing & Yi (2015)
6. Yuan (2018)

همچنین متغیرهای فاصله جغرافیایی و تعرفه‌های مالیاتی اثر منفی و معناداری بر حجم تجارت بین‌الملل کشورهای عضو داشته است (کردی و یحیی‌آبادی، ۱۳۹۲: ۸).

نصیری‌نژاد و همکاران در مقاله‌ای به بررسی تأثیر مالیات بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو D8 پرداختند. آنها از داده‌های تابلویی و روش پانل دیتا جهت برآورد مدل استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که متغیر مالیات تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشورهای D8 دارد. همچنین آنها بیان کردند کشور اندونزی که رشد بالاتری در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته است، میزان مالیات کمتری به نسبت دیگر کشورهای D8 در سال‌های مختلف دریافت نموده است (نصیری‌نژاد و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۷).

هادیان و تحویلی در مقاله‌ای به بررسی تأثیر نوسانات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که نوسانات مالیاتی تنها در بلندمدت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد ایران تأثیر منفی داشته است و در کوتاه‌مدت تأثیر معناداری در این زمینه مشاهده نشده است (هادیان و تحویلی، ۱۳۹۳: ۱۰۹).

۳- روش شناسی

در پژوهش حاضر عوامل اقتصادی مؤثر بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران در طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار می‌گیرند. بدین منظور از الگوی تعدیل شده اهنو (۲۰۱۰) استفاده شده است. تمایز این الگو با مدل به کار رفته در مطالعه اهنو، تأکید بر نقش مالیات بر درآمد در جذب سرمایه‌گذاری خارجی کشور ایران است. مدل پژوهش حاضر به صورت زیر تصریح می‌شود:

(۶)

$$FDI = f\left(GDP, Tax, Open, Inf, h, pop, er\right)$$

به طوری که:

- FDI: سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به میلیارد ریال است. این داده مستخرج از داده‌های بانک جهانی[1] (۲۰۱۷) به میلیارد دلار است که جهت یکسان سازی واحد پولی با ضرب در نرخ واقعی ارز به میلیارد ریال تبدیل شده است.
- GDP: تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳ است.
- Tax: نمایانگر مالیات بر درآمد است. معمولاً در مطالعات قبلی منظور از مالیات که به عنوان متغیر مستقل وارد مدل شده، کل مالیات‌های دریافتی دولت بوده است. اما در این پژوهش تأکید بر نقش مالیات بر درآمد در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران است.
- Open: باز بودن تجاری است که برای محاسبه این شاخص از نسبت ارزش کل صادرات و واردات بر تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت سال ۱۳۸۳ استفاده شده است.
- Inf: نرخ تورم که نشان دهنده بی‌ثباتی اقتصادی در سطح کلان است.
- h: معرف سرمایه انسانی است و شاخص سنجش آن نرخ سواد در جامعه است.
- pop: نشانگر جمعیت است و از داده‌های موجود در مرکز آمار ایران برای این شاخص استفاده شده است.
- er: نرخ واقعی و مؤثر ارز است.

قابل ذکر است که به غیر از داده سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) که از داده‌های بانک جهانی و داده جمعیت (pop) که از مرکز آمار ایران استخراج شده است، منبع سایر متغیرها بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران است.

به خاطر وجود ابهام در نحوه ارتباط بین متغیرهای مستقل و وابسته از مدل رگرسیون فازی برای تخمین مدل استفاده شده است زیرا که رگرسیون فازی بازه‌ای از مقادیر ممکن را برای متغیر خروجی تخمین می‌زند در حالی که رگرسیون کلاسیک تنها یک مقدار مشخص برای متغیر خروجی محاسبه می‌کند. تفاوت رگرسیون فازی در مقایسه با رگرسیون معمولی ناشی از مبانی آنها است.

سلمانی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۰۵) مهمترین تفاوت رگرسیون فازی با رگرسیون معمولی را به صورت زیر تشریح کرده‌اند:

– رگرسیون فازی برخلاف رگرسیون معمولی قابلیت برآورد مدل با تعداد داده و مشاهدات آماری محدود را دارد؛

– آمارهای تشخیصی که مناسب بودن مدل را در رگرسیون معمولی تعیین می‌کنند در رگرسیون فازی موضوعیت ندارند چرا

1. World Bank (2017)

که رگرسیون فازی براساس نظریه امکان[1] بنا شده است؛
– خطاها در مدل رگرسیون فازی لازم نیست از توزیع نرمال تبعیت کنند؛
– رگرسیون فازی در صورت وجود ابهام در ارتباط با یک پیشامد از رگرسیون معمولی کاراتر برآورد می‌کند زیرا که برای پارامتر هر متغیر بازه تخمین می‌زند؛
– ناهمسانی واریانس‌ها و پدیده‌های هم خطی به دلیل تصادفی بودن داده‌ها در رگرسیون معمولی وجود دارد اما در رگرسیون فازی موضوعیت ندارد زیرا رگرسیون فازی برای تعیین ضرایب از برنامه‌ریزی خطی و برنامه‌ریزی درجه دو استفاده می‌کند (کوره‌پزان دزفولی، ۱۳۸۴: ۱۳۹ و جباری و همکاران، ۱۳۹۱: ۹).

دلیل استفاده از روش رگرسیون فازی در این تحقیق برای برآورد روابط بین متغیرها، مربوط به قابلیت آن در برآورد مدل‌هایی است که نمی‌توان تمام متغیرها و شاخص‌های تأثیرگذار را به‌خاطر محدودیت در جمع‌آوری داده‌ها و قابلیت نتیجه‌گیری مدل‌ها و... در یک مدل واحد مورد بررسی قرار داد و به عبارتی در این مدل‌ها، در نحوه ارتباط بین متغیرهای وابسته و مستقل ابهام و عدم‌قطعیت وجود دارد. زیرا که بر طبق مطالعات صورت گرفته عوامل متعددی مانند اندازه بازار کشور میزبان، رشد بازار، دسترسی به بازارهای منطقه‌ای و بین‌المللی، رجحان‌های مصرفی خاص کشورها، ساختار بازار، توانایی مشاغل داخلی، مواد خام، نیروی کار غیر ماهر، دسترسی به نیروی کار ماهر، هزینه‌های قانونی، کیفیت آموزش و تحقیق در کشور، خلق دارایی مانند اختراعات و مهارت‌های تکنیکی، وضعیت فرهنگی، زیرساخت‌های فیزیکی (بنادر، راه‌ها، برق)، درجه باز بودن اقتصادی، آزادسازی اقتصادی، نرخ تورم، نرخ رشد درآمد ملی، کسری یا مازاد بودجه دولت و بدهی‌های داخلی و خارجی دولت، مالیات، نرخ ارز، تعاملات بین بانکی، توانایی شرکت‌های بیمه‌گر، حذف فساد و بوروکراسی اداری، خدمات درمانی، تسهیلات رفاهی، نرخ رشد جمعیت، حکمرانی خوب، ثبات سیاسی، تحریم‌های اقتصادی، نوع نگرش دولت در رابطه با سرمایه‌گذاری خارجی، درگیری بین گروه‌های سیاسی و اقتصادی، قوانین و مقررات حقوقی، عوامل فرهنگی و کیفیت زندگی و... بر جریان جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی مؤثر هستند (کمیجانی و عباسی، ۱۳۸۵: ۷۸)؛ و طبیعتاً همه این متغیرها را هم‌زمان نمی‌توان در یک مدل قرار داد زیرا که در دسترسی به برخی داده‌ها محدودیت وجود دارد و نیز اینکه برخی از عوامل فوق، قابل اندازه‌گیری و سنجش نبوده و نامرئی محسوب می‌شوند (مانند وضعیت فرهنگی، رجحان‌های مصرفی خاص کشورها، نوع نگرش دولت به سرمایه‌گذاری خارجی)، بنابراین به نظر می‌رسد یکی از بهترین مدل‌هایی که می‌تواند عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری خارجی را مورد بررسی قرار دهد مدل رگرسیون فازی است زیرا که این مدل، جزء اخلال رگرسیون معمولی را به عنوان یک ابهام و عدم قطعیت به درون رگرسیون فازی وارد می‌کند و با برآورد حدود ضرایب بالا، پایین و متوسط برای هر متغیر، نتایجی را ارائه می‌دهد که به واقعیت نزدیک‌تر است.

۳-۱- رگرسیون فازی

لطفی‌زاده در سال ۱۹۶۵، نظریه سیستم‌های فازی را معرفی کرد (لطفی‌زاده[2]، ۱۹۶۵: ۳۵۲). منطق کلاسیک هر چیزی را بر اساس یک سیستم دوتایی نشان می‌دهد (درست یا غلط،۰ یا ۱، سیاه یا سفید)، ولی منطق فازی درستی هر چیزی را با یک عدد که بین صفر و یک است نشان می‌دهد. مثلاً اگر رنگ سیاه را با عدد صفر و رنگ سفید را با عدد یک نشان دهیم، آنگاه رنگ خاکستری عددی نزدیک به صفر خواهد بود. منطق فازی، معتقد است که ابهام در ماهیت علم نهفته است. لطفی‌زاده معتقد است که باید به دنبال ساختن مدل‌هایی بود که ابهام را به منزله بخشی از سیستم بپذیرد برخلاف دیگران که معتقدند باید تقریب‌ها را دقیق‌تر کرد تا بهره‌وری افزایش یابد[3] (خدایی، ۱۳۸۸: ۸۳). در ادامه برای اولین بار تاناکا[4] (۱۹۸۷) رگرسیون با ضرایب فازی را معرفی کرد[5]. بعد از اولین مقاله ایشان، مقالات متعددی در خصوص تئوری فوق‌الذکر به دست دیگران، با تکیه بر گسترش تئوری و مثال‌های کاربردی منتشر شد. به مدل‌های رگرسیون با ضرایب فازی، گاهی

۱. به طور خلاصه محتوی این نظریه را می‌توان اینگونه بیان کرد که در تحلیل پیشامدها و شرایط محیطی تنها به دنبال رخدادهای محتمل نیستیم و در سازه‌های نامطمئن در پی یافتن تمامی پیشامدهای امکان‌پذیر هستیم.

2. Lotfi Zadeh (1965)

۳. برای مطالعه بیشتر مقاله لطفی‌زاده (۱۹۶۵) مراجعه شود.

4. Tanaka (1987)

۵. برای مطالعه بیشتر به مقالات تاناکا (۱۹۸۷، ۱۹۹۲) مراجعه شود.

مدل‌های رگرسیون امکانی هم گفته می‌شود. زیرا کـه در ایـن مدل‌ها، خطای مدل در قالب توزیع‌های امکـانی ضـرایب مـدل منظـور مـی‌شـود (طـاهری و ماشـین‌چـی، ۱۳۸۷: ۲۰۸). در رگرسیون با ضرایب فـازی، فـرض مـی‌شـود کـه مشـاهدات و متغیرها دقیق، و ابهام در مدل و ضـرایب رگرسـیون اسـت. در ادامه مدل رگرسیون امکانی تشریح مـی‌شـود. فـرض کنـیم Y متغیر وابسـته و X_1، X_2،...، X_p متغیرهـای مسـتقل و تعـداد مشاهدات n باشد، صورت کلی مدل رگرسیون فازی، به شـکل رابطه (۷) خواهد بود:

(۷)

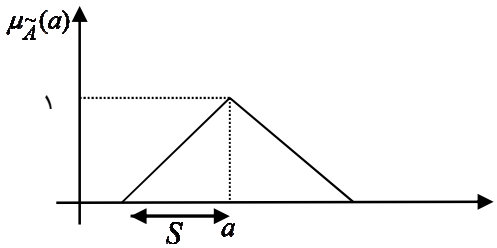
$$\tilde{Y} = f(X, A) = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 X_1 + \tilde{A}_2 X_2 + \ldots + \tilde{A}_p X_p$$

هدف برآورد پارامترهای مـدل یعنـی $\tilde{A}_0, \tilde{A}_1, \tilde{A}_2, \ldots. \tilde{A}_p$ است به صورتی که مدل بهتـرین بـرازش را بـرای داده‌هـا بـه دست آورد. برای یافتن پارامترهای فوق از تابع عضویت مثلثـی متقارن رابطه (۸) استفاده شده اسـت. البتـه مـی‌تـوان از توابـع عضویت دیگر از قبیل نرمال، استفاده کرد، اما در این مقاله فقط تابع عضویت مثلثی متقارن مورد بحث و بررسی قرار می‌گیـرد. تابع عضویت مثلثی متقارن به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۸)

$$\tilde{A}(X) = \begin{cases} 1 - \dfrac{a - x}{s}, & a - s \le X \le a \\ 1 - \dfrac{a - x}{s}, & a \prec X \le a + S \end{cases}$$

هر عدد مثلثی را می‌توان به صورت $\tilde{A}$= (a, s) نشان داد. یک عدد مثلثی فازی به صورت شکل (۱)، قابل نمایش است:



شکل ۱. عدد مثلثی فازی $\tilde{A}$

a مقدار میانه و s پهنای $\tilde{A}$ را مشخص می‌کند پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که s بیشتر باشد میزان فـازی بـودن عـدد نیـز بیشتر است. بنابراین خروجی رگرسیون رابطه (۷) را می‌توان به صورت رابطه (۹) نشان داد:

(۹)

$$\tilde{Y} = (a_0, s_0) + (a_1, s_1) X_1 + (a_2, s_2) X_2 + \ldots + (a_p, s_p) X_p$$

در نتیجه، تابع عضویت متغیر خروجی رگرسیون رابطه (۸) بـه صورت زیر بدست می‌آید:

(۱۰)

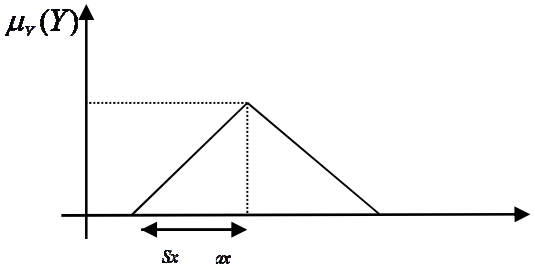
$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} \max(\min \{\tilde{A}_X\}\{X / Y = f(X, a)\} = \Phi \\ otherwise \end{cases}$$

با جایگزینی رابطه (۱۰) در (۸)، رابطه (۱۱) بدست می‌آید:

(۱۱)

$$\mu_Y(Y) = \begin{cases} 1 - \dfrac{\left| y - \sum_{i=1}^{n} a_i X_i \right|}{\sum_{i=1}^{n} S_i |X_i|}, & X_i \neq 0 \\ 1 \quad X_i = 0, Y = 0 \\ 1 \quad X_i = 0, Y = 0 \end{cases}$$

$\mu_Y(Y)$ به صورت شکل (۲)، قابل نمایش است:



شکل ۲. تابع عضویت $\mu_Y(Y)$

حالت داده‌های غیر فازی در رگرسیون می‌تواند تبدیل به یـک مدل برنامـه‌ریـزی خطـی شـود. در ایـن حالـت، هـدف مـدل رگرسیون، تعیین بهینه مقادیر پارامترهای $\tilde{A}$ است، بـه قسـمی که مجموعه فازی خروجی مدل رگرسیون شـامل (Y_i) دارای درجه عضویت بزرگ‌تر یا مساوی h باشد. یعنی:

(۱۲)

$$\mu_Y(Y_i) \ge h$$

متغیر h عددی بین صفر و یک می‌باشد. بـا افـزایش مقـدار h، میزان فازی بودن خروجی‌ها نیز افزایش می‌یابد. در ایـن مقالـه با استفاده از تجربه سـایر مطالعـات ماننـد محسـنی و شـکری

(۱۳۹۲: ۱۰)، سلمانی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۰۸)، h=۰/۵ در نظر گرفته شده است. بنابراین می‌توان با توجه به مطالب مذکور، تابع هدف و قیدهای تابع برنامه‌ریزی خطی فازی را به صورت زیر نشان داد (کوزه‌پزان دزفولی، ۱۳۸۴: ۱۴۳):

(۱۳)

$$0 = \min \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{n} S_i X_{ij}$$

(۱۴)

$$Y_i \le \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij}$$

(۱۵)

$$Y_i \ge \sum_{i=1}^{p} a_i X_{ij} + (1-h) p \sum_{i=1}^{p} S_i X_{ij}$$

به گونه‌ای که رابطه (۱۳) تابع هدف و رابطه‌های (۱۴) و (۱۵) قیدهای مدل برنامه‌ریزی فازی می‌باشند. با توجه به مباحث مطرح شده در این بخش شکل رگرسیون فازی معادله (۷) به صورت زیر خواهد بود.

(۱۶)

$$FDI = \tilde{A}_0 + \tilde{A}_1 GDP + \tilde{A}_2 Tax + \tilde{A}_3 open + \tilde{A}_4 Inf + \tilde{A}_5 h + \tilde{A}_6 pop + \tilde{A}_7 er$$

بنابر رابطه (۹)، رابطه بالا را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۱۷)

$$FDI = (a_0, S_0) + (a_1, S_1) GDP + (a_2, S_2) Tax + (a_3, S_3) open + (a_4, S_4) Inf + (a_5, S_5) h + (a_6, S_6) pop + (a_7, s_7) er$$

٤- تخمین و تحلیل یافته‌ها

در این بخش از مطالعه با استفاده از برنامه نرم‌افزاری MATLAB[14] ضرایب فازی (a_i و s_i) برآورد می‌شود. a مقدار میانه و S پهنای A را مشخص می‌کند، پارامتر s گستره عددی فازی است که نشان دهنده میزان فازی بودن عدد است. یعنی هر مقدار که این پارامتر بیشتر باشد، میزان فازی بودن عدد نیز بیشتر خواهد بود. نتایج بدست آمده از برآورد مدل در جدول (۱) ارائه شده است.

تولید ناخالص داخلی با ضریب فازی (۰/۰۴۲۳، ۱/۰۱۴۷) تأثیر مثبت و قابل توجهی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. این تأثیرگذاری منطبق بر تئوری جاذبه است؛ به این معنی که تولید ناخالص داخلی یکی از شاخص‌های اندازه اقتصاد به شمار می‌رود و هر اندازه وسیع‌تر باشد باعث به وجود آمدن چشم‌انداز مثبتی از تجارت در کشور می‌شود و زمینه ورود به بازارهای جهانی را فراهم می‌کند. در واقع هر چه تولید در کشوری بیشتر باشد نشان از قدرت اقتصادی کشور و حمایت‌ها و سرریزهایی است که می‌تواند برای سرمایه‌گذاران خارجی مفید باشد. این یافته با نتایج تجربی مطالعات باجیو و سیمون[1] (۱۹۹۴: ۷۱)، کردی و یحیی‌آبادی (۱۳۹۲: ۸) و نصیری‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳: ۳۷) هم سو است.

جدول ۱. نتایج برآورد پارامترها

عرض از مبدأ	a_0	-۱۰۱/۹۲۴۰	S_0	۱/۱۷۹۲
GDP	a_1	۱/۰۱۴۷	S_1	۰/۰۴۲۳
Tax	a_2	-۰/۰۰۸۲	S_2	۰/۰۰۷۳
Open	a_3	۰/۴۱۲۷	S_3	۰/۰۰۱۱
Inf	a_4	-۰/۵۶۴۱	S_4	۰/۰۰۳۷
h	a_5	۰/۳۵۸۷	S_5	۰/۰۱۲۴
pop	a_6	۰/۴۰۱۱	S_6	۰/۰۱۳۰
er	a_7	-۰/۳۲۵۱	S_7	۰/۱۰۰۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

در خصوص متغیر مالیات بر درآمد همان‌طور که از جدول شماره (۱) استنباط می‌شود این متغیر با ضریب فازی (۰/۰۰۷۳، -۰/۰۰۸۲) تأثیر منفی ولی بسیار کوچکی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران دارد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که حداکثر تأثیرگذاری مالیات بر درآمد در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برابر -۰/۰۰۰۹ بوده و حداقل تأثیر آن بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز -۰/۰۱۵۵ و متوسط تأثیر آن برابر -۰/۰۰۸۲ است. به عبارت دیگر میزان تأثیر مالیات بر درآمد در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بیشتر از -۰/۰۰۰۹ و کمتر از -۰/۰۱۵۵ نخواهد شد، بلکه در بازه‌ای بین این دو حد بالا و پایین قرار می‌گیرد. در تحلیل منفی بودن این ضریب فازی می‌توان گفت که وضع مالیات بر درآمد موجب کاهش سود سرمایه‌گذران خارجی می‌شود و انگیزه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را کاهش می‌دهد. از طرف دیگر در مورد کوچک و ناچیز بودن این ضریب می‌توان گفت که در کشور ایران متغیر مالیات بر درآمد

1. Bajio & Simon (1994)

از عوامل اصلی و تعیین کننده در جذب یا عدم جذب سرمایه‌گذاری خارجی نیست. این ضریب فازی همچنین در مقایسه با نرخ ارز و نرخ تورم نشان می‌دهد که متغیر مالیات بر درآمد تأثیر کوچک‌تری در عدم جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. این یافته با نتایج مطالعات ریوان (۲۰۰۵: ۲۰) و اهنو (۲۰۱۰: ۱۷۳) مطابق ولی با مطالعه هانگ و لی (۲۰۰۷: ۵۲) ناهمسو است.

درجه باز بودن تجارت عامل دیگری است که با ضریب فازی (۰/۰۰۱۱، ۰/۴۱۲۷) رابطه مثبتی با جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که هرچه قدر اقتصاد یک کشور بازتر باشد به همان میزان بیشتر در معرض جریان کالاها و سرمایه قرار خواهد گرفت. به عبارتی، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌تواند از طریق یک اقتصاد باز، بیشتر به داخل کشور نفوذ پیدا کند و هرچه محدودیت‌های تعرفه‌ای کمتر باشد تجارت بین دو کشور آزادانه‌تر انجام می‌شود و سرمایه‌گذاران مستقیم خارجی را بیشتر و بهتر ترغیب کرده و نشان می‌دهد که مسیر سرمایه‌گذاری در این کشور هموار خواهد بود. این یافته همسو با نتایج مطالعات اردال و تاتوگلو[1] (۲۰۰۲: ۲۶) و بویور و توفیک[2] (۲۰۰۳: ۸۰) است.

نرخ تورم عامل دیگری است که با ضریب فازی (۰/۰۰۳۷، ۰/۵۶۴۱-) تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. این تأثیرگذاری می‌تواند ناشی از دو عامل باشد اول اینکه افزایش نرخ تورم باعث کاهش قدرت خرید واقعی شده و با بالا بردن نااطمینانی نسبت به آینده، انگیزه سرمایه‌گذاری را کاهش دهد. و دوم اینکه افزایش تورم در واقع افزایش هزینه‌های تولید را نشان می‌دهد و موجب کاهش انگیزه‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌شود. این یافته‌ها، مطابق با نتایج مطالعات باجیو و سیمون (۱۹۹۴: ۷۱) و بویور و توفیک (۲۰۰۳: ۸۰) و صمدی و همکاران[3] (۱۳۹۱: ۶) است.

در تقابل با نرخ تورم، سرمایه انسانی با ضریب فازی (۰/۰۱۲۴، ۰/۳۵۸۷) و متغیر جمعیت نیز با ضریب فازی (۰/۰۱۳۰، ۰/۴۰۱۱) تأثیر مثبتی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کشور ایران دارند. سرمایه انسانی بالا می‌تواند موجب افزایش اطمینان سرمایه‌گذاران خارجی شود و با افزایش بهره‌وری و کارایی در تولید، بازده سرمایه‌گذاری را افزایش دهد و به تبع افزایش سرمایه‌گذاری جدید را در پی داشته باشد. از طرف دیگر افزایش جمعیت، افزایش مصرف را در پی دارد و می‌تواند این اطمینان خاطر را به سرمایه‌گذران خارجی بدهد که بازار مصرف رو به رشدی را برای آینده در اختیار دارند و به همین دلیل سرمایه‌گذاری خارجی را در کشور ایران افزایش دهند. این یافته با نتایج مطالعات اهنو (۲۰۱۰: ۱۷۳) و کردی و یحیی‌آبادی (۱۳۹۲: ۸)، نصیری‌نژاد و همکاران (۱۳۹۳: ۳۷) و اسدنژاد و همکاران (۱۳۹۵: ۲۵۲) منطبق است.

آخرین متغیری که وارد مدل شده نرخ ارز است که با ضریب فازی (۰/۱۰۰۷، ۰/۳۲۵۱-) تأثیر منفی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد. در تحلیل این ضریب می‌توان گفت که با افزایش نرخ ارز از یک سو قیمت کالاهای خارجی در کشور افزایش یافته و موجب کاهش فروش تولیدات شرکت‌های خارجی در داخل می‌شود (اثر درآمدی). از سویی دیگر، تهیه آن دسته از عوامل تولید غیر محرک که باید از کشور میزبان خریداری شود، برای شرکت‌های خارجی ارزان‌تر از قبل خواهد شد و این امر منجر به کاهش قیمت تمام شده کالا خواهد شد. این ضریب فازی نشان می‌دهد که در ایران اثر درآمدی غالب است و با افزایش نرخ ارز، جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتر می‌شود. این یافته با نتایج مطالعه باجیو و سیمون (۱۹۹۴: ۷۱) همسو و با نتایج مطالعات لهیری و میسا[4] (۲۰۰۶: ۳۶۲) و صمدی و همکاران (۱۳۹۱: ۶) ناهمسو است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاری خارجی یک منبع مهم تأمین سرمایه برای کشورهای در حال توسعه، به ویژه ایران محسوب می‌شود. از این رو بررسی عوامل مؤثر بر جذب FDI بسیار حائز اهمیت است. عوامل متعددی بر ورودی FDI به کشور نقش دارند که با شناخت این عوامل و کنترل نسبی آنها می‌توان زمینه را برای ورود هر چه بیشتر آن به کشور فراهم ساخت. در این مقاله با استفاده از رگرسیون فازی به بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر

1. Erdal & Tatoglu (2002)
2. Bouoiyour & Toufik (2003)
3. Samadi et al. (2012)
4. Lahiri & Mesa (2006)

جذب FDI در ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۶۰ با تأکید بر نقش مالیات پرداخته شده است. نتایج بدست آمده به شرح زیر است:

۱- افزایش GDP که به عنوان جایگزینی برای رشد اقتصادی و اندازه بازار کشور است، تأثیر مثبتی بر جذب FDI در کشور ایران داشته است.

۲- متغیر مالیات بر درآمد تأثیری منفی و ناچیز در جذب FDI دارد. ناچیز بودن ضریب این متغیر نشان می‌دهد که مالیات بر درآمد از عوامل اصلی و تعیین کننده در ورود سرمایه‌های خارجی به کشور ایران نیست.

۳- افزایش درجه باز بودن تجاری تأثیری مثبت بر جذب FDI داشته است.

۴- نرخ تورم که بیانگر عدم کارآمدی سیاست‌های اقتصادی در کشور است، به عنوان عاملی منفی برای جذب FDI در کشور ایران عمل کرده است.

۵- افزایش سرمایه انسانی و جمعیت کشور، تأثیر مثبتی بر جذب FDI در ایران دارند.

۶- افزایش نرخ ارز تأثیری منفی بر ورودی سرمایه خارجی کشور ایران داشته است.

بنابراین با توجه به نتایج به دست آمده، برای بهبود در روند جذب FDI موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

- با توجه به ضریب مثبت بازبودن تجاری بر جذب FDI، پیشنهاد می‌شود برای نفوذ بیشتر سرمایه‌های خارجی، سیاست بازاقتصادی به کار گرفته شود.
- اجرای سیاست‌های کنترل تورم که نشان دهنده ثبات در اقتصاد ایران است می‌تواند در جذب سرمایه‌های خارجی مؤثر باشد، بنابراین این مهم توصیه می‌شود.
- بدیهی است که سیاست‌های ایجاد ثبات در نرخ ارز نیز می‌تواند موجب اطمینان سرمایه‌گذاران خارجی به وضعیت اقتصادی کشور شود و تأثیر مثبتی بر جذب FDI داشته باشد.

منابع

اسدنژاد، اعظم؛ ترابی، تقی و رادفر، رضا (۱۳۹۵). "تأثیر کیفیت سرمایه انسانی بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: مطالعه موردی کشورهای منتخب جنوب شرق آسیا و ایران". *فصلنامه دانش سرمایه‌گذاری*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۲۵۳-۲۳۵.

امام، فرهاد (۱۳۷۳). "حقوق سرمایه‌گذاری خارجی در ایران". نشر یلدا، چاپ اول، تهران.

پژویان، جمشید و خسروی، تانیا (۱۳۹۱). "تأثیر مالیات بر شرکت‌ها بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۳، شماره ۱۱، ۱۲۲-۹۷.

جباری، مظفر؛ جباری، غضنفر؛ شریفی، فرهاد و مومن، مهدی (۱۳۹۱). "رگرسیون خطی فازی و کاربرد آن درپژوهش‌های علم اقتصاد". *اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی روش‌ها و کاربردها*، دانشگاه آزاداسلامی واحد سنندج.

خدایی، ابراهیم (۱۳۸۸). "رگرسیون خطی فازی و کاربردهای آن در پژوهش‌های علوم اجتماعی". *مجله مطالعات اجتماعی ایران*، دوره ۳، شماره ۴، ۹۹-۸۲.

رستمی، ولی و اسدزاده، وحید (۱۳۹۶). "بررسی حقوقی تأثیر مالیات بر سرمایه‌گذاری خارجی". *پژوهشنامه مالیات*، دوره ۳۳، شماره ۸۱، ۱۶۵-۱۴۹.

سلمانی، بهزاد؛ ذوالقدر، حمید و شکری، مصطفی (۱۳۹۶). "بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر نفوذ اینترنت در ایران با استفاده از رگرسیون فازی". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، دوره ۴*، شماره ۳، ۱۱۶-۹۱.

صمدی، سعید؛ مستولی‌زاده، سیدمحمد و مقدس‌فر، سمانه (۱۳۹۱). "تأثیر نااطمینانی نرخ ارز و نااطمینانی نرخ تورم بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای اسلامی عضو گروه (D8)". *اولین همایش بین‌المللی اقتصادسنجی*، روش‌ها و کاربردها.

طاهری، محمود و ماشین‌چی، ماشاءالله (۱۳۸۷). "مقدمه‌ای بر احتمال و آمار فازی". انتشارات دانشگاه شهید باهنر کرمان، چاپ اول.

عرب‌مازار، عباس؛ زمان‌زاده، اکبر و شایسته، زهرا (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر مالیات بر رفتار سرمایه‌گذاری خصوصی: با تأکید بر سیاست‌های مالیاتی در برنامه پنجم توسعه". *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۴۵-۲۵.

کردی، معصومه و یحیی‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۲). "تحلیل تأثیر

تعرفه‌های مالیاتی بر حجم تجارت خارجی در یک مدل جاذبه برای کشورهای عضو D8". همایش اقتصاد ایران، مازندران.

کمیجانی، اکبر و عباسی، منصوره (۱۳۸۵). "تبیین نقش عوامل مؤثر بر جلب سرمایه مستقیم خارجی در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۷۳، ۱۰۵-۶۹.

کوره‌پزان دزفولی، امین (۱۳۸۴). "اصول تئوری مجموعه‌های فازی و کاربردهای آن در مدلسازی مسائل مهندسی آب". *انتشارات جهاد دانشگاهی*، چاپ دوم.

محسنی، رضا و شکری، مصطفی (۱۳۹۲). "بررسی میزان انتشار دی‌اکسیدکربن در ایران با رویکرد فازی". *نشریه انرژی ایران*، شماره ۱۶، ۱۶-۱.

نصیری نژاد، محمدرضا؛ استادی، حسین و هرتمنی، امیر (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر مالیات بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای عضو D8". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۳۸-۲۹.

وب سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران: www.tsd.cbi.ir

وب سایت مرکز آمار ایران: www.amar.org.ir

هادیان، ابراهیم و تحویلی، علی (۱۳۹۳). "تأثیر نوسانات سیاست‌های مالی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۳، شماره ۱۲، ۱۱۰-۹۱.

Bajio, R. & Simon, S. (1994). "An Econometric Analysis of Foreign Direct Investment 1964-1984". *Southern and Economic Journal*, 1(2), 48-72.

Becker, F. & Hemmelgran, V. (2006). "Investigating the Effect of Foreign Direct Investment Technology Transfer on Jordan's Manufacturing Sector". *International Research Journal of Finance and Economics,* 21(2), 125-138.

Bouoiyour, J. & Toufik, S. (2003). "Productivity in Moroccan Manufacturing and Foreign Direct Investment". *MPRA Paper 38097*, University Library of Munich, Germany.

Erdal, F. & Tatoglu, E. (2002). "Locational Determinants of Foreign Direct Investment in an Emerging Market Economy: Evidence from Turkey". *Academic Journal Article Multinational Business Review,* 10(1), 21-27.

Hung, J. T. & Li, S. (2007). "China's VAT on Foreign Enterprises and Its Impact on Attracting Investments by Local Governments". *Prospect Quarterly*, 2(94), 42-53.

Lahiri, S. & Mesa, F. (2006). "Local Content Requirement on Foreign Direct Investment under Exchange Rate Volatility". *International Review of Economics and Finance,* 15(1), 346–363.

Lotfi Zadeh, A. (1965). "Fuzzy Sets". *Information and Control*, 8(3), 338-353.

Ohno, T. (2010). "Empirical Ananlysis of International Tax Treaties and Foreign Direct Investment". *Public Policy Review*, 6(2), 165-174.

Qing, L. & Yi, L. (2015). "Firm Investment and Exporting: Evidence from China,s Value-Added Tax Reform". *Journal of International Economics*, 97(2), 392-403.

Rewane, O. (2005). "Using Tax Incentives to Compete for Foreign Investment: Do They Work?". *Public Policy for the Private Sector*, 53(2), 14-21.

Shah, A. (1995). "Fiscal Incentives for Investment and Innovatin". New York, *Oxford University press.*

Tanaka, H. & Ishibuchi, H. (1992). "Possibility Regression Analysis Based on Linear Programming". *Jurnal of European Research*. 2(3), 44-60.

Tanaka, H. (1987). "Fuzzy Data Analysis by Possibility Linear Models". *Fuzzy Sets and Systems*, 24(3), 363-375.

United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD). (2017). Retrieved from/http: www.unctad.org/, accessed online 7 July 2017.

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

Yuan, T. (2018). "Optimal Policy for Attracting FDI: Investment Cost Subsidy Versus Tax Rate Reduction". *International Review of Economics & Finance*, 53, 151-159.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۴۰-۱۲۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (121-140)

بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک

***صالح طاهری بازخانه[۱]، محمدعلی احسانی[۲]، محمدتقی گیلک حکیم‌آبادی[۳]**

۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

۲. دانشیار دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

۳. دانشیار دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۹/۸ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۲۵)

The Investigating of the Dynamic Relationship between Financial Cycles with Business Cycles and the Inflation Gap in Iran: An Application of Wavelet Transform

***Saleh Taheri Bazkhaneh[1], Mohammad Ali Ehsani[2], Mohammad Taghi Gilak Hakim Abadi[3]**

1. Ph.D. Students in Economics, Mazandaran University, Mazandaran, Iran
2. Associate Professor, Mazandaran University, Mazandaran, Iran
3. Associate Professor, Mazandaran University, Mazandaran, Iran

(**Received:** 29/Nov/2017 **Accepted:** 14/Feb/2018)

چکیده:

بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ نشان داد ادوار مالی یکی از دلایل نوسانات اقتصاد کلان به شمار رفته و می‌تواند موجب ایجاد سیکل‌های تجاری شود. در صورت وجود چنین رابطه‌ای، اتخاذ واکنش سیاستی فعالانه برای هموارسازی ادوار مالی ضروری به نظر می‌رسد. در این راستا، پژوهش حاضر پویایی‌های رابطه بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم را در اقتصاد ایران طی ۱۳۹۵:۴ – ۱۳۶۹:۱ بررسی می‌کند. برای این منظور، نخست یک شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران تدوین شده است. افزون بر این، با استفاده از آزمون علّیت در دامنه فرکانس افق‌های قابل استفاده برای پیش‌بینی رشد اقتصادی با استفاده از شاخص مذکور مشخص شده است. در ادامه، برای بررسی هدف تحقیق و تحلیل در دامنه فرکانس و دامنه زمان – فرکانس، از ابزار جدید تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی و تبدیل موجک پیوسته استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد رابطه ادوار مالی و ادوار تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت دو سویه بوده و شدیداً ناپایدار است. در میان‌مدت، ادوار تجاری متغیر پیشرو است اما حرکت فازی بین دو متغیر در دهه ۱۳۷۰ متفاوت از دهه ۱۳۸۰ می‌باشد. در کوتاه‌مدت، ادوار مالی و شکاف تورم رابطه‌ای دو سویه و ناپایدار را تجربه کرده‌اند. در میان مدت، ادوار مالی موجب فاصله گرفتن تورم از روند بلندمدت آن شده است. اما در بلندمدت و پس از سال ۱۳۸۶، این رابطه عکس شده است. با توجه به نتایج تحقیق، توصیه می‌شود سیاست‌گذار پولی علاوه بر هموارسازی تولید و تورم حول روند بلندمدت آنها، این مهم را برای بخش مالی نیز مدنظر قرار دهد تا دو هدف فوق در افق‌های گوناگون با خطای کم‌تری محقق شود.

واژه‌های کلیدی: ادوار مالی، ادوار تجاری، شکاف تورم، تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی، تبدیل موجک پیوسته.

طبقه‌بندی JEL: H24، F21، G17.

Abstract:

The 2007 global financial crisis showed that financial cycles is one of the reasons for the fluctuations of macroeconomics and could create business cycles. If there is such a relationship, adopting an active policy response to smooth financial cycles seems necessary. The present study investigates the dynamics of the relationship between financial cycles with business cycles and the inflation gap in Iran's economy during 1990:1 – 2016:4. To accomplish this, first, a financial condition index for Iran's economy has been created. In addition, the causality test has been conducted in the frequency domain and available frequencies have been determined to predict economic growth whit the index. Then, in order to investigate the purpose of the research and analysis in the frequency domain and time-frequency domain, the new Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform and Continuous Wavelet Transform tools are used. The results show the relationship between financial cycle and the business cycle in the short run and long run is bilateral and extremely unstable. In the medium run, the business cycle is a leading variable, but the phase difference between the two variables in the 1990s is different from those of the 2000s. In the medium run, the financial cycles have kept inflation away from its long run trend. But in the long run and after 2007, this relationship has been reversed. According to the results of the research, it is recommended that monetary policy makers, in addition to smoothing output and inflation around their long run trends, should also consider this for the financial sector so that the two objectives above can be achieved with lower error in different frequencies.

Keywords: Financial Cycles, Business Cycles, Inflation Gap, Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform, Continuous Wavelet.
JEL: H24, F23, F21.

***نویسنده مسئول:** صالح طاهری بازخانه
E-mail: saleh.taheri88@gmail.com

*Corresponding Author: Saleh Taheri Bazkhaneh

۱- مقدمه

تحولات اخیر در اقتصاد جهانی به ارزیابی مجدد و بسط برخی از مفاهیم اقتصادی منجر شده است. یکی از تغییرات آشکار در تفکرات و نظریات اقتصادی، اهمیت بسیار زیاد ارتباط بین بخش حقیقی و بخش مالی است. حقایق آشکار شده طی دو دهه گذشته به وضوح نشان‌دهنده اهمیت ادوار مالی در سراسر جهان می‌باشد. ژاپن، در پی بزرگ‌ترین حباب مسکن در تاریخ خود سقوط بزرگ دارایی را در اویل دهه ۱۹۹۰ تجربه کرد. بسیاری از اقتصادهای نوظهور آسیا پس از رونق‌های ممتد اعتبارات بانکی، با بحران‌های عمیق مالی در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰ مواجه شدند. رونق بازار سهام در اواخر دهه ۱۹۹۰ در برخی اقتصادهای پیشرفته نیز با رکودهای هم‌زمان پایان یافت (کلاسنس و همکاران[1]، ۲۰۱۱: ۱۴۶). با وجود این، پس از بحران مالی جهانی ۲۰۰۷ بود که توجه اقتصاددانان به نقش ادوار مالی بر سایر اجزای سیستم اقتصادی معطوف شد. الگوهای اقتصادی قبل از بحران، عمدتاً به متغیرهای مالی و اثرگذاری آنها در نوسانات اقتصاد کلان به عنوان موضوعی فرعی می‌نگریستند. پیش از بحران ۲۰۰۷، سیاست پولی با یک روش قاعده‌مند و نسبتاً قابل پیش‌بینی اجرا می‌شد و فرایند اثرگذاری آن به خوبی قابل درک بود. اجماع بر آن بود که ثبات تورم به عنوان یک تکیه‌گاه اسمی و متعهد شدن به آن در کنار ثبات شکاف تولید، ثبات در اقتصاد کلان را به ارمغان می‌آورد. در این چارچوب انتظار می‌رفت طبق فرضیه بازارهای کارا، عدم تعادل‌های مالی به سرعت ترمیم شده و ثبات در بخش حقیقی تهدید نشود. اما بحران مالی جهانی ۲۰۰۷، درک ناقص و محدود مطالعات را از پیوندهای میان بخش حقیقی و مالی نمایان ساخت و نشان داد اصرار بر نادیده انگاشتن اهمیت و اثرگذاری ادوار مالی، تا چه اندازه می‌تواند خطرناک باشد. به عبارت دیگر، در صورتی که ادوار مالی از ادوار تجاری و شکاف تورم تأثیر نپذیرند و علّت آنها باشد، سیاست پولی قاعده‌مند کارایی خود را از دست داده و ثبات اقتصاد کلان به طور جدی تهدید می‌شود. بر این اساس، بررسی نحوه اثرگذاری رفتار ادواری بخش مالی بر نوسانات اقتصاد کلان به موضوعی جذاب و پراهمیت در مطالعات (به طور مثال بوریو[2]، ۲۰۱۲: ۱؛ کستلنوو و نیستیکو[3]، ۲۰۱۰: ۱۷۰۰ و ما و ژانگ[4]، ۲۰۱۶: ۵۰۲) تبدیل شده است.

محققان (به طور مثال کستلنوو، ۲۰۱۳: ۲۸۲؛ آنجلوپولو و همکاران[5]، ۲۰۱۴: ۳۹۲؛ پگان و رابینسون[6]، ۲۰۱۴: ۹۴؛ موات[7]، ۲۰۱۵: ۶۲۹ و ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۰۲) با در نظر گرفتن یک متغیر و یا ترکیب متغیرهای مهم بخش مالی در یک شاخص، رفتار ادواری و ارتباط نوسانات بین بخش مالی و بخش حقیقی اقتصاد را بررسی کرده‌اند. از آنجایی که شاخص‌های شرایط مالی می‌توانند اطلاعاتی در رابطه با مقادیر آینده متغیرهای کلان در اختیار قرار دهند، نماگر مهمی برای سیاست‌گذاران محسوب می‌شوند. در این راستا، تحقیق حاضر در مرحله اول با استفاده از متغیرهای مهم بخش مالی، یک شاخص وضعیت مالی[8] برای اقتصاد ایران تدوین کرده است. سپس، با استفاده از آزمون علّیت طیفی[9]، دامنه کاربرد آن به عنوان یک متغیر پیشرو در پیش‌بینی رشد تولید ناخالص داخلی سنجیده شده است. با توجه به اینکه حرکت ادواری یا ضدادواری بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم دلالت‌های مهمی برای سیاست‌گذار پولی دارد، پژوهش حاضر بررسی این مهم را طی ۱۳۹۵:۴ – ۱۳۶۹:۱ هدف اصلی خود قرار داده است. برای این منظور، از ابزار قدرتمند تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی[10] و تبدیل موجک پیوسته[11] استفاده شده است. با به کارگیری ابزار مذکور امکان ترسیم رابطه میان متغیرها به صورت پویا و رصد تغییرات آن در طول زمان از لحاظ شدت و جهت، تحلیل کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت و نهایتاً تحلیل زمان–فرکانس[12] فراهم شده است. برای نیل به هدف اساسی تحقیق، ادامه مقاله به شرح زیر ساماندهی می‌شود:

بخش دوم به ادبیات موضوع اختصاص دارد. بخش سوم تفاوت آنالیز موجک با ابزار مرسوم اقتصادسنجی را معرفی کرده و کلیاتی از ابزار تبدیل موجک ارائه می‌دهد. تحلیل نتایج، موضوع بخش چهارم می‌باشد. در بخش پایانی جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی بیان شده است.

1. Claessens et al. (2011)
2. Borio (2012)
3. Castelnuovo & Nistico (2010)
4. Ma & Zhang (2016)
5. Angelopoulou et al. (2014)
6. Pagan & Robinson (2014)
7. Mouatt (2015)
8. Financial Conditions Index (FCI)
9. Spectral Causality
10. Maximal Overlap Discrete Wavelet Transform
11. Continuous Wavelet Transform
12. Frequency-Time Domain

۲- ادبیات موضوع

ادوار تجاری به عنوان مجموعه‌ای از نقاط رونق و رکود در سری‌های زمانی اقتصاد کلان (نظیر تولید ناخالص داخلی، دستمزدهای حقیقی، تولیدات صنعتی و ...) تعریف می‌شود. به طور مشابه، ادوار مالی که اخیراً در اقتصاد کلان مطرح شده است، نوسانات مشابه در سری‌های زمانی مالی (نظیر شاخص قیمت سهام، تسهیلات اعطائی شبکه بانکی، شاخص قیمت مسکن و ...) را بازتاب می‌دهد (اوریب و ماسکیرا[1]، ۲۰۱۶: ۲۴۲). در دهه ۱۹۸۰ مطالعات تجربی و مدل‌سازی‌های نظری جدیدی آغاز شد که جنبه‌های مالی ادوار تجاری را هدف قرار داده بودند (گرتلر[2]، ۱۹۸۸: ۱). برای مثال، شینکمن و ویس[3] (۱۹۸۶: ۲۳) نشان دادند محدودیت استقراض[4] در سطح فردی در مجموع به چرخه‌های تجاری منجر می‌شود. برنانکی و گرتلر[5] (۱۹۸۶: ۱) چارچوبی را ارائه دادند که در آن حرکت‌های درون‌زا و موافق چرخه‌ای ارزش خالص کارآفرینی، نوسانات سرمایه‌گذاری و تولید را شدت می‌بخشد. با وجود این، قبل از وقوع بحران مالی ۲۰۰۷، مطالعات ادوار تجاری اکثراً بر ادوار تجاری حقیقی[6] و یا الگوهای کینزی جدید[7] متکی بودند که در آنها نقش خاصی برای فعالیت‌های بخش مالی در نظر گرفته نمی‌شد. این مطالعات عمدتاً بر پویایی‌های متغیرهای حقیقی نظیر تولید ناخالص داخلی، مصرف و اشتغال تمرکز داشتند و نقشی برای اصطکاک مالی[8] قائل نبودند. اما وقوع بحران‌های مالی، اهمیت تعامل بین بخش حقیقی و مالی را نمایان ساخته است. به دنبال شواهد تجربی مربوط به ریشه‌های مالی نوسانات اقتصادی، بررسی نقش بخش مالی و تکانه‌های ناشی از آن موضوع مطالعات متعددی بوده است. تمرکز اصلی این مطالعات بررسی اهمیت اصطکاک مالی در ادوار تجاری است. در این راستا، الگوی شتاب دهنده مالی[9] و الگوی قید وثیقه[10] به ادبیات الگوهای کینزی جدید اضافه شدند.

در الگوی شتاب دهنده مالی که توسط برنانکی و همکاران (۱۹۹۹: ۱۳۴۲) معرفی شده است، فرض می‌شود بین هزینه تأمین مالی خارجی و داخلی تفاوت و جود دارد. وجود عدم تقارن اطلاعات باعث می‌شود وام‌دهندگان با هزینه حسابرسی و نظارت مواجه شوند. بنابراین، بین وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان قرارداد مالی منعقد می‌شود که این امر منجر به افزایش هزینه تأمین مالی خارجی برای بنگاه می‌شود. اثر اضافه ارزش تأمین مالی خارجی در جهت خلاف ادوار تجاری است که در نتیجه آن نرخ ارائه تسهیلات در دوره‌های رکود افزایش و در دوره‌های رونق کاهش می‌یابد. این الگو استدلال می‌کند که بروز تکانه مثبت نرخ‌های بهره در بخش بانکی، سبب تغییر تمایل خانوار به پس‌انداز بیش‌تر و مصرف کم‌تر، کاهش تمایل بنگاه‌ها به سرمایه‌گذاری و کاهش خالص مبادلات تجاری می‌شود. در نتیجه، کاهش تولید و درآمد واقعی و کاهش قیمت دارایی‌های مالی و شکل‌گیری ادوار تجاری را به دنبال خواهند داشت. کیوتاکی و مور[11] (۱۹۹۷: ۲۱۱) در الگوی قید وثیقه بیان می‌کنند اثر شتاب‌دهنده مالی از طریق کاهش قیمت دارایی جریان می‌یابد. توانایی تأمین مالی خارجی برای وام‌گیرندگانی که دارایی‌های خود را به‌عنوان وثیقه عرضه کرده‌اند، محدود می‌شود. در نتیجه، سرمایه‌گذاری آنها به دلیل کاهش ارزش بازاری اوراق وثیقه محدود خواهد شد. بنابراین، نوسان در ارزش دارایی منجر به تشدید نوسانات ادوار تجاری می‌شود (حیدری و ملابهرامی، ۱۳۹۶: ۹۸ و درگاهی و هادیان، ۱۳۹۵: ۸).

باید در نظر داشت بخش مالی در عین حال که می‌تواند منبعی برای ایجاد نوسانات و ادوار تجاری باشد، از متغیرهای اقتصاد کلان نیز تأثیر می‌پذیرد. در دوران مختلف اقتصادی بانک‌ها استانداردهای وام‌دهی خود را به صورت سیستماتیک در ادوار تجاری تغییر می‌دهند. بدین معنی که اعطای تسهیلات را در زمان رکود اقتصادی به دلیل احتمال عدم بازگشت آن محدود می‌کند. در زمان رونق اقتصادی نیز آن را تسهیل می‌کند. به طوری که سیکل‌های وام‌دهی موجب بدتر شدن سیکل‌های تجاری می‌شوند. تغییرات در استانداردهای وام‌دهی که در حین رشد اقتصادی کم‌تر رخ می‌دهند، بذرهای رکود اقتصادی آینده را می‌کارند، زیرا وام‌گیرندگانی که تمایل به عدم باز پرداخت بدهی دارند، با توجه به استانداردهای تعیین شده در فرایند گزینش وارد می‌شوند. در هر صورت، در حین افول و رکود اقتصادی سیاست انقباضی و در حین رشد و رونق اقتصادی، سیاست انبساطی اتخاذ می نمایند (مهرآرا و

1. Uribe & Mosquera (2016)
2. Gertler (1988)
3. Scheinkamn & Weiss (1986)
4. Borrowing Constraints
5. Bernanke & Gertler (1986)
6. Real Business Cycles
7. New Keynesian Models
8. Financial Friction
9. Financial Accelerator
10. Collateral Constraint
11. Kiyotaki & Moore (1997)

همکاران، ۱۳۹۵: ۷).

اثرگذاری بخش مالی بر ادوار تجاری به بخش بانکی و متغیرهای آن محدود نمی‌شود. شاخص قیمت کل سهام از دو طریق می‌تواند حجم فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده و منجر به رفتار سیکلی در تولید شود. با توجه به رویکرد ارزش‌گذاری بازار (q توبین) و رویکرد هزینه سرمایه، می‌توان اثر رونق و رکود شاخص کل قیمت سهام بر نوسانات تولید را درک کرد. از طرف دیگر، با در نظر گرفتن سهام به عنوان ثروت مالی، می‌توان تأثیر آن را بر اقتصاد نیز تحلیل کرد. با افزایش قیمت سهام، ثروت مالی افزایش یافته و انتظار می‌رود مصرف افزایش یابد. در نتیجه، قیمت سهام از کانال اثر ثروت با تحریک یکی از اجزای مهم تقاضای کل می‌تواند بر حجم فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار باشد. با در نظر گرفتن مسکن به عنوان دارایی، مجرایی دیگر برای منشأ مالی ادوار تجاری قابل تصور است.

در مجموع، ادوار مالی از سه طریق می‌توانند منجر به رکود و رونق در بخش حقیقی اقتصاد شوند:

۱) مادامی که بخش مالی در رکود باشد، بنگاه‌ها برای سرمایه‌گذاری و استخدام نیروی کار جدید مردد می‌شوند. ۲) بی‌ثباتی مالی نیز با تاریک کردن فضای اقتصاد کلان، منجر به بروز معضل منتظر ماندن و نگریستن[1] از سوی بنگاه‌ها می‌شود. بحران در بخش مالی منجر به بازبینی استانداردهای مؤسسات مالی برای اعطای اعتبارات می‌شود. رکود در بازار سرمایه نیز به کاهش سرمایه‌گذاری در بخش حقیقی منجر می‌شود. ۳) در کنار این موارد، ورود به سطح استرس مالی[2] می‌تواند با افزایش اسپرد[3] نرخ بهره همراه باشد. در نتیجه، تولید به علت تغییر در سرمایه‌گذاری دست‌خوش تغییرات می‌شود.

با توجه به آنچه ذکر شد، گستره وسیع متغیرهای بخش مالی می‌توانند به عنوان منبعی برای ایجاد نوسانات متغیرهای مهم اقتصاد کلان (نظیر تورم) و بروز ادوار تجاری مدنظر قرار گیرند. برای بررسی پدیده هم‌حرکتی بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم – که به حداقل رساندن این دو اهدافی مهم برای سیاست‌گذاری پولی به شمار می‌رود – می‌توان دو گزینه را مدنظر قرار داد:

در روش اول، می‌توان یک متغیر از بخش مالی را انتخاب کرد و آن‌را نماینده کل این بخش در نظر گرفت. سپس، رابطه بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم را بررسی کرد (روش استفاده شده توسط محققانی نظیر کستلنوو، ۲۰۱۳: ۲۸۲؛ آنتونوکاکیسا و همکاران[4]، ۲۰۱۵: ۱۵۴ و نظیر اوریب و ماسکیرا، ۲۰۱۶: ۲۴۱). در روش جایگزین، می‌توان متغیرهای مهم بخش مالی را با یکدیگر ترکیب و اطلاعات آنها را در یک شاخص خلاصه کرد (تامپسن و همکاران[5]، ۲۰۱۵: ۴۸۶ و ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۰۵). با توجه به هدف تعریف شده برای تحقیق، در اینجا روش دوم ارجحیت دارد. چون؛ اولاً، با توجه به شرایط اقتصاد ایران نمی‌توان یک متغیر را به عنوان نماینده کل بخش مالی در نظر گرفت؛ ثانیاً، با انتخاب یک متغیر – به طور مثال تسهیلات اعطائی بانک‌ها به بخش خصوصی – متغیرهایی که اطلاعات مربوط به ریسک را دارند لحاظ نمی‌شوند؛ ثالثاً، از آنجایی که هر متغیر اطلاعات خاص خود را دارد انتخاب یک متغیر در اینجا مسئله‌ای مناقشه‌آمیز خواهد بود و توصیه سیاستی ملموس و قابل کاربردی به همراه نخواهد داشت. با توجه به این ملاحظات، در تحقیق حاضر ابتدا یک شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران تدوین شده است. در ادامه، مبانی نظری مرتبط با شاخص وضعیت مالی و نحوه‌ی گزینش متغیرها مرور شده است.

۲-۱- شاخص وضعیت مالی

ادبیات مربوط به شاخص‌های مالی در سال ۲۰۰۰ میلادی مطرح شد. اهمیت متغیرهای مالی در مکانیسم انتقال سیاست پولی، نخستین انگیزه برای ساخت شاخص شرایط مالی محسوب می‌شود (آنجلوپولو و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۹۳). به عقیده مونتاگنلی و ناپولیتانو[6](۲۰۰۴: ۴)، سه جهت‌گیری کلی در خصوص ارتباط قیمت دارایی‌های مالی و سیاست پولی وجود دارد: (الف) بانک مرکزی قیمت دارایی‌های مالی را منحصراً برای پیش‌بینی تورم به کار گیرد. (ب) ضروری است قیمت دارایی‌های مالی بخشی از یک شاخص گسترده‌تر باشند که توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود. (ج) همان‌طور که بانک مرکزی در پی ثبات تورم است، باید به طور فعالانه ثبات قیمت دارایی‌های مالی را مدنظر قرار دهد (همان، ۳۹۳). با وجود این دسته‌بندی‌ها، نظریات محتلفی در رابطه با گزینش یک متغیر از

1. Wait & See
2. Fnancial Stress
3. Spread

4. Antonakakisa et al. (2015)
5. Thompson et al. (2015)
6. Montagnoli & Napolitano (2004)

بخش مالی وجود دارد. از آنجایی که استفاده از یک شاخص ترکیبی از متغیرهای مهم بخش مالی تصویری واقعی‌تر از وضعیت این بخش ارائه می‌دهد، تدوین و استفاده از شاخص وضعیت مالی توجیه پیدا کرد. در این راستا، نخست شاخص وضعیت پولی[1] برای اقتصاد مطرح شد. این شاخص در شکل‌های اولیه عمدتاً با استفاده متغیرهایی نظیر نرخ ارز و نرخ بهره ساخته می‌شد و معیاری برای تشخیص وضعیت سیاست پولی و نحوه اثرگذاری آن بر اقتصاد بود. در سال‌های بعد، تلاش برای گسترش شاخص فوق و شناسایی متغیرهای مؤثر و ارائه کانال‌های انتقال سیاست پولی منجر به استخراج شاخص‌های جدیدی شد. محققانی نظیر گودهارت و هافمن[2] (۲۰۰۱: ۱)، مایز و وین[3] (۲۰۰۱: ۱)، با افزودن متغیرهای دیگری از بخش مالی (مثل قیمت دارایی‌ها) شاخص وضعیت مالی را تدوین کردند. به این ترتیب، با توجه به بحث‌های زیادی که در مورد نقشی که قیمت دارایی‌ها و سایر متغیرهای بخش مالی در مکانیسم انتقال پولی (از طریق کانال مصرف، ترازنامه و اعتبارات) مطرح شد، بسیاری از بانک‌های مرکزی و نهادهای مالی (نظیر گلدمن ساکس[4]، بلومبرگ[5] و دویچه بانک[6]) به توسعه شاخص شرایط پولی پرداخته و به شاخص جدیدی به نام شاخص وضعیت مالی رسیدند. نهادهای مذکور با استفاده از این شاخص به طور پیوسته بخش مالی و تحولات آن را رصد می‌کنند. بنابراین، در ادبیات موضوع شاخص وضعیت مالی به عنوان معیاری جامع مطرح است که بر اساس ترکیبی از متغیرهای مهم این بخش ساخته می‌شود (کوپ و کروبیلیس[7]، ۲۰۱۴: ۱۰۲؛ عطرکارروشن و محبوبی، ۱۳۹۵: ۱۵۱ و تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۴۸).

ساخت و استخراج شرایط مالی با دو مسئله اساسی رو به رو است: (الف) انتخاب متغیرهای مالی و (ب) وزن‌دهی به متغیرها (کوپ و کروبیلیس، ۲۰۱۴: ۱۰۲). برای تدوین شاخص وضعیت مالی، محققان با استفاده از حداکثر داده‌های در دسترس و مقتضیات هر کشور، متغیرهای بخش مالی را برای شاخص گزینش می‌کنند. این متغیرها دربردارنده اطلاعات کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی (توسط متغیرهای نرخ بهره، نرخ ارز، کانال وام‌دهی و ترازنامه)، دارایی‌های مالی (شاخص‌های مربوط به قیمت مسکن، بازار سهام، اوراق قرضه و ...) می‌باشند. اخیراً، در تحقیقات (به طور مثال گاگلیانون و آریئوسا[8]، ۲۰۱۶: ۸ و ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۰۵) از متغیرهایی نظیر پاداش ریسک[9] و اسپرد بانکی به منظور لحاظ ریسک‌های موجود در بخش مالی که سایر بخش‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند، استفاده شده است.

شاخص‌های شرایط مالی برای بسیاری از کشورها با استفاده از روش‌های متنوعی ساخته شده و برای مقاصد مختلفی به کار می‌روند. مهمترین این موارد عبارت‌اند از: (الف) پیش‌بینی متغیرهای اقتصاد کلان نظیر تولید و تورم (به طور مثال بریو و باترز[10]، ۲۰۱۲: ۱۹۱). (ب) مطالعاتی نظیر گودهارت و هافمن (۲۰۰۱: ۱) و مونتاگنلی و ناپولیتانو (۲۰۰۴: ۱) برای بررسی ارتباط بخش مالی با سیاست پولی در چارچوب قواعد پولی از شاخص وضعیت مالی استفاده کرده‌اند (آنجلوپولو و همکاران، ۲۰۱۴: ۳۹۳). (ج) طراحی سیستم هشدار پیش از موعد در بخش مالی (به طور مثال ما و چن[11]، ۲۰۱۴: ۶۴). (د) ارتباط بین ادوار مالی با ادوار تجاری و سایر متغیرهای مهم اقتصاد کلان (به عنوان نمونه کستلنوو و نیستیکو، ۲۰۱۰: ۱۷۰۰ و ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۰۲).

با توجه به هدف تعریف شده، پژوهش حاضر در دسته آخر قرار می‌گیرد. یکی از مباحث مهم در این زمینه، پدیده هم‌حرکتی، حرکت ادواری و یا ضدادواری بین بخش مالی و بخش حقیقی است. در صورتی که ادوار مالی تا حد زیادی پیرو ادوار تجاری باشند، به نظر می‌رسد تثبیت بخش مالی حول روند بلندمدت آن از طریق گنجاندن هدف تثبیت شکاف مالی در قاعده سیاست پولی موضوعیت نداشته باشد. زیرا، با به حداقل رساندن شکاف تولید، شکاف و عدم تعادل در بخش مالی با پیروی از بخش حقیقی به حداقل می‌رسند. اما، در صورتی که ادوار مالی پیرو نباشد[12]، ضرورت دارد سیاست‌گذار پولی فعالانه نسبت به به حداقل رساندن شکاف در بخش مالی مبادرت ورزد. در این صورت، یکی از راه‌ها برای مهار نوسانات و عدم تعادل‌های بخش مالی و جلوگیری از سرایت آن به سایر

1. Monetary Condition Index (MCI)
2. Goodhart & Hofmann (2001)
3. Mayes & Virén (2001)
4. Goldman Sachs
5. Bloomberg
6. Deutsche Bank
7. Koop & Korobilis (2014)
8. Gaglianone & Areosa (2016)
9. Risk Premium
10. Brave & Butters (2012)
11. Ma & Chen (2014)
۱۲. رابطه دو سویه، حرکت ضدادواری یا پیروی ادوار تجاری از ادوار مالی برقرار باشد.

بخش حقیقی، گنجاندن هدف تثبیت بخش مالی حول روند بلندمدت آن در قاعده سیاست پولی است (مانند آنچه ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۱۲ پیشنهاد می‌کنند). در این راستا، پژوهش حاضر رابطه بین ادوار مالی و ادوار تجاری را بررسی می‌کند. افزون بر این، از آنجایی که ثبات تورم یکی از اهداف مهم سیاست پولی است و رابطه آن با ادوار مالی دلالت‌های سیاستی مهمی را آشکار می‌کند، هم‌حرکتی بین ادوار مالی و شکاف تورم نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور، یک شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران تدوین شده و ادوار مالی به کمک آن مشخص شده‌اند.

۲-۲- پیشینه تحقیق

نحوه ترکیب متغیرها برای تدوین شاخص شرایط مالی یکی از مسائل مهم در این زمینه محسوب می‌شود. محققان برای وزن‌دهی از روش‌های متفاوتی استفاده کرده‌اند. این روش‌ها را می‌توان به دو دسته کلی تقسیم کرد. در رویکرد نخست، وزن‌دهی متغیرها بر اساس نحوه اثرگذاری آنها بر بخش حقیقی انجام می‌گیرد. این رویکرد برای اولین بار در مطالعه گودهارت و هافمن (۲۰۰۱: ۹) استفاده شده است. در مطالعه مذکور که گستره مکانی آن کشورهای گروه هفت می‌باشد، متغیرهای مالی در تابع تقاضای کل افزوده شده‌اند. در ادامه، وزن هر متغیر با تخمین تابع تقاضا و ضریب هر متغیر مشخص شده است. سویستن[1] (۲۰۰۸: ۶) نیز برای تدوین شاخص شرایط مالی ایالات متحده آمریکا از این رویکرد استفاده کرده است. محقق برای وزن‌دهی به جای برآورد تابع تقاضای کل، از توابع عکس‌العمل آنی[2] و واکنش تولید ناخالص داخلی استفاده کرده است. نظر به این‌که در طول زمان شاخص‌های مالی با استفاده از متغیرهای بیش‌تری ساخته شدند، معضلات این رویکردها در وزن‌دهی آشکار شد. مانایی، هم‌گرایی، درون‌زایی، تورش تصریح و سایر معضلات مرتبط با افزایش متغیرهای توضیحی از جمله این معضلات هستند. اخیراً، پلاشیل و همکاران[3] (۲۰۱۶: ۳۱۱) به کمک روش میانگین‌گیری بیزین[4]، بر محدودیت مذکور غلبه کرده‌اند. آنها با به کارگیری طیف وسیعی از متغیرهای مالی، شاخصی جدید برای وضعیت مالی جمهوری چک تدوین کرده‌اند. در رویکرد دوم، تحلیل مؤلفه‌های اساسی[5] به عنوان راهکاری جایگزین برای وزن‌دهی به متغیرها معرفی شده است. در این رویکرد شاخص وضعیت مالی نشان‌دهنده یک عامل مشترک می‌باشد که از متغیرهای مالی استخراج شده و بیش‌ترین تغییرات مشترک آنها را در برمی‌گیرد.

پس از ساخت شاخص، ضروری است اعتبار آن مورد بررسی قرار گرفته و قدرت پیش‌بینی آن سنجیده شود. برای این منظور، روش‌های متفاوتی در مطالعات استفاده شده است. گوماتا و همکاران[6] (۲۰۱۲: ۱)، از روش علّیت گرنجری[7] برای انتخاب شاخص شرایط مالی آفریقای جنوبی طی (۱۹۹۱:۱ الی ۲۰۱۱:۱) استفاده کرده‌اند. آنها نشان دادند شاخص‌های مبتنی بر روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی و فیلتر کالمن[8] علّت گرنجری رشد اقتصادی هستند. اما، شاخصی که بر اساس روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی تدوین شده است ریشه میانگین مربعات خطای[9] کم‌تری دارد. بر این اساس، شاخص اول را ارجح می‌دانند. کوپ و کروبیلیس (۲۰۱۴: ۱۰۱) برای وزن‌دهی از روش خودرگرسیون برداری عامل افزوده شده با پارامترهای متغیر زمانی[10] استفاده کرده‌اند. آنها نشان می‌دهند شاخص‌های ساخته شده بر پایه روش مذکور، قدرت بیش‌تری نسبت به شاخص‌های ساخته شده با الگوهای خودرگرسیونی برداری ساده برای پیش‌بینی تورم، تولید و نرخ بهره دارند. برخی از مطالعات اعتبار شاخص تدوین شده را با متغیرهای منفرد از بخش مالی مقایسه کرده‌اند. هو و لو[11] (۲۰۱۳: ۱۳) نشان دادند شاخص وضعیت مالی روندهای آتی تولید حقیقی، تولیدات صنعتی، اشتغال و نرخ بیکاری را در لهستان طی (۲۰۰۴:۱ الی ۲۰۱۳:۱) نسبت به متغیرهایی که در ساخت آن به کار رفته‌اند، به صورت دقیق‌تری پیش‌بینی می‌کند.

کاربرد شاخص شرایط مالی تنها به پیش‌بینی خلاصه نمی‌شود. محققان در سال‌های اخیر از آن برای اهداف متفاوتی در زمینه اقتصاد پولی استفاده کرده‌اند. در یکی از این مطالعات، کستلنوو (۲۰۱۳: ۲۸۲) به بررسی اثرات شوک‌های سیاست پولی بر بخش مالی ایالات متحده پرداخته است. برای این

1. Swiston (2008)
2. Impulse Response Functions
3. Plašil et al. (2016)
4. Bayesian Model Averaging
5. Principal Component
6. Gumata el al. (2012)
7. Granger Causality
8. Kalman Filter
9. Root Mean Square Error
10. Factor Augmented Vector Autoregressive Model with Time-Varying Coefficients
11. Ho & Lu (2013)

منظور، شاخص وضعیت مالی در قالب الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی[1] استفاده شده است. بر اساس نتایج، محقق عنوان می‌کند تکانه‌های سیاست پولی بخش مالی را به طور منفی تحت تأثیر قرار می‌دهد. گاگلیانون و آریئوسا (۲۰۱۶: ۱) به منظور رصد پویایی‌های بخش مالی در برزیل، به تدوین شاخص مالی با رهیافت‌های مختلف پرداخته‌اند. در مطالعه مذکور، با استفاده از همبستگی متقاطع ارتباط بین ادوار تجاری و بخش مالی بررسی شده است. طبق نتایج به دست آمده رابطه بخش مالی و ادوار تجاری ضد چرخه‌ای است. علاوه بر این، آزمون علّیت گرنجری نشان‌دهنده رابطه دوسویه بین بخش مالی و ادوار تجاری است. ما و ژانگ (۲۰۱۶: ۵۱۵) نیز استفاده متفاوتی از شاخص وضعیت مالی داشته‌اند. محققان در مرحله اول به تدوین شاخص وضعیت مالی برای آلمان، انگلستان، ایالات متحده آمریکا، چین و ژاپن پرداخته‌اند. در ادامه با به کارگیری الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی و تحلیل خلاف واقع، ادعا می‌کنند اگر بانک‌های مرکزی در کشورهای مذکور ثبات شاخص مالی را در قاعده پولی گنجانده بودند، نوسانات وارد بر بخش حقیقی و تورم کاهش می‌یافت.

تدوین شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران و به کارگیری آن برای مقاصد مختلف کم‌تر مورد توجه محققان داخلی قرار گرفته است. ساخت شاخص وضعیت مالی و استفاده از آن موضوع تنها دو مطالعه داخلی بوده است. عطرکاروشن و محبوبی (۱۳۹۵: ۱۴۷) برای تدوین شاخص وضعیت مالی، داده‌های فصلی متغیرهای نرخ ارز، نرخ سود بانکی، حجم اعتبارات، شاخص قیمت سهام و شاخص اجاره بهای مسکن را طی ۱۳۹۱–۱۳۷۰ به کار بسته اند. محققان، معادله تقاضای کل گذشته‌نگر را با روش حداقل مربعات معمولی[2] برای وزن‌دهی برآورد کرده‌اند. در نهایت، نتایج آزمون‌های غیرآشیانه‌ای[3] و ریشه میانگین مربعات خطا نشان داده است که شاخص وضعیت مالی به وسیله مقادیر جاری خود می‌تواند مقادیر آتی تورم را پیش‌بینی کند. بخشی از مطالعه تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۵: ۲۷)، به ساخت شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران اختصاص یافته است. در تحقیق مذکور، با توجه به همبستگی بین متغیرهای نرخ ارز، نرخ بهره، اعتبارات بانکی، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن و خالص دارایی‌های سیستم بانکی از روش مؤلفه‌های اساسی برای تدوین شاخص استفاده شده است. محققان با استفاده از همبستگی متقاطع بین شاخص وضعیت مالی و شاخص قیمت مصرف‌کننده نشان داده‌اند شاخص وضعیت مالی به دست آمده به خوبی منعکس‌کننده تورم است. در ادامه برای ارزیابی قدرت شاخص شرایط مالی، سری‌های زمانی تولید ناخالص داخلی و شاخص مذکور به صورت نموداری با یکدیگر مقایسه شده است. در نهایت، محققان عنوان می‌کنند تغییرات تولید ناخالص داخلی و شاخص وضعیت مالی مشابه است.

با توجه به مطالعات خارجی و داخلی می‌توان تفاوت‌ها و نوآوری‌های پژوهش حاضر را این‌گونه برشمرد؛ اولاً، تکنیک‌های جدید اقتصادسنجی به کار گرفته شده که در مطالعات مرتبط سابقه نداشته است: برای ارزیابی قدرت پیش‌بینی شاخص تدوین شده از آزمون علّیت در دامنه فرکانس استفاده شده است تا افق‌های مختلفی که شاخص مذکور قابل کاربرد است، استخراج شود. علاوه بر این، از تبدیل موجک گسسته حداکثر هم‌پوشانی و تبدیل موجک پیوسته به طور توأمان برای تحلیل رابطه پویا میان ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم استفاده شده است؛ ثانیاً، رابطه میان متغیرهای ذکر شده از زاویه جدیدی بررسی شده است که به دلالت سیاستی مهمی منجر می‌شود؛ ثالثاً، شاخص‌های شرایط مالی تدوین شده برای اقتصاد ایران با محدودیت عدم نرمال سازی[4] متغیرها مواجه‌اند که در تحقیق حاضر به این مهم توجه شده است. متغیرها واحدهای متفاوتی دارند که ضرورت دارد مورد نرمال‌سازی قرار گیرند. علاوه بر این با نرمال‌سازی، شاخص ساخته شده در دامنه متعارفی قرار می‌گیرد و می‌توان تحولات آن در طول زمان را تفسیر کرد؛ رابعاً، به پیروی از مطالعات جدید (به طور مثال ما و ژانگ، ۲۰۱۶: ۵۰۶) متغیرهایی که نشان‌دهنده ریسک‌های موجود در بخش مالی هستند برای ساخت شاخص لحاظ شده‌اند.

۳- روش شناسی تحقیق

در پژوهش حاضر از چهار روش اقتصادسنجی استفاده شده است. از آنجایی که پرداختن به همه آنها در این مقاله نمی‌گنجد، ماهیت تبدیل موجک و ابزار مربوط به تحلیل موجک پیوسته مرور می‌شود. خوانندگان محترم می‌توانند برای

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model (DSGE)
2. Ordinary Least Squares
3. Non-Nested
4. Normalization

مطالعه جزئیات مربوط به نظریه موجک‌ها، تحلیل مؤلفه‌های اساسی و آزمون علّیت در دامنه فرکانس به ترتیب به تورنس و کامپو[1]، (۱۹۹۸: ۷۷-۶۲)، محدث (۱۳۸۹: ۴۳-۴۲) و بریتونگ و کندلان[2] (۲۰۰۶: ۳۷۱-۳۶۴) مراجعه کنند.

آزمون علّیت گرنجر یکی از روش‌های متداول اقتصادسنجی است که در آن بدون اتکا به نظریات اقتصادی رابطه علّی بین سری‌های زمانی بررسی می‌شود. روش مذکور بنا بر ماهیت خود یک معیار لحظه‌ای[3] از آزمون علّیت را ارائه داده و از تجزیه و تحلیل پویایی و پایایی علّیت ناتوان است. افزون بر این در روش علّیت گرنجر، از مقادیر باوقفه متغیرها استفاده می‌شود و در نتیجه احتمال حذف اثرات آنی وجود خواهد داشت. برای رفع این معضل، تحلیل طیفی[4] به کار می‌آید. تبدیل فوریه[5] یکی از مباحث پرکاربرد در تحلیل طیفی است که به منظور آشکارسازی روابط موجود بین سری‌های زمانی در فرکانس‌های مختلف استفاده می‌شود. تبدیل فوریه بنا به ماهیت نوسانی همبستگی میان برخی از سری‌های زمانی اقتصادی، در تجزیه و تحلیل بررسی پویایی رابطه علّیت قابل استفاده است (فلاحی و همکاران، ۱۳۹۴: ۸۸). با وجود این، در تبدیل فوریه علاوه بر اینکه اطلاعات موضعی زمان کنار گذاشته می‌شود، پایا بودن سری‌های زمانی فرضی اساسی است (اگیر–کانراریا و همکاران[6]، ۲۰۰۸: ۲۸۶۴). حال آنکه بسیاری از سری‌های زمانی ناپایا بوده و اغلب ویژگی‌های آنها در طول زمان تغییر می‌کند. با توجه به این محدودیت، تبدیل موجک[7] به عنوان جایگزینی مفید برای تبدیل فوریه در کشف روابط علّی محسوب می‌شود. از ویژگی‌های مهم تبدیل موجک می‌توان به توانایی آن در تجزیه یک سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر نقطه از زمان یا اصطلاحاً تحلیل زمان – فرکانس سری زمانی اشاره کرد. علاوه بر این، تبدیل موجک بر خلاف تبدیل فوریه با مبتنی نبودن بر پایایی سری‌های زمانی، در دامنه فرکانس صورت گرفته و قابلیت تشخیص فرکانس‌های موجود در داده‌ها در هر نقطه زمانی را داراست (روئف و ساکس[8]، ۲۰۱۱: ۸۱۹).

همبستگی موجک[9] (همدوسی) دو سری زمانی $x = \{x_n\}$ و $y = \{y_n\}$ توسط ضرایب همبستگی محلی آن دو در فضای زمان–فرکانس تعریف می‌شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸: ۷۶). همبستگی موجک به صورت مربع مقدار طیف موجک متقاطع تعریف می‌شود که توسط طیف توان موجک هموار شده[10] برای هر یک از سری‌های زمانی، نرمال شده است:

(۱)

$$R^2(u,s)=\frac{\left|S\left(s^{-1}W_{xy}(u,s)\right)\right|^2}{S\left(s^{-1}\left|W_x(u,s)\right|^2\right)S\left(s^{-1}\left|W_y(u,s)\right|^2\right)}$$

که در آن S عمل‌گر هموارساز[11] در هر دو مؤلفه زمان و فرکانس است و به صورت ترکیبی از دو هموارساز زمان و هموارساز فرکانس به دست می‌آید. به علت اینکه در صورت عدم هموارسازی، همبستگی موجک در تمام فرکانس‌ها برابر با واحد خواهد بود، از هموارسازی استفاده می‌شود. با هموارسازی توسط عمل‌گر S، همبستگی موجک مربع[12]، بین صفر (عدم همبستگی) و یک (همبستگی کامل)، $0 \le R^2(u,s) \le 1$، در فضای زمان فرکانس خواهد بود[13] (تورنس و وبستر[14]، ۱۹۹۹: ۲۶۸۹). به این ترتیب، همبستگی موجک امکان تحلیل سه بعدی[15] را فراهم می‌کند که به طور هم‌زمان شدت همبستگی و ترکیب زمان و فرکانس را توضیح می‌دهد (لا[16]، ۲۰۱۳: ۴). بنابراین، ابزاری قدرتمند و مفید برای تحلیل رابطه پویا بین سری‌های زمانی به شمار رفته و هدف پژوهش حاضر را به خوبی تأمین می‌کند.

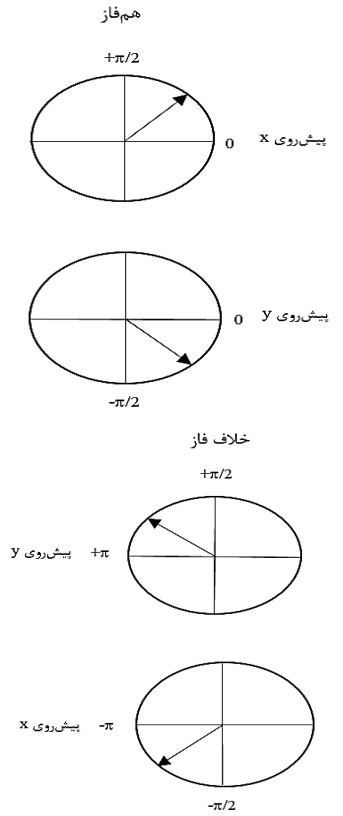
از آنجایی که همبستگی موجک مربع بین صفر و یک قرار دارد، نمی‌توان همبستگی منفی و مثبت را تشخیص داد. برای رفع این معضل، ابزار اختلاف (یا زاویه‌ی) فاز به کار می‌آیند. اختلاف فاز[17] بین دو سری زمانی، $\phi_{x,y}$، رابطه فازی بین آنها را بیان کرده و اطلاعات مفیدی در رابطه با جریان علّی فراهم

1. Torrence & Compo (1998)
2. Breitung & Candelon (2006)
3. One Shot Measure
4. Spectral Analysis
5. Fourier Transform
6. Aguiar-Conraria et al. (2008)
7. Wavelet Transform
8. Roueff & Sachs (2011)
9. Wavelet Coherence
10. Smoothed Cross-Wavelet Spectra
11. Smoothing Operator
12. Squared Wavelet Coherency
۱۳. لازم به ذکر است با توجه به اینکه تابع توزیع احتمال برای همبستگی موجک مربع تعریف نشده است، برای تعیین فاصله اطمینان و معناداری آماری از روش مونت کارلو استفاده می‌شود.
14. Torrence & Webster (1999)
15. Three-Dimensional
16. Loh (2013)
17. Phase Difference

می‌کند. این مقدار برای دو سری زمانی x و y عبارت است از: (۲)

$$\phi_{x,y} = tan^{-1}\left(\frac{\mathrm{T}\{W_n^{xy}\}}{\mathrm{R}\{W_n^{xy}\}}\right), with \phi_{x,y} \in [-\pi, \pi]$$

که در آن $\mathfrak{T}$ و $\mathcal{R}$ به ترتیب بخش موهومی و حقیقی تبدیل متقاطع موجک هموار شده هستند. در پژوهش حاضر مقادیر $\phi_{x,y}$ متفاوت بر حسب فلش‌های زاویه‌دار تفسیر می‌شوند. شکل زیر به همراه توضیحات آن بیان روشنی از اختلاف فاز و نحوه تحلیل آن ارائه می‌دهد:



شکل ۱. اختلاف فاز و تعیین جهت علّیت بین دو سری زمانی در فضای همبستگی موجک

مأخذ: برگرفته از اگیر–کانراریا و سوارز[1] (۲۰۱۱: ۱۷)

اختلاف فاز صفر نشان می‌دهد دو سری زمانی هماهنگ با یکدیگر حرکت می‌کنند. اگر $\phi_{x,y} \in \left(0, \frac{\pi}{2}\right)$ باشد، دو سری زمانی هم‌فاز بوده و سری زمانی x پیشرو[2] است (علّیت از x به y). اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\frac{\pi}{2}, 0\right)$ باشد دوسری حرکت هم‌فاز با پیشروی y دارند (علّیت از y به x). اختلاف فاز صفر π (و یا π-) بیان‌گر رابطه خلاف فاز است. در صورتی که $\phi_{x,y} \in \left(\frac{\pi}{2}, \pi\right)$ باشد، دو سری زمانی حرکت خلاف فاز با پیشروی y دارند (علّیت از y به x). نهایتاً اگر $\phi_{x,y} \in \left(-\pi, -\frac{\pi}{2}\right)$ باشد، حرکت خلاف فاز بوده و سری زمانی x پیشرو است[3] (علّیت از x به y).

۴- نتایج

۴-۱- تدوین شاخص وضعیت مالی برای اقتصاد ایران

با عنایت به مطالب مطرح شده در ادبیات موضوع، هشت متغیر به منظور ساخت شاخص وضعیت مالی (FC) برای اقتصاد ایران طی ۱۳۹۵: ۴–۱۳۶۹: ۱ در نظر گرفته شد: نرخ ارز بازار آزاد (MEX)، نرخ بهره حقیقی (RR)، نسبت اعتبارات اعطائی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی به عنوان کانال وام‌دهی (CRD)، خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی (BAL) نشان‌دهنده کانال ترازنامه، شاخص قیمت سهام (TEPIX) و شاخص کرایه مسکن اجاره‌ای در تمامی مناطق شهری (HPR) به عنوان کانال دارایی، پاداش ریسک (RP) و اسپرد بانکی (SP) به منظور لحاظ اثر ریسک‌های موجود در بخش بانکی. داده‌های خام از مجموعه آمارهای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان بورس و اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است.

بررسی وجود همبستگی میان متغیرها، نخستین مرحله برای استفاده از رهیافت مؤلفه‌های اساسی است. جدول (۱) نتایج آزمون بارتلت را نشان می‌دهد. در این آزمون، فرضیه صفر نبود همبستگی میان داده‌هاست.

جدول ۱. نتایج آزمون بارتلت[4]

شاخص ابجاد شده	درجه آزادی	ارزش	سطح احتمال
FC	۷	۱۱۵۵۶/۳۴	۰/۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق با جدول فوق، فرضیه ی صفر را نمی‌توان پذیرفت.

1. Aguiar-Conraria & Soares (2011)
2. Leading

۳. در صورتی که فلش حالت عمودی به خود بگیرد و نوک آن بالا (پایین) باشد، متغیرها هم جهت بوده و علّیت از x(y) به y(x) با وقفه $\frac{\pi}{2}$ می‌باشد. به طور کلی با حرکت از حالت افقی به حالت عمودی، وقفه اثرگذاری بیش‌تر شده و از صفر به $\frac{\pi}{2}$ می‌رسد.

4. Bartlett's Test

بنابراین، ارتباطی قوی میان متغیرها وجود دارد و می‌توان به کمک رهیافت تحلیل مؤلفه‌های اساسی به تدوین شاخص وضعیت مالی با استفاده از متغیرهای فوق‌الذکر مبادرت ورزید.

جدول ۲. تحلیل مؤلفه اول[۱]

متغیر	BAL	CRD	MEX	HP	RP	RR	SP	TEPIX
مؤلفه اول	۰/۴۲۷۰۲۰	۰/۴۲۵۸۹۷	۰/۴۱۲۹۴۵	۰/۴۲۲۷۲۱	-۰/۲۶۸۷۷۳	۰/۰۷۸۸۶۲	-۰/۱۷۹۰۳۴	۰/۴۲۰۱۶۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مطابق با برآوردهای تحقیق، حدود ۶۷ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط مؤلفه اول بازگو شده است. از این‌رو، وزن‌دهی با استفاده از مؤلفه مذکور صورت گرفته است. اطلاعات مربوط به مؤلفه اول در جدول (۲) ارائه شده است. با استفاده از اطلاعات به دست آمده، وزن‌های نرمال شده محاسبه شده‌اند. برای محاسبه وزن‌ها، نخست قدر مطلق مقادیر مؤلفه اول متغیرها با یکدیگر جمع شده‌اند. سپس مقدار مؤلفه اول برای هر متغیر بر این مجموع تقسیم شده است. این روش تضمین می‌کند مجموع وزن‌ها برابر واحد باشد. از آنجایی که متغیرها واحدهای متفاوتی دارند، ضروری است نرمال‌سازی صورت گیرد. برای این منظور، از روش حداقل – حداکثر[۲] و رابطه (۳) استفاده شده است:

(۳)

$$V_{it}^{*} = \frac{V_{it} - Min(V_i)}{Max(V_i) - Min(V_i)}$$

که در آن V_{it} مقدار متغیر i در زمان t، $Min(V_i)$ و $Max(V_i)$ به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر حداقل و حداکثر متغیر i در زمان t و V_{it}^{*} مقدار نرمالیزه شدن متغیر i در زمان می‌باشند. بر اساس رابطه (۳)، فرایند نرمال‌سازی تمام متغیرها را به محدوده یکسان [۱ – ۰] تبدیل می‌کند.

رابطه (۴)، ترکیب خطی متغیرهای نرمال شده را برای ساخت شاخص وضعیت مالی نشان می‌دهد:

(۴)

$$FC_t = 0.162BAL_t + 0.161CRD_t + 0.156MEX_t + 0.16HP_t + 0.1RP_t + 0.03RR_t + 0.068SP_t + 0.159TEPIX_t$$

با توجه به نرمال‌سازی در وزن‌ها و متغیرها، شاخص به دست آمده مقداری بین صفر و یک خواهد داشت. متغیرهای نرخ ارز، اسپرد بانکی، نرخ بهره و پاداش ریسک اثر سوء بر بخش حقیقی داشته و افزایش آنها عمدتاً با وخامت در شرایط مالی همراه است. از این‌رو، قبل از ترکیب، از عدد یک کسر شده‌اند. این پروسه تضمین می‌کند هرچه شاخص وضعیت مالی به سمت یک (صفر) نزدیک شود، به معنای بهبود (وخامت) در شرایط مالی است.

جریان علّی بین متغیرها نشان می‌دهد کدام یک از متغیرها قادر به پیش‌بینی متغیر دیگر است. به عبارت دقیق‌تر، وقتی x علت متغیر y است که شامل اطلاعاتی در مورد متغیر y در آینده باشد. در این چارچوب، آزمون علّیت طیفی برای مشخص شدن قابلیت کاربرد شاخص وضعیت مالی در افق‌های زمانی مختلف به کار گرفته شد. جدول (۳)، نتایج آزمون علّیت گرنجری بین نرخ رشد شاخص وضعیت مالی و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت (۱۰۰ = ۱۳۸۳) را در فرکانس‌های مختلف نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتیجه آزمون علّیت در دامنه فرکانس

نتیجه در افق زمانی / فرضیه صفر	کوتاه‌مدت	میان‌مدت	بلندمدت
نرخ رشد شاخص مالی اثر علّی بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی ندارد.	عدم تأیید (۹ تا ۱۲ ماه)	عدم تأیید (۴/۵ تا ۵ فصل)	عدم تأیید (۳/۵ تا ۸/۵ سال)
نرخ رشد تولید ناخالص داخلی اثر علّی بر نرخ رشد شاخص مالی ندارد.	تأیید	تأیید	تأیید

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج به دست آمده از آزمون علّیت طیفی، می‌توان از شاخص تدوین شده برای پیش‌بینی رشد اقتصادی استفاده کرد. نتایج تفصیلی به پیوست موکول شده است.

۴-۲- نتایج بر اساس تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی

۴-۲-۱- معرفی متغیرها

در این تحقیق، برای به دست آوردن ادوار تجاری و ادوار مالی به ترتیب جزء چرخه‌ای تولید ناخالص داخلی بدون نفت (۱۰۰ = ۱۳۸۳ و پس از تعدیل فصلی) و شاخص وضعیت مالی با

۱. برای صرفه‌جویی در تعداد صفحات، سایر اطلاعات نظیر ماتریس همبستگی و سایر مؤلفه‌ها ارائه نشده است. در صورت نیاز خوانندگان محترم، اطلاعات مذکور ارسال خواهند شد.

2. Min-Max

استفاده از فیلتر هودریک – پرسکات[1] استخراج شده‌اند. از آنجایی که هدف‌گذاری تورم در اقتصاد ایران به صورت فصلی مطرح نیست، فرض می‌شود سیاست‌گذار پولی قصد دارد تورم را حول روند بلندمدت آن به ثبات برساند. از این‌رو، برای برآورد شکاف تورم نیز فیلتر هودریک – پرسکات به کار گرفته شده است.

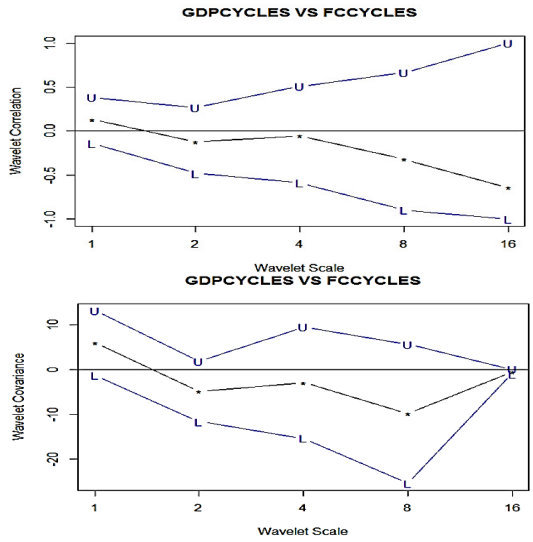
بر اساس آنچه در بخش روش‌شناسی تحقیق ذکر شد، ادوار تجاری، ادوار مالی و شکاف تورم با استفاده از روش تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی و فیلتر D4 که از خانواده موجک‌های دابیشز[2] است، تا ۵ سطح تجزیه شده اند. سطح اول تا پنجم به ترتیب مربوط به افق‌های زمانی ۲ تا ۴ فصل، ۴ تا ۸ فصل، ۸ تا ۱۶ فصل، ۱۶ تا ۳۲ فصل و بیش‌تر از ۳۲ فصل هستند. بر این اساس، سطح اول به مقیاس کوتاه‌مدت، سطح دوم و سوم به مقیاس میان‌مدت، سطح چهارم به مقیاس بلندمدت و سطح پنجم مقیاس بسیار بلندمدت تقسیم‌بندی می‌شوند.

در ادامه، رابطه بین متغیرها با استفاده از کوواریانس، همبستگی و همبستگی متقابل موجکی تحلیل می‌شود.

۴-۲-۲- رابطه بین ادوار تجاری و ادوار مالی

شکل (۲) کوواریانس و همبستگی موجکی بین ادوار تجاری و ادوار مالی را نشان می‌دهد. در شکل زیر اولین نکته ای که جلب توجه می‌کند، متفاوت بودن نتایج در مقیاس‌های مختلف است که حاکی از چند مقیاسی بودن رابطه بین ادوار تجاری و ادوار مالی می‌باشد.

کوواریانس موجکی (سمت راست) نشان می‌دهد که دو سری زمانی چگونه با یکدیگر ارتباط دارند. با توجه به ضریب به دست آمده برای کوواریانس موجکی، در مقیاس کوتاه‌مدت، ادوار مالی و تجاری ارتباط مثبتی با یکدیگر دارند اما در میان‌مدت و بلندمدت به طور معکوس با هم در ارتباط هستند. از آنجایی که کوواریانس اطلاعاتی در خصوص شدت رابطه بین متغیرها بیان نمی‌کند، در قسمت چپ شکل (۲) ضریب همبستگی موجکی ارائه شده است. ضریب همبستگی در مقیاس‌های متفاوت حاکی از تغییرپذیری شدت ارتباط بین متغیرها در افق‌های زمانی متفاوت است؛ در کوتاه‌مدت ادوار مالی و ادوار تجاری ارتباط مثبت و ضعیفی دارند. با افزایش مقیاس زمانی، متغیرها ارتباطی منفی داشته و بر شدت این رابطه افزوده می‌شود. به عبارت دیگر، در کوتاه‌مدت حرکت چرخه‌ای و در میان‌مدت، بلندمدت و بسیار بلندمدت حرکت ضدچرخه‌ای بین دو متغیر وجود دارد.



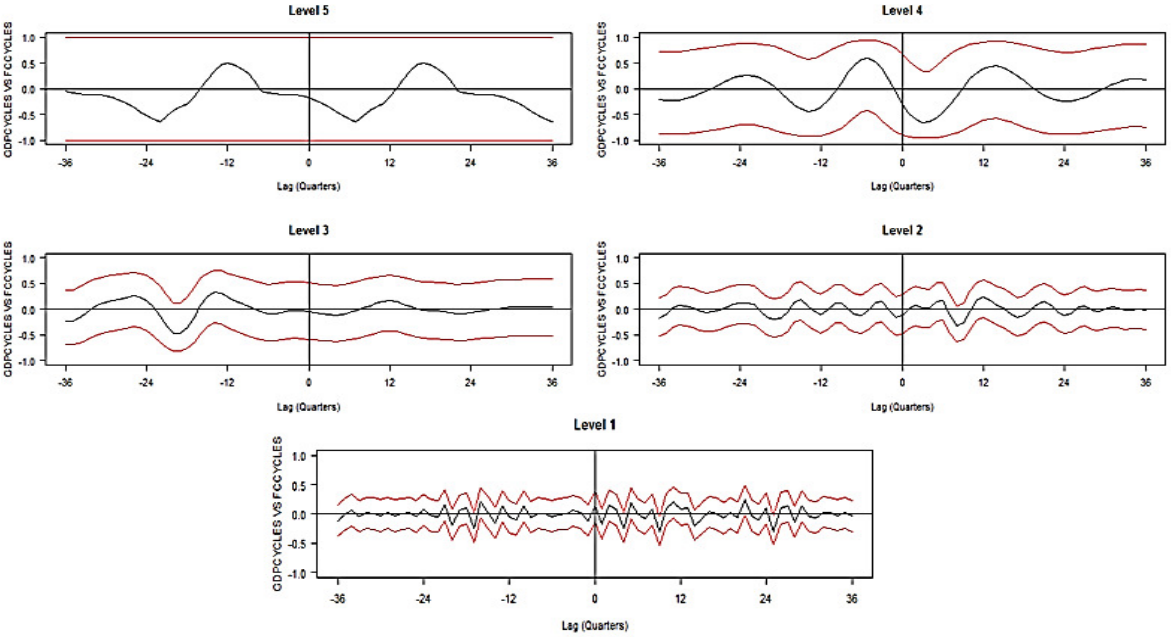
شکل ۲. کوواریانس و ضریب همبستگی موجکی بین ادوار تجاری و ادوار مالی

با استفاده از همبستگی متقابل[3] در وقفه‌های مثبت و منفی می‌توان با آگاهی از رابطه تقدم – تأخری در خصوص جریان علّیت قضاوت کرد. با این توضیح، برای هر مقیاس زمانی، همبستگی بین ادوار تجاری و ادوار مالی با ۳۶ وقفه مثبت (نیمه سمت راست در هر سطح) و ۳۶ وقفه منفی (نیمه سمت چپ در هر سطح) در شکل (۳) ارائه شده است.

برای هر سطح، اگر همبستگی وقفه‌های مثبت (منفی) ادوار تجاری با مقادیر جاری ادوار مالی اختلاف معنی‌داری با صفر داشته باشد، شکل به سمت راست (چپ) خمیده می‌شود. در این صورت، ادوار تجاری (مالی) متغیر پیشرو و ادوار مالی (تجاری) متغیر پیرو تلقی می‌شوند. به عبارت دیگر، علّیت یک‌طرفه از ادوار تجاری (مالی) به ادوار مالی (تجاری) در آن برقرار است. اگر در هر دو سمت، ضریب همبستگی متقابل موجکی اختلاف معنی‌داری با صفر داشته باشد، می‌توان گفت علّیت دوطرفه بین متغیرها وجود دارد. با توجه به شکل (۳)، در سطح اول، ضریب همبستگی متقابل در تمامی وقفه‌های مثبت و منفی مقدار ناچیزی به خود گرفته است. بنابراین، در مقیاس ۲ تا ۴ فصل، جریان علّی بین ادوار تجاری و ادوار مالی مطرح نیست. در سطح سوم از تجزیه سری‌های زمانی، شکل به سمت چپ

1. Hodrick–Prescott
2. Daubechies
3. Cross Correlation

خمیده شده و بین برخی وقفه‌های ادوار تجاری و ادوار مالی ضریب همبستگی قابل توجهی وجود دارد. از این‌رو، در مقیاس ۲ تا ۴ سال علّیت از ادوار مالی به ادوار تجاری است. در مقیاس بلندمدت و بسیار بلندمدت، علّیت دو طرفه بین ادوار تجاری و مالی گزارش می‌شود. در عین حال، باید توجه داشت که علامت و شدت جریان علّیت تغییرپذیری بسیار زیادی داشته و حرکت چرخه‌ای باثباتی بین متغیرها وجود ندارد.



شکل ۳. همبستگی متقابل موجکی بین ادوار تجاری و ادوار مالی

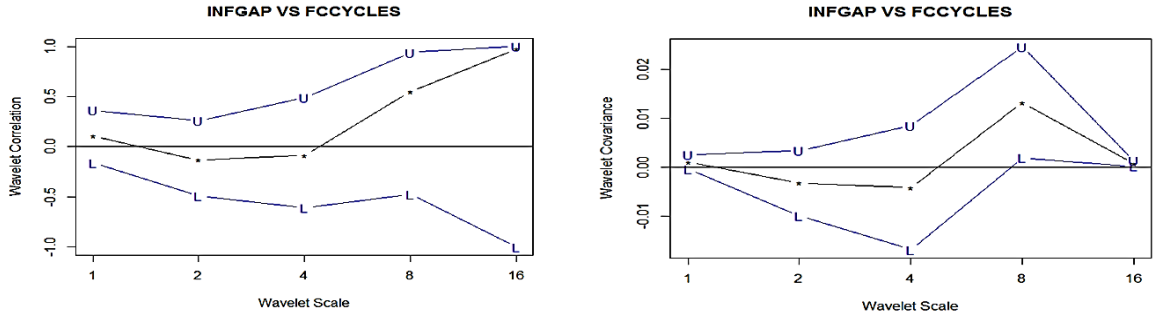
۴-۲-۳- رابطه بین شکاف تورم و ادوار مالی

با توجه به شکل (۴)، می‌توان گفت نتایج در مقیاس‌های مختلف متغیر است. بنابراین، در تحلیل شکاف تورم و ادوار مالی تحلیل فرکانسی اهمیت ویژه‌ای دارد.

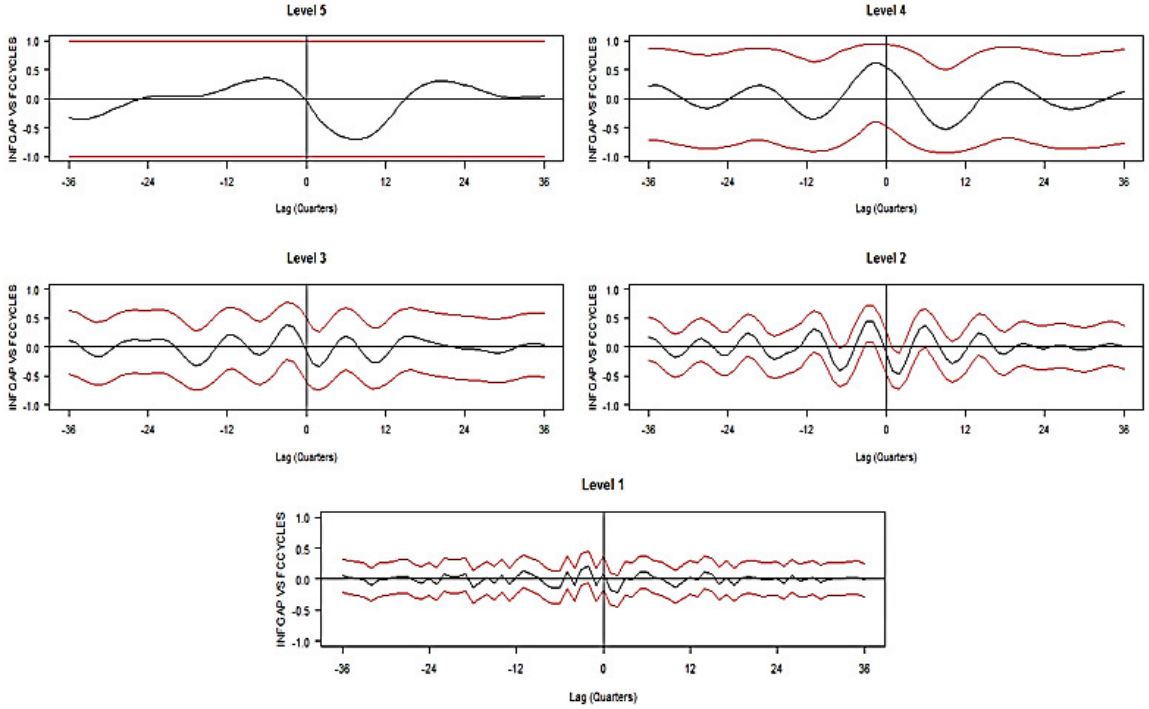
کوواریانس موجکی بین شکاف تورم و ادوار مالی در افق کوتاه‌مدت، بلندمدت و بسیار بلندمدت مثبت است. بنابراین، در مقیاس‌های مذکور دو سری زمانی حرکت هم‌جهت داشته‌اند. ضریب کوواریانس نیز الگوی رفتاری مشابهی را برای دو سری زمانی نشان می‌دهد. با این توضیح که با حرکت به سمت افق‌های ۴ تا ۸ ساله و بیش‌تر از آن، ارتباط مثبت بین شکاف تورم و ادوار مالی شدت می‌گیرد.

جهت علّیت و رابطه تقدم – تأخری بین شکاف تورم و ادوار مالی با استفاده از شکل (۵) امکان‌پذیر است. ضریب همبستگی برای تمامی ۵ سطح به ازای ۳۶ وقفه مثبت و منفی شکاف تورم با ادوار مالی محاسبه شده است.

با توجه به شکل (۵)، ضریب همبستگی متقابل موجکی در کوتاه‌مدت (سطح اول)، در افق کوتاه‌مدت اختلاف معنی‌داری نسبت به صفر ندارد. در میان‌مدت و بلندمدت، بین شکاف تورم و ادوار مالی علّیت دو سویه قابل مشاهده است. در مقیاس بیش‌تر از ۸ سال، به نظر می‌رسد پیشروی شکاف تورم بیش‌تر شده و ادوار مالی پیرو محسوب می‌شود. شایان ذکر است که علامت ضریب همبستگی متقابل در تمامی مقیاس‌ها مقادیر مثبت و منفی به خود گرفته است. این مهم بیان‌کننده ناپایداری رابطه بین شکاف تورم و ادوار مالی و وجود توأمان حرکت چرخه‌ای و ضدچرخه‌ای بین آنهاست.



شکل ۴. کوواریانس و ضریب همبستگی موجکی بین شکاف تورم و ادوار مالی



شکل ۵. همبستگی متقابل موجکی بین شکاف تورم و ادوار مالی

۴-۳- نتایج بر اساس تبدیل موجک پیوسته

با توجه به تغییرات گسترده در ضرایب همبستگی در شکل‌های (۳) و (۵)، از تبدیل موجک پیوسته برای تحلیل در دامنه زمان – فرکانس استفاده شده است. در شکل‌های (۶) و (۷)، محور افقی زمان، محور عمودی سمت چپ مقیاس زمانی (بر حسب فصل) و محور عمودی سمت ضریب همبستگی را نشان می‌دهند. با افزایش مقیاس زمانی، تحلیل در دوره بلندمدت صورت گرفته و در مقابل با کاهش آن، همبستگی دوره کوتاه‌مدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. رنگ قرمز (آبی) حداکثر (حداقل) ضریب هم‌بستگی، یعنی یک(صفر)، را بیان می‌کند. در تبدیل سری زمانی به دلیل نوسان لحظه‌ای موجک مقادیر تصادفی جایگزین مقادیر واقعی حاصل شده از تبدیل می‌شوند. این مسئله باعث بروز خطای اریب در تبدیل شده و به اثر لبه[1] شهرت دارد که با افزایش مقیاس تبدیل سری افزایش می‌یابد. به نواحی از طیف که در آن اثر لبه به اوج می‌رسد، کانون اثر[2] گفته می‌شود. نتایج به دست آمده از تحلیل زمان – مقیاس تبدیل موجک در نواحی لبه غیرقابل اعتماد بوده و باید در تفسیر نتایج آن دقت شود (تورنس و کامپو، ۱۹۹۸: ۶۷). برای این منظور فضای قابل تفسیر در شکل‌ها، توسط خط سفید نازک، به شکل یک سهمی مرزبندی شده است. افزون بر این در سهمی مذکور، تنها مناطقی قابل تفسیر هستند که توسط

1. Edge Effect
2. Cone of Influence

خطوط مشکی پررنگ احاطه شده باشند. مناطق مذکور، محدوده قابل اطمینان آماری تخمین در فاصله اطمینان ۹۵٪ معناداری می‌باشند که با استفاده از شبیه سازی مونت کارلو حاصل شده‌اند. جهت فلش‌های زاویه‌دار نشان‌دهنده متغیر پیشرو بوده و مانند شکل (۱)[۱] تفسیر می‌شوند[۲]. به این ترتیب، نتایج پژوهش در قالب شکل‌های شبه سه‌بعدی، تحلیل در دامنه زمان و دامنه فرکانس و همچنین شدت همبستگی را میسر کرده و تصویر جامعی از تغییرات ساختاری سری‌های زمانی در اختیار قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر، برای تبدیل سری‌های زمانی و میسر شدن تحلیل در دامنه زمان–فرکانس، از موجک پیوسته مورلت[۳]، در فرکانس ثابت ۶ استفاده شده است[۴].

۴-۳-۱- رابطه بین ادوار تجاری و ادوار مالی

هم‌حرکتی بین ادوار تجاری و ادوار مالی و جریان علّیت بین آنها، با استفاده از شکل (۶) قابل تحلیل است. بر خلاف تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی، دو متغیر در کوتاه‌مدت ارتباط شدیدی با یکدیگر داشته‌اند اما در بلندمدت نمی‌توان رابطه معنی‌داری بین آنها پیدا کرد. بروز خطای لبه و صرف نظر از تحلیل در تمام دامنه زمان، می‌تواند نتیجه مذکور را توضیح دهد.[۵]

در افق کوتاه‌مدت، شدیدترین ارتباط بین متغیرها در مقیاس‌های کم‌تر از ۲ فصل است. به گونه‌ای که ضریب همبستگی موجک مقدار تقریبی یک به خود گرفته است. علاوه بر این، در تمامی نواحی معنی‌دار ادوار تجاری متغیر پیشرو است. با این توضیح که به غیر از سال‌های ۱۳۷۷ – ۱۳۷۵، در سایر نواحی ادوار تجاری و ادوار مالی حرکت ضدچرخه‌ای داشته‌اند. با افزایش مقیاس زمانی و رسیدن به مقیاس ۱ سال، قدری از شدت همبستگی متغیرها کاسته شده است. در عین حال، حرکت فازی و متغیر پیشرو به ثبات رسیده‌اند. به نحوی که طی سال ۱۳۷۰ و بین سال‌های ۱۳۸۲ – ۱۳۷۹ و سال‌های ۱۳۹۰–۱۳۸۷، حرکت چرخه‌ای با پیشروی ادوار مالی قابل مشاهده است. بنابراین، وجود علّیت دوطرفه میان ادوار تجاری و ادوار مالی در کوتاه‌مدت امری مشهود است. در مجموع، با تحلیل در دامنه زمان می‌توان گفت رکود سال ۱۳۸۲ و سال ۱۳۹۱ تحت تأثیر رکود در بخش مالی بوده است.

در افق میان‌مدت، ضریب همبستگی موجکی بین ادوار تجاری و ادوار مالی مقدار نسبتاً کم‌تری دارد. به نحوی که در نواحی معنی‌دار ضریب مذکور مقدار تقریبی ۰/۷ و در سایر نواحی بین صفر تا حداکثر ۰/۶ در نوسان است. با استفاده از تحلیل فاز می‌توان متغیر پیشرو و حرکت چرخه‌ای را تشخیص داد؛ اولاً، ادوار تجاری متغیر پیشرو است؛ ثانیاً، طی سال‌های ۱۳۷۵–۱۳۷۴ و ۱۳۹۰–۱۳۸۹ به ترتیب حرکت چرخه‌ای و ضدچرخه‌ای بین ادوار تجاری و ادوار مالی گزارش می‌شود. همان‌طور که گاگلیانون و آریئوسا (۲۰۱۶: ۲۱) بیان می‌کنند، یکی از علل بروز رفتار ضدچرخه‌ای می‌تواند ناشی از طولانی‌تر بودن دوره‌های رونق و رکود در بخش مالی باشد. نمودارهای پیوست (۲) این مهم را به تصویر کشیده‌اند.

در بلندمدت، همبستگی نسبتاً بالایی بین دو سری زمانی وجود دارد. به گونه‌ای که ضریب همبستگی تقریباً بین ۰/۶ و ۰/۸ قرار دارد. با این وجود، نمی‌توان رابطه تقدم و تأخری را بین متغیرها تشخیص داد. از این‌رو، به نتایج شکل (۳) استناد می‌شود.

۴-۳-۲- رابطه بین شکاف تورم و ادوار مالی

فضای همبستگی موجکی هم‌حرکتی و پویایی رابطه بین شکاف تورم و ادوار مالی را نشان می‌دهد. از آنجایی که ضریب همبستگی موجکی نرمال شده و مقداری بین صفر و یک دارد، می‌توان شدت ارتباط بین دو سری زمانی را سنجید.

مطابق با شکل (۷)، در کوتاه‌مدت ارتباط بین شکاف تورم و ادوار مالی تغییرات شدیدی به خود دیده است. طی سال‌های ۱۳۷۱–۱۳۷۰، ۱۳۸۴–۱۳۸۳ و ۱۳۹۳–۱۳۹۱، حرکت ضدچرخه‌ای بین متغیرها مشاهده می‌شود. در فواصل مذکور، شکاف تورم متغیر پیشرو است. با این توضیح که در بازه اول ارتباط بین متغیرها شدت بیش‌تری داشته است. حرکت بین متغیرها طی سال‌های ۱۳۸۲–۱۳۷۹ و از انتهای سال ۱۳۹۴ به بعد هم‌فاز و با پیشروی ادوار مالی است. بنابراین، می‌توان

---

۱. ادوار مالی سری زمانی y و ادوار تجاری و شکاف تورم سری زمانی x در نظر گرفته شده است.

۲. لازم به ذکر است در پژوهش حاضر خروجی به نحوی طراحی شده که تمامی فلش‌های زاویه‌دار در محیط سهمی شکل معنی‌دار و قابل تفسیر می‌باشند.

3. Morlet

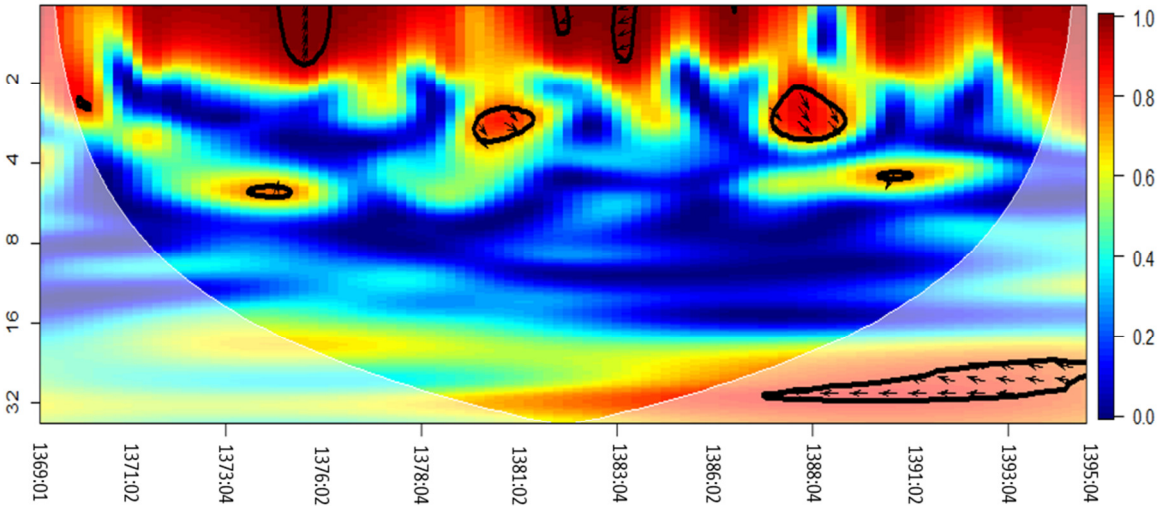
۴. در این صورت تفسیر رابطه زمان و فرکانس تسهیل شده و موجک مارلت به یک موجک تحلیلی تبدیل می‌شود.

۵. وجود ناحیه معنی دار در خارج از سهمی این احتمال را تقویت می‌کند.

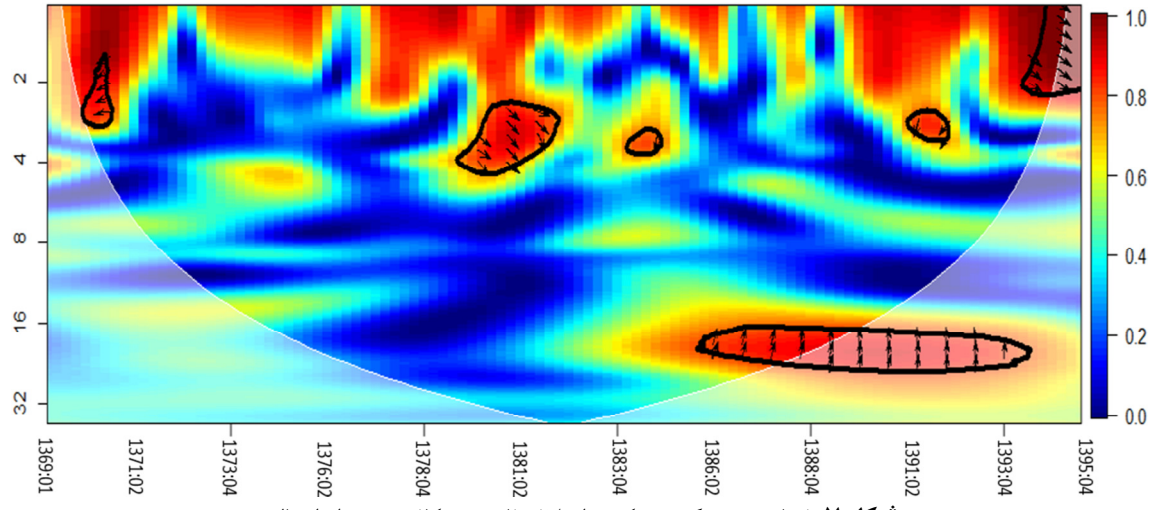
بخشی از کاهش تورم در فواصل مذکور را ناشی از رکود در بخش مالی دانست.

در میان‌مدت، طی سال‌های ۱۳۸۱–۱۳۷۹ متغیرها حرکت هم‌جهت با پیشروی ادوار مالی داشته‌اند. بنابراین، می‌توان گفت یکی از تعیین‌کننده‌های مهم شکاف تورم در مقیاس ۱ تا ۴ سال، وضعیت بخش مالی است. به گونه‌ای که با حرکت بخش مالی به سمت رونق (رکود)، فاصله تورم از روند بلندمدتش بیش‌تر (کم‌تر) خواهد شد.

با افزایش مقیاس زمانی و تحلیل در دامنه بلندمدت، رابطه‌ای باثبات، قوی و هم‌فاز از شکاف تورم به ادوار مالی قابل مشاهده است. بنابراین، چرخه‌های رونق و رکود بخش مالی در بلندمدت از وضعیت شکاف تورم تأثیر می‌پذیرند؛ افزایش (کاهش) شکاف تورم، افزایش (کاهش) فاصله شاخص وضعیت مالی از روند بلندمدت آن را در پی دارد.



شکل ۶. فضای همبستگی موجکی و اختلاف فاز بین ادوار تجاری و ادوار مالی



شکل ۷. فضای همبستگی موجکی و اختلاف فاز بین شکاف تورم و ادوار مالی

۵- بحث و نتیجه‌گیری

عکس‌العمل فعالیت‌های حقیقی اقتصاد نسبت به بحران مالی جهانی اخیر، اهمیت ارتباط اقتصاد کلان و بخش مالی را بیش از گذشته آشکار کرد و نشان داد چگونه شدت اثرگذاری بی‌ثباتی مالی اثراتی شدید در سطح اقتصاد کلان برجای می‌گذارد. به طور کلی، از آنجایی که شرایط مالی بازخورد گذشته و حال شرایط اقتصاد را انعکاس داده و انتظارات بازار در

رابطه با چشم‌انداز اقتصاد را در خود دارد، به عنوان عاملی مهم و اثرگذار بر ادوار تجاری محسوب می‌شوند (گوماتا و همکاران، ۲۰۱۲: ۱). از آنجایی که ثبات بخشیدن به تولید و تورم به عنوان اهداف مهم اقتصاد کلان مطرح هستند، پژوهش حاضر بررسی رابطه پویا میان ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم را هدف اصلی خود قرار داد. برای این منظور، یک شاخص شرایط مالی برای اقتصاد ایران تدوین شد. در ادامه، با استفاده از آنالیز موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی و آنالیز موجک پیوسته هدف اصلی تحقیق بررسی شد. خلاصه نتایج تحقیق به شرح زیر است:

۱) با استفاده از آزمون علّیت گرنجری در دامنه فرکانس نشان داده شد، نرخ رشد شاخص وضعیت مالی تدوین شده در افق‌های مختلف به عنوان سیگنالی پیشرو اطلاعاتی در خصوص نرخ رشد اقتصادی دارد.

۲) نتایج حاصل از تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی نشان داد در مقیاس ۲ تا ۴ سال، علّیت از ادوار مالی به ادوار تجاری است. در مقیاس‌های بیش‌تر از آن، علّیت دو طرفه بین آنها برقرار است. در عین حال، رابطه باثباتی از نظر هم‌جهتی مشاهده نمی‌شود. با استفاده از تبدیل موجک پیوسته و تحلیل فضای همبستگی، پویایی‌های رابطه بین دو سری زمانی آشکار شد. نتایج حاکی از آن بود، در کوتاه‌مدت (مقیاس کم‌تر از ۱ سال) علّیت دو طرفه بین متغیرها وجود داشته و حرکت فازی متنوعی به چشم می‌خورد. در میان‌مدت، ادوار تجاری متغیر پیشرو بوده است اما هر دو رفتار چرخه‌ای و ضدچرخه‌ای طی دوره مورد بررسی رخ داده است. در هر صورت، اثر بازخوردی[1] بین دو بخش قابل مشاهده است.

۳) تحلیل همبستگی متقابل موجکی نشان داد، در میان‌مدت علّیت دوسویه بین شکاف تورم و ادوار مالی برقرار است. در مقیاس‌های بیش‌تر از ۱۶ سال ادوار مالی پیرو شکاف تورم است. در عین حال، علامت ضریب تغییرات زیادی در وقفه‌های مختلف داشت که نشان می‌داد رابطه بین دو متغیر همواره مستقیم نیست. برای بررسی دقیق‌تر هم‌حرکتی بین شکاف تورم و ادوار مالی از تبدیل موجک پیوسته استفاده شد. نتایج حاکی از تغییرات شدید فازی و علّی بین متغیرها در کوتاه‌مدت بود. در میان‌مدت با کاسته شدن از شدت همبستگی، شکاف تورم از رونق و رکود در بخش مالی تبعیت کرده است. در افق بلندمدت یک رابطه باثبات از شکاف تورم به ادوار مالی مشاهده شد. با این توضیح که رابطه مذکور در مقیاس ۱۶ فصلی از سال ۱۳۸۶ شروع شده است. طبق نتایج به دست آمده، عدم توجه به نوسان‌های بخش مالی منجر به فاصله گرفتن تورم از روند بلندمدتش خواهد شد.

با توجه به نتایج فوق، توصیه‌های سیاستی به شرح زیر مطرح می‌شود:

۱) یکی از کاربردهای شاخص وضعیت مالی، پیش‌بینی روندهای آتی اقتصاد است. بنابراین، توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران با تدوین چنین شاخص‌هایی از بروز آسیب‌های احتمالی بخش مالی در مراحل اولیه جلوگیری کند. با رصد مداوم بخش مالی سیاست‌گذار می‌تواند با انجام اقدامات مقتضی هزینه اختلالات مالی را حداقل کرده و مانع از سرایت آن به بخش‌های دیگر اقتصاد شود.

۲) با توجه به نتایج تحقیق، وجود نداشتن یک رابطه باثبات میان این دو سری زمانی مستلزم واکنش مجزا به ادوار مالی و ادوار تجاری است. به عبارت دیگر، نمی‌توان با مهار ادوار تجاری بخش مالی را حول روند بلندمدت آن به ثبات رساند. از این‌رو، به سیاست‌گذار پولی توصیه می‌شود در صورت فاصله گرفتن بخش مالی از روند بلندمدت آن، ابزارها و اقدامات لازم را به کار گیرد. تزریق سرمایه، خرید و تضمین دارایی و بیمه سپرده‌ها از مهمترین این اقدامات به شمار می‌رود.

۳) یکی از راه‌های کنترل تورم در میان‌مدت هموارسازی بخش مالی (با استفاده از شاخصی مانند آنچه در این تحقیق تدوین شد) حول روند بلندمدت آن است.

۴) بحران مالی در آسیا و بحران مالی اخیر نشان داده‌اند در صورتی که سیاست پولی تنها به ابزار خود (نرخ بهره) متکی باشد، قادر به اقدامات به موقع و تخفیف اثرات بحران مالی نیست. با استفاده از تجربه‌های جهانی می‌توان پیاده‌سازی دقیق و تعامل بین سیاست‌های احتیاطی خرد و کلان و همچنین تشکیل کمیته ثبات مالی را مؤثر تلقی کرد.

1. Feedback Effect

منابع

تقی‌زاده، حجت؛ زمانیان، غلامرضا و هراتی، جواد (۱۳۹۵). "محاسبه شاخص‌های شرایط پولی و مالی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای اقتصاد ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۹، ۵۷–۲۷.

حیدری، حسن و ملابهرامی، احمد (۱۳۹۶). "شتاب دهنده مالی در یک مدل DSGE با بخش‌های مالی و بانکی برای ایران"، *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، دوره ۱۰، شماره ۳۶، ۱۱۷–۹۷.

درگاهی، حسن و هادیان، مهدی (۱۳۹۵). "ارزیابی تعامل بخش‌های حقیقی و مالی در اقتصاد ایران: رویکرد DSGE"، *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی شهید بهشتی*، دوره ۷، شماره ۲، ۳۲–۱.

عطرکارروشن، صدیقه و محبوبی، مطهره‌سادات (۱۳۹۵). "استخراج شاخص وضعیت مالی برای ایران"، *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۷۳–۱۴۷.

فلاحی، فیروز؛ اصغرپور، حسین و عبداله زاده، سجاد (۱۳۹۴). "بررسی پویایی رابطه علیت بین قیمت مصرف کننده و قیمت تولیدکننده در ایران: کاربرد تبدیل موجک پیوسته"، فصلنامه *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۲۰، شماره ۶۲، ۱۰۷–۸۱.

کلاسنس، استین؛ کاس، ام.آیهان و ترنس، مارکو.ای (۲۰۱۱). "چرخه‌ها در بازار مالی"، ترجمه لیلا علیزاده (۱۳۹۰)، *فصلنامه تازه‌های اقتصاد*، دوره ۹، شماره ۱۳۳، ۱۵۱–۱۴۶.

محدث، فخری (۱۳۸۹). "محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها و بررسی اثر آن بر تورم"، *فصلنامه روند (روند پژوهش‌های اقتصادی)*، دوره ۱۹، شماره ۶۰، ۶۱–۲۹.

مهرآرا، محسن؛ توکلیان، حسین و رحمانی، عطاالله (۱۳۹۵). "نقش نوسانات اقتصادی بر تسهیلات اعطایی بانک‌ها از کانال سرمایه اضافی بانک"، *اقتصاد مالی (اقتصاد مالی و توسعه)*، دوره ۱۰، شماره ۳۷، ۱۵–۱.

Aguiar-Conraria, L. & Soares, M. J. (2011). "The Continuous Wavelet Transform: A Primer". *NIPE Working Paper Series*, No 16.

Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N. & Soares, M. J. (2008). "Using Wavelets to Decompose the Time-Frequency Effects of Monetary Policy". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications,* 387, 2863–2878.

Angelopoulou, E., Balfoussia, H. & Gibson, H. (2014). "Building a Financial Conditions Index for the Euro Area and Selected Euro Area Countries: What Does it Tell us about the Crisis?". *Economic Modelling*, 38, 392-403.

Antonakakisa, N., Breitenlechnerc, M. & Scharler, J. (2015). "Business Cycle and Financial Cycle Spillovers in the G7 Countries". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 58, 154-162.

Bernanke, B. & Gertler, M. (1986). "Agency Costs, Collateral, and Business Fluctuations". *NBER Working Paper No. 2015.*

Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". *Handbook of Macroeconomics 1C*, 1341–1393.

Borio, C. (2012). "The Financial Cycle and Macroeconomics, What Have We Learnt?". *BIS Working Papers*, No 395.

Brave, S. & Butters, S. A. (2012). "Diagnosing the Financial System: Financial Conditions and Financial Stress". *International Journal of Central Banking*, 8(2), 191–239.

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

Castelnuovo, E. & Nisticò, N. (2010). "Stock Market Conditions and Monetary Policy in a DSGE Model for the U.S.". *Journal of Economic Dynamics & Control*, 34, 1700-1731.

Castelnuovo, E. (2013). "Monetary Policy Shocks and Financial Conditions: A Monte Carlo Experiment". *Journal of*

International Money and Finance, 32, 282-302.

Gaglianone, W. P. & Areosa, W. D. (2016). "Financial Conditions Indicators for Brazil". *The Banco Central do Brasil Working Papers*, No 435.

Gertler, M. (1988). "Financial Structure and Aggregate Economic Activity, An Overview". *NBER Working Paper No. 2559.*

Goodhart, C. & Hofmann, B. (2001). "Asset Prices, Financial Conditions, and Thetransmission of Monetary Policy". *Paper Presented at The Conference on Asset Prices, Exchange Rates and Monetary Policy*, Stanford University. 1-33.

Grinsted, A., Moore, J. C. & Jevrejeva, S. (2004). "Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series". *Nonlinear Processes in Geophysics,* 11, 561–566.

Gumata, N., Klein, N. & Ndou, E. (2012). "A Financial Conditions Index for South Africa". *IMF Working Paper,* WP/ 12/196.

Ho, G. & Lu, Y. (2013). "A Financial Conditions Index for Poland". *IMF Working Paper*, WP/13/252.

Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997). "Credit Cycles". *Journal of Political Economy*, 105(2), 211–248.

Koop, G. & Korobilis, D. (2014). "A New Index of Financial Conditions". *European Economic Review,* 71, 101-116.

Loh, L. (2013). "Co-movement of Asia–Pacific with European and US Stock Market Returns: A Cross-Time-Frequency Analysis". *Research in International Business and Finance,* 29, 1–13.

Ma, Y. & Chen, Y. (2014). "Financial Imbalance Index as a New Early Warning Indicator: Methods and Applications in the Chinese Economy". *China & World Economy*, 22(6), 64-86.

Ma, Y. & Zhang, Y. (2016). "Financial Cycle, Business Cycle and Monetary Policy, Evidence from Four Major Economies". *International Journal of Finance & Economics*, 21(4), 502-527.

Mayes, D. & Virén, M. (2001). "Financial Conditions Indexes". *Bank of Finland Discussion Paper,* No 17.

Montagnoli, O. & Napolitano, A. (2004). "Financial Condition Index and Interest Rate Settings: a Comparative Analysis". *Parthenope University of Naples Working Papers*, No 8.

Mouatt, S. (2015). "Credit Cycles: Freewheeling, Driving or Driven?". *International Journal of Social Economics*, 42(7), 629-643.

Pagan, A. & Robinson, T. (2014). "Methods for Assessing the Impact of Financial Effects on Business Cycles in Macroeconometric Models". *Journal of Macroeconomics*, 41, 94-106.

Plašil, M., Seidler, J. & Hlaváč, P. (2016). "A New Measure of the Financial Cycle: Application to the Czech Republic". *Eastern European Economics*. 54, 296–318.

Rodgers, G. B. (1979). "Income and Inequality as Determinants of Mortality: an International Cross-Section Analysis". *Population Studies*, 33(2), 343-351.

Roueff, F. & Sachs, R. (2011). "Locally Stationary Long Memory Estimation". *Stochastic Processes and their Applications*, 121(4), 813–844.

Scheinkamn, J. & Weiss, L. (1986). "Borrowing Constraints and Aggregate Economic Activity". *Econometrica*, 54(1), 23–45.

Swiston, A. (2008). "A US Financial Conditions Index: Putting Credit Where Credit is Due". *IMF Working Paper*, WP/08/161.

Thompson, K., Eyden, R. V. & Gupta, R. (2015). "Testing the Out-of-Sample Forecasting Ability of a Financial Conditions Index for South Africa". *Emerging Markets Finance and Trade.* 51(3), 486-501.

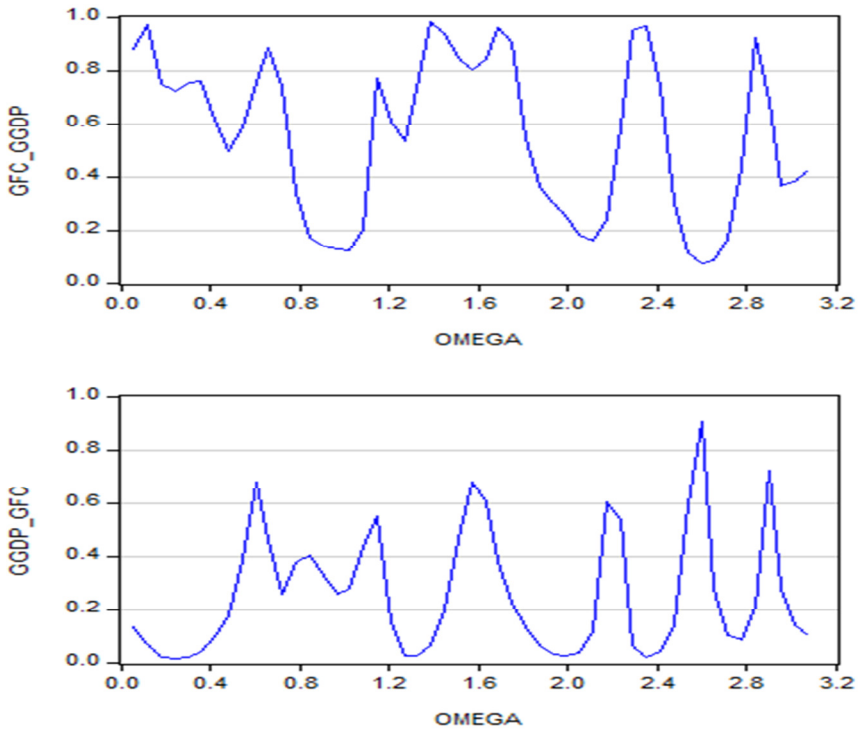
Torrence, C. & Compo, G. (1998). "A Practical Guide to Wavelet Analysis". *Bulletin of the American Meteorological Society*, 79, 61–78.

Torrence, C. & Webster, P. J. (1999). "Interdecadal Changes in the ENSO–Monsoon". *Journal of Climate*, 124(12), 2679–2690.

Uribe, J. M. & Mosquera, S. (2016). "A Comparative Analysis of Stock Market Cycles". *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 9(3), 241-261.

پیوست ۱:

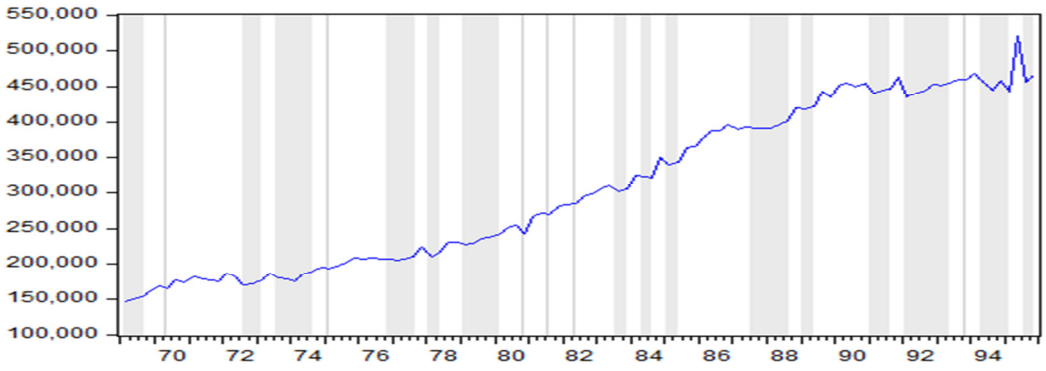
محور عمودی سطح احتمال رد فرضیه صفر مبنی وجود نداشتن رابطه علّی از متغیر دوم به متغیر اول را نشان می‌دهد. محور افقی نشان‌دهنده فرکانس است که با رابطه $T = \frac{2\pi}{\omega}$ به تناوب قابل تبدیل است. لازم به ذکر است که فرکانس بالا (پایین) با کوتاه‌مدت (بلندمدت) در ارتباط است.



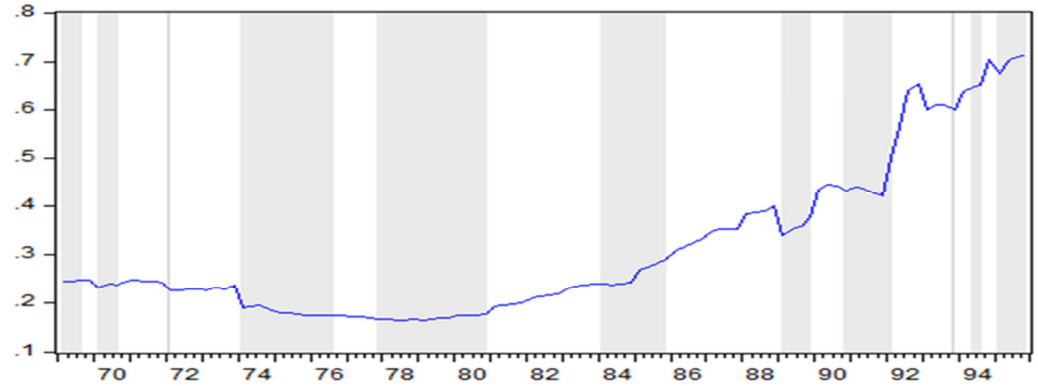
شکل (الف): علّیت بین شاخص ادوار مالی و نرخ رشد اقتصادی

پیوست ۲:

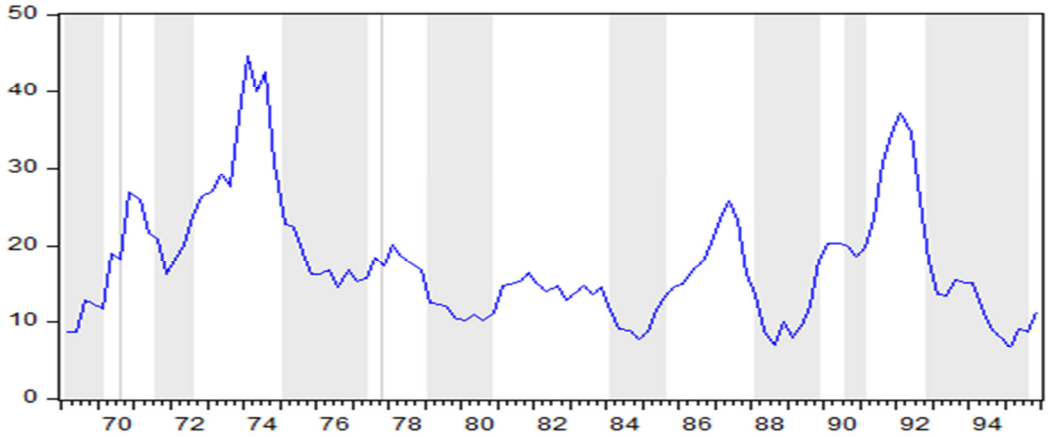
در نمودارهای زیر، روندها توسط فیلتر هودریک – پرسکات استخراج شده‌اند. نواحی خاکستری کم‌تر از روند (رکود) و نواحی سفید بیش‌تر از روند (رونق) هستند.



نمودار (الف). تولید ناخالص داخلی بدون نفت (۱۰۰=۱۳۸۳)



نمودار (ب). شاخص وضعیت مالی



نمودار (ج). تورم شاخص قیمت مصرف‌کننده

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۵۶-۱۴۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (141-156)

بررسی تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی بر توسعه کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا (MENA)

مژگان معلمی

۱. استادیار اقتصاد دانشگاه پیام نور، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۲/۱۶ پذیرش: ۱۳۹۷/۷/۲)

The Effect of Economic Vulnerability on the Development of MENA Countries

Mozhgan Moallemi[1]

1. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, Iran

(**Received:** 6/May/2018 **Accepted:** 24/Sep/2018)

چکیده:

آسیب پذیری اقتصادی برخی کشورها از این حقیقت ناشی می شود که اقتصادشان تا حد زیادی تحت تأثیر نیروهای خارج از کنترلشان قرار می‌گیرد. مناطقی که بیشتر تحت تأثیر شوک‌های اقتصادی قرار می‌گیرند بایستی جایگاه اقتصاد مقاومتی در سیاست‌گذاری‌های خود را ارتقاء دهند.

این مقاله سعی دارد با استفاده از تکنیک اقتصادسنجی به روش داده‌های پانل تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی بر شاخص توسعه کشورهای عضو منا را در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ بررسی نماید.

نتایج مطالعه بیانگر یک رابطه منفی و معنی‌دار بین آسیب‌پذیری اقتصادی و شاخص توسعه در کشورهای مورد نظر می‌باشد. نوآوری این مطالعه در محاسبه ضریب تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی به تفکیک کشورها است. ایران از لحاظ میزان شکنندگی اقتصاد در مقابل شوک‌های اقتصادی در جایگاه ششم قرار دارد. کشورهایی که در رتبه‌های بدتر قرار داشته‌اند اغلب کشورهایی هستند که یا با بی‌ثباتی سیاسی (جنگ‌های داخلی) مواجه بوده‌اند یا وابستگی شدیدی به درآمدهای نفتی داشته‌اند. بدین ترتیب سیاست‌هایی همچون کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی و توجه به ثبات سیاسی به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل و مقاوم سازی اقتصاد در مقابل شوک‌های اقتصادی بیرونی معرفی می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: آسیب‌پذیری اقتصادی، توسعه اقتصادی، شوک‌های خارجی، پانل دیتا، ایران، کشورهای عضو منا.

طبقه‌بندی JEL: Q43، O15، O13.

Abstract:

The economic vulnerability of some countries stems from the fact that their economies are largely influenced by forces outside their control. Areas that are most affected by economic shocks should promote the position of a resilient economy in their policies.

This paper tries to examine the impact of economic vulnerability on the development index of MENA countries in the 1995-2015 period using the econometric method and panel data approach.

The results of the study indicate a negative and significant relationship between economic vulnerability and development index in the target countries. The innovation of this study is to calculate the impact of economic vulnerability in different countries. Iran is ranked sixth in terms of the fragility of the economy against economic shocks. Countries that are ranked worse are often those countries that either face political instability (domestic wars) or have a strong dependence on oil revenues. In this way, policies such as reducing dependence on oil revenues and paying attention to political stability are introduced as tools for controlling and strengthening the economy against external economic shocks.

Keywords: Economic Vulnerability, Economic Development, External Exogenous Shock, Panel Data, Iran, MENA Countries.

JEL: Q43, O15, O13.

*Corresponding Author: Mozhgan Moallemi E-mail: moallemy_m@yahoo.com

۱- مقدمه

مفهوم اقتصاد مقاومتی در واقع بر میزان مقاومت یک اقتصاد در مقابل شوک‌های خارجی اشاره دارد. در منابع علمی، تاب‌آوری اقتصادی عمدتاً در زمینه های تاب آوری در مقابل تغییر اقلیم، حوادث طبیعی، شوک‌های وارده به امنیت غذایی و کشاورزی و تاب‌آوری زیرساخت‌ها به کار رفته است (میرجلیلی، ۱۳۹۵: ۱۲۵). بنابراین «اقتصاد مقاومتی» طراحی و مدل‌سازی ویژه‌ای از شرایط و سازوکارهای اقتصادی است که مبتنی بر آن فضای اقتصادی کشور بر اساس فرض وجود تحریم‌ها و فشارها، به صورت فعال و نه منفعل، طراحی می‌شود (تراب‌زاده و همکاران، ۱۳۹۲: ۳۳).

بر اساس این تعریف، اقتصاد مقاومتی در واقع به عنوان ترکیبی از دو مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی و انعطاف‌پذیری اقتصادی (تاب‌آوری اقتصادی) معرفی می‌شود. آسیب‌پذیری اقتصادی به مفهوم ضرورت توجه به اقتصاد مقاومتی در یک منطقه و انعطاف‌پذیری به عنوان جایگاه سیاستی اقتصاد مقاومتی در نظر گرفته شده است. در خصوص ضرورت توجه به اقتصاد مقاومتی باید گفت که مناطقی که بیشتر تحت تأثیر شوک‌های اقتصادی و آسیب‌های ناشی از تحریم‌های اقتصادی قرار می‌گیرند بایستی جایگاه اقتصاد مقاومتی در سیاست‌گذاری‌های خود را ارتقاء داده و از ابزارهای مناسبی جهت کنترل و مقاوم سازی اقتصاد در مقابل شوک‌های بیرونی استفاده نمایند. شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی در واقع ضرورت توجه به اقتصاد مقاومتی را در مناطق مختلف مشخص می‌نماید. به عنوان مثال اگر تأمین کالاهای استراتژیک در یک کشور امکان‌پذیر نباشد، اقتصاد آن کشور در مقابل شوک‌های بیرونی آسیب‌پذیر است. این آسیب‌پذیری می‌تواند در حوزه تغییر قیمت جهانی کالاهای استراتژیک و تأثیر آن بر اقتصاد داخلی یا تحریم‌های بین‌المللی و مشکلات اقتصادی در خصوص تأمین کالاهای استراتژیک باشد. اگر شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی نمایانگر میزان وابستگی کشور به محصولات استراتژیک باشد لذا با استفاده از این شاخص می‌توان ضرورت توجه به اقتصاد مقاومتی را در آن کشور ارزیابی نمود.

با شکل‌گیری بحران‌های اقتصادی در جهان، مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی از جایگاه مهم‌تری برخوردار شده است. برخی رویدادها منجر به تأکید این مسئله در سطح بین‌المللی در دهه ۹۰ میلادی شده است. به عنوان مثال بی‌ثباتی در رشد اقتصادی آفریقا به یک چالش سیاسی عمده تبدیل شد. به طور خاص، مشکل مناقشات در آفریقا، توجه جامعه بین المللی را به خطر جنگ‌های داخلی در برخی کشورها جلب نمود. علاوه بر این، در نیمه دوم دهه ۱۹۹۰، «بحران آسیا» باعث شد تا همگان بر آسیب‌پذیری برخی از کشورهای نوظهور توافق کنند در حالی که پیش از آن، این کشورها با رشد قابل توجهی از سرمایه مواجه بودند (گویلامونت[1]، ۲۰۰۹: ۱۹۴). همچنین بحران مالی بین‌المللی سال ۲۰۰۸ آسیب‌پذیری یونان را از لحاظ رفاه و تجمع بدهی آشکار کرد و به طور جدی بحث بروز بار افزایش دولت رفاه را مطرح نمود.

در ایران نیز بعد از اعمال تحریم‌های بین‌المللی و به سبب شوک‌هایی که از بیرون به اقتصاد وارد شد، مبحث اقتصاد مقاومتی مطرح گردید. این مقاله سعی دارد با بررسی تأثیر شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی (به عنوان شاخص اقتصاد مقاومتی) بر میزان توسعه اقتصادی ایران و مقایسه آن با سایر کشورهای عضو منا[2] جایگاه سیاست‌های اقتصاد مقاومتی را در ایران مشخص سازد. نوآوری مقاله حاضر در تعیین ضریب تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی به تفکیک مقاطع (کشورهای عضو منا) می‌باشد. بدین ترتیب می‌توان کشورهای مورد نظر را از لحاظ میزان شکنندگی اقتصاد در مقابل شوک‌های اقتصادی رتبه‌بندی نمود. جایگاه هر کشور در این رتبه‌بندی می‌تواند میزان تأثیرپذیری از شوک‌های خارجی را مشخص سازد. نتایج حاصل از این تحقیق می‌تواند در ارائه راهکارهای سیاستی مناسب (از جمله اولویت‌ها و راهکارهای سیاست‌های اقتصاد مقاومتی) جهت کاهش اثرات ناشی از وجود آسیب‌پذیری اقتصادی مؤثر باشد.

از این رو، این مقاله در پنج بخش تهیه شده است. بخش دوم به ادبیات موضوع پژوهش اختصاص یافته است. در این بخش نخست به مفهوم «آسیب‌پذیری اقتصادی» و روش‌های محاسبه آن پرداخته می‌شود. سپس پیشینه تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و نیز نوآوری تحقیق ارائه می‌گردد. سپس مبانی نظری تحقیق مورد بررسی قرار گرفته و جایگاه آسیب‌پذیری اقتصادی در اقتصاد مقاومتی روشن می‌شود. در بخش سوم مدل اقتصادسنجی به منظور برآورد تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی بر توسعه اقتصادی در کشورهای عضو منا[3] تصریح می‌گردد. در

1. Guillaumont (2009)
2. MENA
۳. کشورهای عضو منا عبارتند از: الجزایر، بحرین، جیبوتی، مصر، ایران،

بخش چهارم به تجزیه و تحلیل نتایج حاصل از تخمین پرداخته می‌شود. در بخش پنجم ضمن بررسی خلاصه‌ای از نتایج تحقیق، پیشنهادهای مبتنی بر نتایج پژوهش نیز ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

در این بخش، ابتدا به مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی از نظر برخی از محققین در این زمینه پرداخته می‌شود. همچنین روش‌های محاسبه این شاخص مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه، پیشینه مرتبط با موضوع تحقیق ارائه می‌گردد. سپس نوآوری پژوهش حاضر در مقایسه با مطالعات قبلی انجام گرفته در این زمینه، مطرح می‌شود. در نهایت نیز، مبانی نظری مطالعه بررسی می‌شود.

۲-۱- مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی و روش‌های محاسبه آن

تعاریف مختلفی از آسیب‌پذیری اقتصادی مطرح شده است. آنگیون و باتیس[1] آسیب‌پذیری را از ویژگی‌های ساختاری یک کشور می‌دانند که منجر به افزایش نقاط ضعف اقتصاد در برابر شوک‌های برون‌زا می‌شود، در این تعریف آسیب‌پذیری مانع توسعه درازمدت خواهد شد. از سوی دیگر، تاب‌آوری به صورت ظرفیت یک کشور برای بهبود یافتن از یک شوک یا مقابله در برابر تأثیر یک شوک تعریف می‌شود (آنگیون و باتیس، ۲۰۱۵: ۱۴۱).

سیلیگر و توروک[2] آسیب‌پذیری اقتصادی را به عنوان حساسیت یک سیستم به شوک‌های خارجی تعریف می‌کنند که به واسطه تغییر در میزان بیکاری اندازه‌گیری می‌شود (سیلیگر و توروک، ۲۰۱۳: ۲۱۸).

مودیکا و رگیانی[3] انعطاف‌پذیری را به عنوان ظرفیت یک سیستم برای برگشت از یک شوک توضیح می‌دهند در حالی که آسیب‌پذیری را به عنوان حساسیت سیستم به شوک‌های خارجی تعریف می‌کنند (مودیکا و رگیانی، ۲۰۱۵: ۲۱۱).

بر این اساس مطالعات مختلفی به محاسبه شاخص‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصاد در مناطق مختلف پرداخته‌اند. بریگوگلیو[4] در سال ۱۹۹۵ برای اولین بار به محاسبه این شاخص‌ها پرداخت.

بریگوگلیو و همکاران نیز در مطالعه‌ای با عنوان «آسیب‌پذیری اقتصادی و تاب‌آوری: مفاهیم و شاخص‌ها» میزان شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصاد را در مجموعه‌ای از کشورها با استفاده از یک شاخص موزون بررسی کردند. در این مطالعه، کشور ایران نیز در فهرست کشورهای مورد مطالعه قرار دارد که در بین ۸۶ کشور با مقدار شاخص ۰/۵۱۴ رتبه ۶۴ را به خود اختصاص داده است و در بدترین حالت قرار دارد (بریگوگلیو و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۸).

شاخص تاب‌آوری جهانی FM[5] نیز در سال ۲۰۱۴ توسط مؤسسه آکسفورد متریکا[6] معرفی شده است. این شاخص دارای سه مؤلفه «اقتصادی، کیفیت ریسک و زنجیره تأمین» است. شاخص تاب‌آوری جهانی یک رتبه‌بندی سالانه از ۱۳۰ کشور بر اساس تاب‌آوری تجارتشان نسبت به اختلال در زنجیره عرضه را ارائه می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که نروژ بر اساس شاخص ۲۰۱۴، تاب آورترین کشور در مقابل اختلال زنجیره عرضه است.

ابونوری و لاجوردی در مطالعه‌ای تحت عنوان «برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی» به برآورد شاخص‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی در حوزه کشورهای عضو اوپک پرداخته‌اند. این مقاله یک مدل مفهومی از تاب‌آوری و آسیب‌پذیری ارائه و با بکارگیری روش پارامتریکی، شاخص تاب‌آوری و آسیب‌پذیری کشورهای عضو اوپک را طی سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۲ برآورد می‌نماید. یافته‌های تحقیق بیانگر آن است که کشورهای عراق، آنگولا و لیبی دارای آسیب‌پذیری بالا و کشورهای امارات، قطر و کویت دارای آسیب‌پذیری پایین هستند (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵: ۴۰).

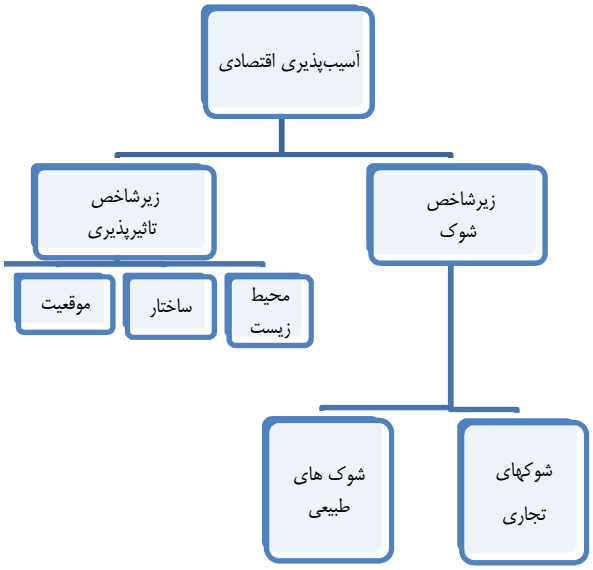
غیاثوند و عبدالشاه در مطالعه خود تاب‌آوری اقتصادی کشور را با استفاده از دو شاخص کلی برای سال‌های ۱۳۹۲–۱۳۷۵ محاسبه نموده و نتایج را با شاخص بریگوگلیو مقایسه نموده‌اند. در این مطالعه مقدار شاخص‌های تاب‌آوری بین صفر

عراق، اردن، کویت، لبنان، لیبی، مراکش، عمان، فلسطین، قطر، عربستان سعودی، سوریه، تونس، امارات متحده عربی و یمن.

1. Angeon & Bates (2015)
2. Seeliger & Turok (2013)
3. Modica & Reggiani (2015)
4. Briguglio (1995)
5. FM Global Resilience Index
6. Oxford Metrica

و یک به دست آمده است. هر چه این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد، تاب‌آوری کمتر و هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، تاب‌آوری بیشتر است. نتایج حاکی از آن است که تاب‌آوری براساس تمامی شاخص‌های محاسبه شده در اقتصاد ایران پایین است و تقریبا کمتر از ۰/۵ است (غیاثوند و عبدالشاه، ۱۳۹۴: ۱۸۴).

بر اساس مطالعه فیندونو و گوجون[1] شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی مطابق با تعاریفی که کمیته سیاست‌های توسعه‌ای سازمان ملل متحد (UN-CDP)[2] در سال ۲۰۱۵ ارائه می‌دهد محاسبه شده است. این مطالعه شامل ۱۴۵ کشور در حال توسعه در دوره ۲۰۱۳-۱۹۹۰ (از سال ۱۹۷۵ برای برخی از اجزا و کشورها) است. در این مطالعه شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی از ترکیب موزون دو زیرشاخص محاسبه شده است. این دو زیرشاخص شامل زیرشاخص تأثیرپذیری (در معرض آسیب قرار گرفتن)[3] و زیرشاخص شوک[4] می‌باشد (فیندونو و گوجون، ۲۰۱۶: ۳).



نمودار ۱. روش محاسبه شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی
مأخذ: فیندونو و گوجون (۲۰۱۶)

«زیرشاخص تأثیرپذیری» از ترکیب ۵ جزء دیگر تشکیل شده است. این اجزاء شامل اندازه جمعیت، عدم وابستگی به بازارهای جهانی، شدت صادرات، سهم بخش کشاورزی، سهم جنگل‌داری از تولید ناخالص داخلی و سهم جمعیت از نواحی ساحلی فقیر است.

«زیرشاخص شوک» نیز یک میانگین وزنی از سه شاخص است؛ قربانیان بلایای طبیعی، بی‌ثباتی محصولات کشاورزی و بی‌ثباتی صادرات کالاها و خدمات.

از ترکیب این دو زیرشاخص و نرمالایز کردن آنها، شاخص آسیب‌پذیری (EVI) بدست می‌آید که بین صفر و یک قرار می‌گیرد.

در نمودار (۱) فرایند استخراج شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی نشان داده شده است.

۲-۲- پیشینه تحقیق

مطالعات مختلفی در خصوص شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی و ارتباط آن با برخی از متغیرهای اقتصادی انجام گرفته است. برخی از مطالعات به تأثیر متغیرهای مختلف بر سطح آسیب‌پذیری یا انعطاف‌پذیری در اقتصاد یک منطقه اشاره دارند که از آن جمله می‌توان به مطالعه علیزاده و همکاران (۱۳۹۵) تحت عنوان «رابطه شاخص استقلال اقتصادی و تاب‌آوری اقتصادی ایران» اشاره نمود که به بررسی تأثیر استقلال اقتصادی در شرایط بروز شوک‌های داخلی و خارجی بر میزان تاب‌آوری یک اقتصاد می‌پردازد. در این مطالعه از متغیر بی‌ثباتی اقتصاد کلان جهت بررسی اثر استقلال اقتصادی بر تاب‌آوری اقتصادی استفاده شده است. با توجه به تأثیر وقفه متغیر بی‌ثباتی اقتصادی بر خود بی‌ثباتی، حجم مشاهدات کم و همچنین هدف مطالعه که بررسی وجود رابطه بلندمدت بین دو متغیر بوده است، لذا تکنیک الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، تکنیک مناسبی شناخته شده است. نتایج مربوط به برآورد مدل، وجود رابطه مثبت و معنی دار بین استقلال اقتصادی و تاب‌آوری اقتصادی در ایران را تأیید می‌نماید (علیزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۹۶).

غیاثوند و عبدالشاه در مطالعه خود تلاش کرده‌اند تاب‌آوری اقتصادی کشور را برای سال‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۵ محاسبه نمایند. هدف اصلی تحقیق بررسی روند شاخص تاب‌آوری در طول دوره موردِ نظر و بررسی متغیرهای تأثیرگذار بر آن است. در این مطالعه، با توجه به متغیرهای تأثیرگذار بر تاب‌آوری اقتصادی پیشنهاد شده است که در مسیر رسیدن به هدف تاب‌آوری بیشتر اقتصاد، اعمال سیاست‌هایی همچون بهبود وضعیت حکمرانی و بهبود شاخص آزادی اقتصادی مورد توجه

1. Feindouno & Goujon (2016)
2. United Nations Committee for Development Policy
3. The Exposure Sub-Index
4. The Shocks Sub-Index

قرار گیرد (غیاثوند و عبدالشاه، ۱۳۹۴: ۱۶۱).

عزیزی و خورسندی در مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی اثر حکمرانی خوب بر آسیب‌پذیری اقتصادی» با تخمین دو رگرسیون به این موضوع می‌پردازند که آیا حکمرانی خوب می‌تواند بر آسیب‌پذیری اقتصاد تأثیرگذار باشد. نتایج هر دو رگرسیون رابطه منفی بین حکمرانی خوب و میزان آسیب‌پذیری اقتصاد را نشان می‌دهند. بر این اساس نویسندگان توصیه می‌کنند که حکمرانی خوب یکی از مهمترین عواملی است که می‌تواند به کشورها در جهت کنترل و غلبه بر شرایط نامناسب در مواجهه با شوک‌های اقتصادی خارجی کمک نماید (عزیزی و خورسندی، ۱۳۹۵: ۱۴۷).

روچا و موریرا[1] در مقاله‌ای تحت عنوان «نقش سیاست‌های داخلی در آسیب پذیری اقتصادی بازارهای نوظهور» به طور تجربی سیاست‌هایی را ارزیابی می‌کنند که می‌توانند به طور بالقوه آسیب‌پذیری اقتصادی اقتصادهای نوظهور را کاهش دهد. در این مطالعه با استفاده از روش داده‌های پانل آسیب‌پذیری اقتصادی کشورها و واکنش آنها به اصول اقتصاد کلان و شوک ناشی از خطر جهانی شدن برای نمونه‌ای از ۲۳ کشور مورد تحلیل قرار می‌گیرد. نویسندگان استدلال می‌کنند که در شرایط بحرانی اقتصاد جهانی (سال ۲۰۰۷) اعمال سیاست‌هایی همچون آزادسازی مالی، مدیریت بدهی عمومی، رشد اقتصادی پایدار، توسعه بازار مالی داخلی و بهبود شاخص های نظارتی به عنوان زیرشاخص‌های مهم آسیب‌پذیری برای بازگشت سریع اقتصادی در بازارهای نوظهور حیاتی بوده‌اند (روچا و موریرا، ۲۰۱۰: ۱۸۰).

در کنار مطالعات انجام گرفته در خصوص تأثیر عوامل مختلف اقتصادی بر میزان آسیب‌پذیری یک اقتصاد، اغلب مطالعات به بررسی اثرات شاخص آسیب‌پذیری بر کنترل شوک‌های خارجی و ثبات اقتصادی یک منطقه پرداخته‌اند.

از جمله این مطالعات می‌توان به مطالعه براتی (۱۳۸۷) اشاره نمود. این مطالعه فصل مشترک دو حوزه بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری اقتصادی را مورد بررسی قرار می‌دهد. نویسنده ضمن بررسی ادبیات دو موضوع آسیب‌پذیری و بی‌ثباتی اقتصادی به مقایسه وضعیت ایران با سایر کشورها پرداخته‌است. در ادامه آثار و پیامدهای این شاخص بر نظام اقتصادی و تأثیر آن بر مقابله با شوک‌های اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است. همچنین با تحلیل علل و پیامدهای بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری، راهکارهای بهبود این شاخص‌ها نیز ارائه شده است (براتی، ۱۳۸۷: ۸۹).

بورمن و همکاران به منظور بررسی توانایی کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور برای مقابله با شوک‌های خارجی، در مقاله‌ای با عنوان «شاخص تاب‌آوری سنتنیال[2]: اندازه‌گیری تاب‌آوری کشورها در مقابل شوک‌ها» مقدار تاب‌آوری این کشورها را بررسی کردند. رویکرد این مطالعه چنین است که با کمک شاخص تاب‌آوری، می‌توان عواملی را شناسایی کرد که توانایی تعداد زیادی از کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور را افزایش می‌دهد تا بتوانند شوک‌های خارجی را جذب و به طور مؤثر به آنها واکنش نشان دهند. برای ساخت شاخص تاب‌آوری ۵۲ متغیر در ۱۰ زیرشاخص طبقه‌بندی شده‌اند. در این مطالعه یک معیار برای تاب‌آوری کلی هر کشور از این زیرشاخص‌ها به دست می‌آید. نتایج نشان می‌دهد که کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور به طور قابل توجهی تاب‌آوری خود در برابر شوک‌های خارجی را تقویت کرده‌اند که نتیجه مستقیمی بر ثبات اقتصادی آنها داشته است. همچنین نتایج حاکی از آن است که شاخص تاب‌آوری کشورهای توسعه یافته روندی معکوس داشته و به خصوص از سال ۲۰۰۳ به بعد مقادیر این شاخص برای کشورهای توسعه یافته بدتر شده است (بورمن و همکاران، ۲۰۱۳: ۹۲).

کرسچنر و همکاران[3] در مطالعه‌ای تحت عنوان «آسیب‌پذیری اقتصادی در برابر نفت پیک[4]» به بررسی تأثیر پدیده نفت پیک در ثبات اقتصاد جهانی پرداخته‌اند. در این مطالعه نفت پیک به حداکثر نرخ تولید نفت جهانی اشاره می‌کند. در این مطالعه آسیب‌پذیری اقتصادی به نقاط ضعف سیستم اشاره دارد که به دلیل وابستگی به یک منبع خاص، ساختار سیستم یا ترکیبی از این دو به وجود می‌آید. نویسندگان سعی دارند آسیب‌پذیری اقتصاد آمریکا را در مقابل نوسانات قیمت نفتی بررسی کنند. بررسی آسیب‌پذیری اقتصاد آمریکا توسط نویسندگان به این دلیل بوده که این کشور بزرگ‌ترین مصرف کننده محصولات نفتی در جهان است و بنابراین مثال خوبی از سیستم اقتصادی با وابستگی بالا به منابع را فراهم می‌کند. در این مطالعه بررسی می‌شود که کدام یک از

1. Rocha & Moreira (2010)

2. Centennial
3. Kerschner et al. (2013)
4. Peak Oil

بخش‌های اقتصاد به دلیل موقعیت استراتژیک خود می‌تواند کل اقتصاد آمریکا را در معرض خطر از طریق نوسانات قیمت نفت قرار دهد (کرسچنر و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۴۲۸).

هودک و همکاران[1] در مطالعه‌ای تحت عنوان «ظرفیت انعطاف‌پذیری و آسیب‌پذیری اقتصادی: تجزیه و تحلیل مناطق شهری اسلواکی»، کشور اسلواکی را به عنوان یک نمونه تجربی انتخاب نموده‌اند. اسلواکی یک کشور کوچک در اروپای شرقی است و می‌تواند به عنوان مثال خوبی از اقتصاد آزاد و صادراتی در معرض بحران جهانی قرار گیرد. بنابراین در زمینه بحران اقتصادی ۲۰۰۸-۲۰۰۷، تعداد ۷۹ شهر در اسلواکی با توجه به میزان آسیب‌پذیری آنها در دوره اول بیکاری (۲۰۱۲-۲۰۰۸) و همچنین در دوره دوم پس از آسیب‌پذیری نسبت به شوک اقتصادی (دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۱۲) در این مطالعه مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج این مطالعه یک شکاف مشخص در ظرفیت انعطاف‌پذیری بین مناطق شرقی - غربی در این کشور را نشان می‌دهد. به گونه‌ای که به نظر می‌رسد آسیب‌پذیری اقتصادی هر منطقه به شرایط آن منطقه بستگی دارد. هسته اقتصادی این کشور بیشتر در بازارهای جهانی فعال است و با شرکت‌های خارجی مبادلات تجاری دارد و در نتیجه در مقایسه با اقتصادهای بسته، نرخ بیکاری در این ناحیه بیشتر افزایش می‌یابد. مناطق پیرامونی که دور از هسته اصلی اقتصادی اسلواکی واقع شده‌اند، کمتر تحت‌تأثیر شوک خارجی قرار گرفته‌اند یا تنها در دوره محدودی از بحران اقتصادی جهانی تأثیر پذیرفته‌اند. علاوه بر این، مناطق شهری و مناطقی که وابسته به صادرات بوده‌اند در مقایسه با مناطق روستایی، بیشتر در معرض آسیب‌پذیری بالا قرار گرفته‌اند و مناطق کوچک و محیطی به میزان کم‌تر یا با تاخیر، به شوک‌های خارجی پاسخ داده‌اند (هودک و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۲).

فینگلتون و پالومبی[2] (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای به بررسی توانایی نسبی اقتصادهای محلی برای حفظ دینامیک های رشد طولانی‌مدت خود هنگامی که با اثرات ناپایدار شوک‌های اقتصادی مواجه هستند، می‌پردازند. در این مطالعه با استفاده از مجموعه دست‌مزد سالانه برای ۱۹ شهر انگلیسی در طول سال‌های ۱۹۰۶-۱۸۷۱ و بکارگیری یک مدل پانل دیتای فضایی به بررسی اثرات شوک‌های اقتصادی پرداخته می‌شود. این تحلیل به دنبال آن است که آیا این شوک‌ها تأثیر دائمی بر سطوح حقوق شهرهای مختلف داشته‌اند یا خیر. بدین منظور آنها انعطاف‌پذیری نسبی شهرهای انگلستان را نسبت به شوک‌های ناشی از رکود اقتصادی تحلیل می‌نمایند. دوره مورد نظر چهار شوک عمده را پوشش می‌دهد که در سال‌های ۱۸۷۴، ۱۸۸۳ و ۱۹۰۱ رخ داده است. نویسندگان با استفاده از تکنیک‌های سری‌های زمانی در ترکیب با روش‌های اقتصادسنجی مدرن، اثرات شوک اقتصادی از آن زمان تاکنون را بر اقتصاد انگلستان نشان می‌دهند و مشخص می‌سازند که آیا این اثرات تاکنون ادامه داشته و یا اقتصاد توانسته است اثر شوک‌ها را از خود دفع نماید (فینگلتون و پالومبی، ۲۰۱۳: ۶۵۹).

نتیجه‌گیری کلیدی این مطالعه آن است که تنوع بخشی به اشتغال محلی برای انعطاف پذیری اقتصادی مهم است؛ شواهد نشان می دهد که شهرهایی با تخصص بیش از حد و توسعه در یک صنعت غالب، نسبتاً مستعد پذیرش شوک‌های بیشتری هستند. به این دلیل که اقتصاد با یک ترکیب صنعتی متنوع، دامنه بیشتری برای بازسازی دارد ولی اقتصادهای تک محصولی توان مقابله با شوک‌های اقتصادی را نخواهند داشت.

ابونوری و لاجوردی در مطالعه‌ای تحت عنوان «برآورد شاخص ترکیبی آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصاد ایران» به برآورد شاخص‌های مربوطه در ایران در طول دوره ۱۳۹۲-۱۳۶۹ و مقایسه میان دوره‌های مختلف ریاست جمهوری می‌پردازد. هدف اصلی این مقاله معرفی شاخص‌های آسیب‌پذیری و تاب‌آوری و برآورد آن در اقتصاد ایران و بررسی ارتباط آن با نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که رشد تولید ناخالص داخلی سرانه با شاخص آسیب‌پذیری رابطه معکوس و با شاخص تاب‌آوری رابطه مستقیم دارد. بنابراین با توجه به عواملی که بر تاب‌آوری اقتصاد مؤثر هستند، پیشنهاداتی همچون اصلاح سیاست‌های اقتصادی با هدف کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی، توسعه و تنوع صادرات، حکمرانی خوب و انضباط مالی را جهت افزایش تاب‌آوری در اقتصاد ایران ارائه می‌نماید (ابونوری و لاجوردی، ۱۳۹۵: ۲۵).

گویلامونت و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر شاخص آسیب پذیری اقتصادی و شاخص سرمایه انسانی بر عملکرد اقتصادی کشورهای در حال توسعه می‌پردازد. هدف این مقاله نقد ساختار سیستم‌های تخصیص کمک‌های مالی بین‌المللی به ویژه وابستگی شدید آن به شاخص های عملکرد اقتصادی

1. Hudec et al. (2017)
2. Fingleton & Palombi (2013)

است. در این مطالعه شاخص توسعه اقتصادی CPIA به عنوان شاخص عملکرد اقتصادی در نظر گرفته می‌شود. مدل اقتصادسنجی که در مطالعه آنان در نظر گرفته شده به صورت زیر است:

$$p_i = \alpha + \beta V_i + \gamma H_i + \delta \theta_i + U_i$$

که در آن p_i شاخص توسعه اقتصادی برای کشورهای مختلف، V_i شاخص آسیب پذیری اقتصادی، H_i شاخص سرمایه انسانی و θ_i بردار متغیرهای کنترلی را شامل می‌شود. آنها در این مطالعه تأثیر شاخص سرمایه انسانی و آسیب‌پذیری اقتصادی کشورهای در حال توسعه بر شاخص توسعه اقتصادی (به عنوان نمادی از عملکرد اقتصادی کشورها) را با استفاده از روش داده‌های پانل بررسی می‌کنند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی از یک رابطه معکوس و معنی‌داری با شاخص توسعه اقتصادی برخوردار است. بنابراین نویسندگان دو متغیر سرمایه انسانی و آسیب‌پذیری اقتصادی را به عنوان متغیرهای تأثیرگذار بر شکنندگی اقتصاد شناسایی می‌نمایند. آنها بر این اساس تحلیل می‌کنند که تخصیص کمک‌های مالی به کشورهای در حال توسعه اگر تنها متکی بر عملکرد اقتصادی آنها باشد نتیجه مناسبی نخواهد داشت. در واقع آنها نشان می‌دهند که سطح آسیب‌پذیری اقتصادی یک کشور تأثیر قابل توجهی بر عملکرد اقتصادی (شاخص توسعه اقتصادی) آن کشور دارد و در نتیجه نمی توان عملکرد نامناسب اقتصادی کشورهای استفاده کننده از کمک‌های بین‌المللی را معیار عدم تخصیص کمک‌های مالی دانست (گویلامونت و همکاران، ۲۰۱۵: ۲)

همان گونه که در بخش پیشینه تحقیق بدان پرداخته شد، برخی از مطالعات به برآورد و محاسبه شاخص آسیب‌پذیری در حوزه‌های جغرافیایی مختلف پرداخته‌اند. از سوی دیگر، برخی دیگر از مطالعات به بررسی ارتباط شاخص آسیب‌پذیری و متغیرهای کلان اقتصادی تأکید داشته‌اند. نوآوری مقاله حاضر در تعیین ضریب تأثیر آسیب‌پذیری اقتصادی به تفکیک مقاطع (کشورهای عضو منا) می‌باشد. بدین ترتیب می‌توان کشورهای مورد نظر را از لحاظ میزان شکنندگی اقتصاد در مقابل شوک‌های اقتصادی رتبه‌بندی نمود.

۲-۳- مبانی نظری

پس از بحران مالی سال ۲۰۰۷ بسیاری از کشورها به شدت تحت تأثیر بحران مالی جهانی (به عنوان یک شوک خارجی منفی) قرار گرفتند. اما در مقابل، برخی کشورها کمتر از تبعات منفی بحران مالی جهانی تأثیر پذیرفتند. کشورهای مذکور در دو دسته قرار داشتند. یک گروه مربوط به کشورهایی بود که ساختار اقتصادی آنها وابستگی چندانی به اقتصاد جهانی نداشت و در نتیجه کمتر تحت تأثیر شوک‌های خارجی قرار می‌گرفتند. گروه دوم کشورهایی را شامل می‌شد که با وجود آنکه در مقابل شوک‌های خارجی آسیب‌پذیر بودند اما با اعمال سیاست‌های مناسب بعد از بوجود آمدن شوک‌ها و همچنین با توجه به ساختارهای اقتصادی مناسبی که از قبل بدان توجه داشته‌اند، توانستند به خوبی با شوک‌های خارجی مقابله کنند. چنین کشورهایی اگرچه از شاخص آسیب‌پذیری بالایی برخوردار هستند اما شکنندگی اقتصادی آنها در مقابل آسیب‌پذیری اقتصادی پایین است. بنابراین به خوبی می‌توانند از تبعات شوک‌های خارجی در امان باشند و یا این تبعات را به حداقل ممکن برسانند.

ممکن است یک اقتصاد در مسیر توسعه، با شوک‌هایی مواجه شود که از بیرون به آن تحمیل می‌شود. تأثیرپذیری از این شوک‌ها به درجه مقاوم بودن اقتصاد بستگی دارد. اگر اقتصاد از بعد مؤلفه مقاومت ضعیف باشد با ورود یک شوک، اقتصاد آسیب بیشتری خواهد دید. بنابراین درجه مقاوم بودن یک اقتصاد در نقطه مقابل میزان آسیب‌پذیری آن قرار دارد. در واقع هرچه یک اقتصاد آسیب‌پذیرتر باشد درجه مقاومت آن در برابر شوک‌های خارجی کمتر خواهد بود. اما اینکه یک اقتصاد چگونه به ورود شوک‌های خارجی عکس‌العمل نشان می‌دهد و چه سیاست‌گذاری‌هایی برای مقابله یا جذب آن شوک دارد به میزان تاب‌آوری اقتصاد مربوط می‌شود. مطالعات مختلف نشان می‌دهد که هیچ سیستم منطقه‌ای (اقتصاد، خانوارها، جوامع، اکوسیستم‌ها) از تأثیر شوک‌ها و عوامل اساسی آسیب‌پذیری در طول زمان در امان نیست. علاوه بر این، یک منطقه ممکن است تنها در برخی از جنبه‌های اقتصادی مقاوم باشد. این مبحث اهمیت پرداختن به موضوع آسیب‌پذیری را آشکار می‌سازد (پندال و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۷۸).

آسیب‌پذیری اقتصادی از جمله مؤلفه‌هایی است که در موضوع اقتصاد مقاومتی می‌توان بدان پرداخت. این مفهوم نخستین بار در سال ۱۹۷۲ در مباحث مربوط به مشکلات خاص کشورهای جزیره‌ای در حال توسعه (به ویژه مجموعه

1. Pendall et al. (2010)

جزایر کارائیب)، در سازمان ملل مطرح گردید. اما تا سال ۱۹۹۴ شاخصی برای سنجش میزان آسیب‌پذیری اقتصاد (به صورت کمّی) تعریف نشده بود. در سال ۱۹۹۴ برای نخستین بار محاسبه مقادیر کمّی این شاخص در برنامهٔ عملیاتی «سازمان توسعهٔ پایدار جزایر کوچک در حال توسعه» قرار گرفت. در ابتدا مطالعات انجام گرفته در حوزه آسیب‌پذیری اقتصاد بیشتر متکی به ویژگی‌های محیطی یک کشور (از جمله اندازه کوچک کشورها) بود. اما به مرور مفاهیم جدیدتری از آسیب‌پذیری مطرح گردید و ویژگی‌های ذاتی اقتصاد از جمله وابستگی به کالاهای استراتژیک، شدت صادرات (عدم وجود تنوع صادراتی)، نوع اقلیم حاکم بر یک منطقه و ... نیز به مجموعه عوامل تعیین کننده آسیب‌پذیری یک اقتصاد اضافه گردید. بر این اساس دامنه شمول مطالعات به تمامی کشورهای در حال توسعه و حتی کشورهای توسعه یافته نیز تعمیم داده شد. در واقع هرجا یک اقتصاد به شدت تحت تأثیر نیروهایی خارج از کنترل خود قرار می‌گیرد، مفهوم آسیب‌پذیری اقتصادی نیز مطرح می‌باشد (براتی، ۱۳۸۷: ۴۶).

برخی از مطالعات با تکیه بر محاسبات انجام شده در خصوص شاخص‌های آسیب‌پذیری و انعطاف‌پذیری اقتصادی به نقش این متغیر در ثبات کلان اقتصادی تأکید داشته‌اند. کوردینو[1] مفهوم قرار گرفتن در معرض شوک ها را در یک مدل اصلی رشد اقتصادی بر پایه پارادایم نئوکلاسیک معرفی می کند تا نشان دهد که تولید ناخالص داخلی سرانه یک کشور به طور مثبت به میزان منابع و سطح بهره وری آن کشور بستگی دارد و رابطه آن با آسیب‌پذیری اقتصادی منفی است. علاوه بر این وی نشان می‌دهد که تأثیر منفی آسیب‌پذیری بر رشد اقتصادی بستگی به میزان کاهش بهره وری نهایی در یک کشور دارد که می تواند از طریق اقدامات سیاستی[2] تحت تأثیر قرار گیرد و این همان مفهوم انعطاف‌پذیری است (کوردینو، ۲۰۰۴: ۳۷).

علاوه بر این بسیاری از مطالعات منطقه‌ای نشان می‌دهند که انعطاف‌پذیری اقتصادی در یک منطقه می‌تواند به توضیح سؤال اساسی در مورد اینکه چرا اقتصاد برخی مناطق می‌توانند در مقابل شوک‌های خارجی در مدت نسبتاً کوتاهی بازیابی شوند و چرا برخی اقتصادهای دیگر در رکود باقی می‌مانند، بپردازد (مارتین[3]، ۲۰۱۲: ۳).

۳- روش شناسی

به منظور بررسی تأثیر شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی (به عنوان شاخص اقتصاد مقاومتی) بر وضعیت توسعه هر یک از کشورهای عضو منا، بر اساس مطالعه گویلامونت و همکاران (۲۰۱۵) مدل اقتصادسنجی زیر در نظر گرفته شده و به روش داده‌های پانل تخمین زده می‌شود:

(۱)

$$HDI_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i}EVI_{it} + \beta_3 GDP_{it} + \beta_4 EDU_{it} + U_{it}$$

که در آن i و t به ترتیب نشان دهنده کشور و سال می‌باشند. همچنین HDI نشان دهنده شاخص توسعه انسانی، EVI شاخص آسیب‌پذیری، β_{2i} ضریب شاخص آسیب‌پذیری به تفکیک مقاطع (کشورهای مورد مطالعه)، GDPP تولید ناخالص داخلی سرانه و EDU شاخص سرمایه انسانی می‌باشد. U نیز جزء اخلال مدل است.

پایگاه داده‌های مربوط به شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی بر اساس مطالعه فیندونو و گوجون (۲۰۱۶) استخراج شده است. در مطالعه مذکور، شاخص آسیب‌پذیری برای ۱۴۵ کشور دنیا (از جمله ایران) برای فاصله سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۹۰ به صورت سالانه محاسبه شده است.

پایگاه داده‌های مربوط به شاخص‌های توسعه انسانی و سرمایه انسانی و نیز تولید ناخالص داخلی سرانه بر اساس آمار منتشر شده از بانک جهانی[4] می‌باشد. از شاخص آموزش- از زیر مجموعه‌های شاخص توسعه انسانی- به عنوان جایگزین برای شاخص سرمایه انسانی استفاده شده است.

بر این اساس مدل فوق با استفاده از روش داده‌های پانل و با نرم‌افزار ایویوز ۱۰[5] در دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۹۵ برای ۱۷ کشور عضو منا[6] تخمین زده شده که نتایج برآورد مدل در بخش بعدی مقاله ارائه خواهد شد.

۴- نتایج برآورد مدل

برای تخمین مدل با داده‌های ترکیبی در ابتدا لازم است که

1. Cordina (2004)

۲. تاکید بر سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی می‌تواند از جمله این اقدامات سیاستی باشد.

3. Martin (2012)
4. The World Bank
5. Eviews10

۶. از ۱۹ کشور عضو منا دو کشور عراق و جیبوتی به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مربوط به شاخص آسیب‌پذیری از مدل حذف شده‌اند.

نوع داده‌های مدل رگرسیون از جهت پانل یا تلفیقی بودن مشخص شود که این کار با انجام آزمون چاو یا F مقید صورت می‌گیرد. به همین دلیل در این بخش جهت برآورد وتخمین مدل، ابتدا آزمون F مقید برای انتخاب بین روش‌های اثرات مشترک(تلفیقی) و داده‌های پانل انجام یافته است. فرض H_0 این آماره، بیانگر انتخاب روش اثرات مشترک و اولویت آن نسبت به روش پانل است. نتایج این آزمون در نرم‌افزار ایویوز در جدول زیر ارائه گردیده است (خروجی رایانه در پیوست (۱) موجود می‌باشد):

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون F مقید

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال
F مقید	۵/۳۹	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق

با توجه به اینکه احتمال آماره F نزدیک به صفر است، بنابراین فرض H_0 مبنی بر برابری عرض از مبدأها رد شده و روش داده‌های پانل انتخاب می‌شود.

بعد از انجام آزمون F مقید که مشخص شد داده‌های مطالعه از نوع پانل می‌باشند، برای انتخاب دو روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی، آماره آزمون هاسمن محاسبه می‌شود. فرضیه H_0 این آزمون، بیانگر انتخاب روش اثرات تصادفی است. با توجه به اینکه مقدار این نسبت برابر ۱۷/۲۰۳ با ارزش احتمال ۰/۰۰۰۶ شده و احتمال به دست آمده کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد فرض H_0 مبنی بر پذیرش اثرات تصادفی، رد می‌شود. نتایج این آزمون در نرم‌افزار ایویوز در جدول (۲) ارائه گردیده است (خروجی رایانه در پیوست موجود می‌باشد):

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره آزمون	احتمال
آزمون هاسمن	۱۷/۲۰۳	۰/۰۰۰۶

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق

بنابراین با توجه به این دو نوع آزمون، مدل رگرسیون از نوع داده‌های پانل بوده و باید با استفاده از روش اثرات ثابت تخمین زده شود.

نتایج حاصل از تخمین مدل (۱) در جدول (۳) نشان شده است.

بر اساس ضرایب تخمین زده شده و با توجه به محاسبات مربوط به کشش، مقدار ضریب کشش در جدول مذکور آورده شده است. بررسی این جدول نشان می‌دهد که ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه در تخمین مدل مربوطه، مثبت و معنی‌دار بوده (در سطح اطمینان ۹۹ درصد) و از این نظر با مبانی نظری مطابقت دارد.

جدول ۳. نتایج حاصل از تخمین مدل اقتصادسنجی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره	احتمال	ضریب کشش
C	۰/۸۸۰٦٤	۰/۰۱٤۰۱	٦۲/۸۲۰٦	۰/۰۰۰۰	---
GDPP	۰/۰۰۰٦٦	۰/۰۰۰۱٤	٤/٥٦۹٦	۰/۰۰۰۰	۱۲/۲۸۳٤
EDU	۰/۰۰٥۷٥	۰/۰۰۲٤۹۷	۲/۳۰۳۰۳۳	۰/۰۲۲۲	۰/۰۰۲۸
ضرایب مقطعی EVI					
الجزایر	-۰/۰۰۹٥۸	۰/۰۲۳٤٥۱	-۰/٤۰۸٦۳	۰/٦۸۳۲	-۰/۳٤۹٥
بحرین	-۰/۰۰۳۳۸	۰/۰۰۰۲۸٤	-۱۱/۸۹۳۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۱۲۳۳
مصر	-۰/۰۱۰۳	۰/۰۱٥۲٦۹	-۰/٦۷٤۲۲	۰/٥۰۰۸	-۰/۳۷٥۷
ایران	-۰/۰۰٦۲٤	۰/۰۰۰۳۲٦	-۱۹/۱۲۰۸	۰/۰۰۰۰	-۰/۲۲۷٦
فلسطین	-۰/۰۱٤٤۳	۰/۰۰۳۸۹۸	-۳/۷۰۲۷٥	۰/۰۰۰۳	-۰/٥۲٦٤
اردن	-۰/۰۰٤٤٦	۰/۰۰۲٤٦۲	-۱/۸۱۳۱٦	۰/۰۷۱۱	-۰/۱٦۲۷
کویت	-۰/۰۰۰۲۳	۰/۰۰۰۲٤٥	-۰/۹۳۲۸۳	۰/۳٥۱۹	-۰/۰۰۸٤
لبنان	-۰/۰۲۳۹۲	۰/۰۰٥۲٦	-٤/٥٤۷۷۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۸۷۲٦
لیبی	-۰/۰۰٤۱۳	۰/۰۰۰۸۸۷	-٤/٦٥۸۹۹	۰/۰۰۰۰	-۰/۱٥۰۷
مراکش	-۰/۰۱۸۳	۰/۰۱٤۸۳٦	-۱/۲۳۳٦٥	۰/۲۱۸٦	-۰/٦٦۷٦
عمان	-۰/۰۰۹۸۱	۰/۰۰۲۰۸٥	-٤/۷۰٦۱	۰/۰۰۰۰	-۰/۳٥۷۹
قطر	۰/۰۰۱۷٦	۰/۰۰۱۰۲۱	۱/۷۲٤۲٥٥	۰/۰۸٦۰	۰/۰٦٤۲
عربستان سعودی	-۰/۰۰۹٤٦	۰/۰۰۱۱٥۲	-۸/۲۱۲٥۳	۰/۰۰۰۰	-۰/۳٤٥۱
سوریه	-۰/۰۰٦٥٤	۰/۰۰٤۱٤۲	-۱/٥۷۸۸۳	۰/۱۱٥۷	-۰/۲۳۸٦
تونس	-۰/۰۰۷٦٤	۰/۰۰۱٥۹۲	-٤/۷۹۹٦	۰/۰۰۰۰	-۰/۲۷۸۷
امارات	-۰/۰۰۳۲۸	۰/۰۰۱۰۷	-۳/۰٦٥٦۸	۰/۰۰۲٤	-۰/۱۱۹۷
یمن	-۰/۰۰۲٤۷	۰/۰۰۰٥۷۸	-٤/۲٦٥۸٥	۰/۰۰۰۰	-۰/۰۹۰۱
R- squared =۰/۹۷۸۳ F= ۳۰۱/٤۰۷ P-value=۰/۰۰۰					

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق

ضریب تخمین زده شده این متغیر نشان می‌دهد که به ازای هر یک درصد افزایش تولید داخلی سرانه کشورهای عضو منا افزایش ۱۲/۲۸ درصدی در شاخص توسعه انسانی ایجاد می‌شود.

همچنین ضریب متغیر سرمایه انسانی (EDU) نیز نشان می‌دهد که اولاً ضریب تخمین زده شده آن از لحاظ آماری در

سطح ۹۵ درصد اطمینان معنی‌دار بوده و دوماً علامت ضریب مثبت است که با مبانی نظری سازگاری دارد. مقدار ضریب تخمین زده شده متغیر سرمایه انسانی نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در شاخص سرمایه انسانی باعث افزایش ۰/۰۲۸ درصدی در شاخص توسعه انسانی می‌گردد.

مقدار ضریب توضیح دهندگی مدل نیز نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی حدود ۹۸ درصد تغییرات شاخص توسعه انسانی را توضیح می‌دهند.

علامت ضریب شاخص آسیب‌پذیری برای کلیه کشورهای مورد مطالعه- به غیر از قطر- منفی بوده و نشان می‌دهد که علامت این شاخص با مبانی نظری مطابقت دارد. اگر چه از لحاظ آماری، ضریب این متغیر برای برخی از کشورها (الجزایر، مصر، کویت، مراکش و سوریه) معنی‌دار نیست. رتبه‌بندی برای کشورهای دارای ضریب شاخص آسیب‌پذیری معنی‌دار بر اساس میزان تأثیرگذاری شاخص آسیب‌پذیری بر توسعه کشورهای مورد مطالعه انجام می‌گیرد که نتایج آن در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. رتبه‌بندی کشورها بر اساس تأثیرگذاری آسیب‌پذیری بر شاخص توسعه آنها

کشور	ضریب شاخص EVI	رتبه
یمن	-۰/۰۰۲۴۷	۱
امارات	-۰/۰۰۳۲۸	۲
بحرین	-۰/۰۰۳۳۸	۳
لیبی	-۰/۰۰۴۱۳	۴
اردن	-۰/۰۰۴۴۶	۵
ایران	-۰/۰۰۶۲۴	۶
تونس	-۰/۰۰۷۶۴	۷
عربستان سعودی	-۰/۰۰۹۴۶	۸
عمان	-۰/۰۰۹۸۱	۹
فلسطین	-۰/۰۱۴۴۳	۱۰
لبنان	-۰/۰۲۳۹۲	۱۱

مأخذ: نتایج حاصل از تحقیق

همان‌گونه که از جدول ۳ مشخص می‌شود ایران در بین کشورهای عضو منا از نظر تأثیرپذیری توسعه از شاخص آسیب‌پذیری در رتبه ششم قرار دارد.

این رتبه‌بندی بر اساس ضریب تخمین زده شده شاخص آسیب‌پذیری به تفکیک مقاطع (کشورها) محاسبه شده است به گونه‌ای که هر چه قدرمطلق ضریب مربوطه در یک کشور کوچک‌تر باشد آن کشور دارای رتبه بالاتری خواهد بود. بنابراین موقعیت بدتر رتبه‌ای یک کشور منعکس کننده شکنندگی اقتصادی بیشتر آن کشور در برابر نوسانات اقتصادی می‌باشد.

به عبارت دیگر هر چه کشورهای عضو منا دستورالعمل‌های اقتصاد مقاومتی را در سرلوحه برنامه‌های توسعه خود قرار دهند، در برابر شوک‌های ناگهانی از مقاومت اقتصادی بالاتری برخوردار خواهند بود.

اصولاً یک اقتصاد مقاوم می‌تواند در شرایط ورود شوک های خارجی مقاومت کرده و آسیب کمتری ببیند. سیاست‌های یک کشور می‌تواند معطوف به انعطاف‌پذیری ساختار اقتصادی باشد تا به‌تدریج اقتصاد کشور در مقابل شوک‌های خارجی مقاوم‌تر شود.

در ایران مقاوم شدن اقتصاد در برابر شوک هایی مانند تغییر ناگهانی قیمت نفت به دلیل وابستگی اقتصاد به آن، یک شوک (منفی یا مثبت) تلقی می‌شود و هرچه اقتصاد کشور از وابستگی روزمره به نفت رهایی یابد به راحتی می تواند خود را در برابر این شوک‌ها مقاوم کند و انعطاف لازم را داشته باشد که این امر مشخصاً با تکیه بر اصول ۱۳ و ۱۴ سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی قابل دستیابی است. بر اساس اصل ۱۳ (بحث صنعت نفت و گاز) از سیاست‌های کلی اقتصاد مقاومتی، مقابله با ضربه‌پذیری درآمد حاصل از صادرات نفت و گاز از طریق روش‌هایی مانند انتخاب مشتریان راهبردی، ایجاد تنوع در روش‌های فروش، افزایش صادرات پتروشیمی و فرآورده‌های نفتی و ... مورد نظر بوده است که می‌تواند در کاهش آسیب‌پذیری کشور مؤثر باشد. همچنین بر اساس اصل ۱۴ (بحث میادین مشترک و الگوی بهره‌برداری از آنها) به موضوع افزایش ذخایر راهبردی نفت و گاز کشور به منظور اثرگذاری در بازار جهانی نفت و گاز تأکید شده است. این مسئله نیز می‌تواند با کاهش اثرات شوک‌های قیمتی نفت، آسیب‌پذیری اقتصاد را کاهش دهد.

در بین کشورهایی که از رتبه بالایی در مقایسه با ایران برخوردار هستند می‌توان به کشورهای نفت‌خیز همچون عربستان و عمان اشاره نمود که دارای ضریب تأثیر بزرگ شاخص آسیب‌پذیری بر سطح توسعه هستند. این امر می‌تواند ناشی از سیاست‌گذاری آنها در میزان وابستگی به درآمدهای نفتی باشد. به گونه‌ای که نوسانات قیمت نفت در سطح جهانی اقتصاد این کشورها را با شکنندگی زیادی مواجه نموده است.

بنابراین هرچه سیاست‌های اقتصادی در این کشورها وابستگی به درآمدهای نفتی و نقش آن در تأمین بودجه دولت را کاهش دهد، شدت تأثیرپذیری از شاخص آسیب‌پذیری نیز کاهش خواهد یافت. در حقیقت می‌توان گفت که اتکا بر درآمدهای مالیاتی به جای وابستگی به درآمدهای نفتی در ایران باعث کاهش شکنندگی اقتصاد ایران در مقایسه با کشورهای مذکور در برابر شوک‌های نفتی (مثبت یا منفی) شده است.

مطالعات موجود نشان می‌دهد که کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه –که واردکننده نفت هستند و وابستگی زیادی به منابع فسیلی دارند– توانسته‌اند در طول زمان با بکارگیری مجموعه‌ای از سیاست‌ها مانند سرمایه‌گذاری در انرژی‌های نو، افزایش بهره وری انرژی و ایجاد ذخایر استراتژیک، میزان وابستگی خود به منابع فسیلی را کاهش دهند. این امر بیانگر کاهش اهمیت نوسانات قیمت نفت به عنوان یک منبع شوک خارجی در این کشورها بوده است که منجر به کاهش آسیب‌پذیری اقتصادی آنها در برابر شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت گردیده است. اما این مسئله در میان کشورهای نفت‌خیز که به دلیل وابستگی شدید به درآمدهای نفتی از آسیب‌پذیری بالایی برخوردار هستند، کمتر ملاحظه می‌شود. بنابراین پیشنهاد می‌شود کشورهای نفت‌خیز با تکیه بر سیاست‌های مناسب (از جمله افزایش سهم درآمدهای مالیاتی در بودجه کشور) در راستای کاهش اثرات شوک‌های نفتی گام بردارند.

از میان سایر کشورهایی که دارای رتبه بالاتری نسبت به ایران برخوردار هستند می‌توان به کشورهایی همچون تونس، فلسطین و لبنان اشاره نمود که بارزترین ویژگی ذاتی این کشورها بی‌ثباتی سیاسی آنها در طول سال‌های مورد بررسی بوده است. این امر باعث شده است تا شوک‌های خارجی، شکنندگی اقتصادی بیشتری را در این کشورها در پی داشته باشد.

البته یمن نیز از جمله کشورهایی است که از بی‌ثباتی سیاسی رنج می‌برد. اما در رتبه‌بندی انجام شده در جایگاه بالاتری نسبت به ایران قرار دارد. دلیل این امر را می‌توان در محدود بودن داده‌های آماری دانست. در واقع بحران سیاسی در یمن (جنگ داخلی یمن) مربوط به سال‌های بعد از ۲۰۱۵ بوده است که در دوره زمانی مورد بررسی در این مطالعه قرار نمی‌گیرد. بنابراین اگر داده‌های جدید در خصوص وضعیت توسعه اقتصادی و شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی در این کشور وجود داشته باشد مسلماً نتایج، تغییرات قابل توجهی خواهد داشت.

بر این اساس، ثبات سیاسی در ایران در مقایسه با موارد متعدد نابسامانی‌های سیاسی در منطقه منا می‌تواند به عنوان یک مزیت در مقابله با تحریم‌های بین‌المللی به شمار رود. در نتیجه اعمال سیاست‌هایی که بتواند منجر به تقویت ثبات سیاسی موجود در ایران گردد می‌تواند در دستور کار سیاست‌مداران جهت کاهش شکنندگی اقتصادی کشور قرار گیرد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله با استفاده از یک مدل اقتصادسنجی بر پایه داده‌های پانل میزان تأثیرگذاری شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی بر شاخص توسعه در کشورهای عضو منا مورد بررسی قرار گرفته است. متغیرهای توضیحی در این مدل شامل تولید ناخالص داخلی سرانه، سرمایه انسانی و شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی بوده است. نوآوری این مقاله در محاسبه ضریب تأثیر شاخص آسیب‌پذیری به تفکیک مقاطع (کشورها) است. با توجه به تخمین ضریب تأثیر آسیب‌پذیری به تفکیک مقاطع، امکان ارائه یک رتبه‌بندی در خصوص میزان تأثیرپذیری شاخص توسعه کشورها از شاخص آسیب‌پذیری به وجود آمده است. نتایج این رتبه‌بندی نشان داد که کشور ایران در جایگاه ششم قرار داشته است. مقایسه کشورهایی که از لحاظ رتبه‌ای در جایگاه پایین‌تری نسبت به ایران قرار داشته‌اند نشان داد که عدم ثبات سیاسی و وابستگی شدید به درآمدهای نفتی از عوامل مهم در شکنندگی اقتصادی کشورهای مذکور بوده است. بر این اساس، هر چه کشورهای عضو منا دستورالعمل‌های اقتصاد مقاومتی را در سرلوحه برنامه‌های توسعه خود قرار دهند، در برابر شوک‌های خارجی، از مقاومت اقتصادی بالاتری برخوردار خواهند بود. با توجه به سهم بالای درآمدی‌های نفتی در اقتصاد ایران نیز، هرچه اقتصاد کشور از وابستگی روزمره به نفت رهایی یابد به راحتی می‌تواند خود را در برابر شوک‌های قیمتی نفت مقاوم کند و انعطاف لازم را داشته باشد که این امر با تکیه بر سیاست‌های اقتصاد مقاومتی قابل دستیابی است.

نتایج حاصل از مطالعه حاضر را می‌توان به شرح زیر خلاصه کرد:

– نتایج تخمین نشان می‌دهد که رابطه میان تولید ناخالص داخلی سرانه و شاخص توسعه یک رابطه مثبت و معنی‌دار بوده است. بنابراین علامت ضریب مربوطه با مبانی نظری سازگاری دارد. از این رو فرضیه پژوهش مبنی بر ارتباط مثبت و معنی‌دار میان این دو متغیر تأیید می‌گردد.

– رابطه میان سرمایه انسانی و شاخص توسعه نیز مثبت و معنی‌دار بوده است. بنابراین نتایج تخمین با تئوری مطابقت دارد. از این رو، با توجه به علامت و معنی‌داری ضریب متغیر سرمایه انسانی فرضیه پژوهش مورد تأیید قرار می‌گیرد.

– نتایج تخمین نشان داد که رابطه شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی با شاخص توسعه برای کلیه کشورها–به غیر از قطر– منفی است و علامت این شاخص با مبانی نظری مطابقت دارد. از لحاظ آماری نیز، ضریب این متغیر برای اکثر کشورها معنی‌دار بوده است. بر این اساس، فرضیه پژوهش در مورد علامت و معنی‌داری ضریب متغیر آسیب‌پذیری برای اکثر کشورهای منطقه منا تأیید می‌شود.

– با توجه به تخمین ضریب تأثیر آسیب‌پذیری به تفکیک مقاطع، امکان ارائه یک رتبه‌بندی در خصوص میزان تأثیرپذیری شاخص توسعه کشورها از شاخص آسیب‌پذیری به وجود آمده است. نتایج این رتبه‌بندی نشان داد که کشور ایران در جایگاه ششم قرار داشته است. مقایسه کشورهایی که از لحاظ رتبه‌ای در جایگاه پایین‌تری نسبت به ایران قرار داشته‌اند نشان داد که عدم ثبات سیاسی و وابستگی شدید به درآمدهای نفتی از عوامل مهم در شکنندگی اقتصادی کشورهای مذکور بوده است. بر این اساس با توجه به نتایج تخمین و رتبه‌بندی انجام شده برای کشورهای عضو منا، پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد.

– نتایج تخمین مدل سنجی نشان داد که ضریب تأثیر شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی برای اکثر کشورهای عضو منا منفی بوده است. بنابراین آسیب‌پذیری اقتصادی به عنوان یک عامل مؤثر در شکنندگی اقتصادی کشورهای مورد نظر شناخته می‌شود. بنابراین پرداختن به سیاست‌های مناسب جهت افزایش انعطاف‌پذیری کشورهای مذکور در راستای کاهش اثرات شوک‌های خارجی پیشنهاد می‌گردد. این موضوع ضرورت پرداختن به مقاومت اقتصادی را نیز مشخص می‌سازد.

– مفهوم اقتصاد مقاومتی در واقع بر میزان مقاومت یک اقتصاد در مقابل شوک‌های خارجی اشاره دارد. در کشورهای نفت‌خیز نوسانات درآمدهای نفتی به عنوان یکی از مهمترین شوک‌های خارجی محسوب می‌شود. بنابراین لازمه مقاومت اقتصادی در این کشورها کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی می‌باشد. نتایج رتبه‌بندی کشورهای عضو منا در خصوص تأثیرپذیری شاخص توسعه از شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی در این مطالعه نشان داد که کشورهایی که از سیاست کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی پیروی نموده‌اند در جایگاه مناسب‌تری قرار گرفته‌اند. بنابراین اعمال سیاست‌های مرتبط با کاهش وابستگی به درآمدهای نفتی از جمله تنوع بخشی به صادرات غیرنفتی، تنوع بخشی به درآمدهای مالیاتی و گسترش پایه مالیاتی در کشورهای مورد نظر پیشنهاد می‌گردد.

– از آنجایی که نوسانات قیمت نفت به عنوان یکی از عوامل ایجاد شوک‌های اقتصادی در کشورهای نفت‌خیز به شمار می‌رود، لذا اعمال سیاست‌هایی که بتواند تبعات این شوک‌ها را کاهش دهد می‌تواند در دستور کار سیاست‌مداران قرار گیرد. از جمله مهمترین این سیاست‌ها می‌توان به تأسیس صندوق‌های ذخیره ارزی (صندوق‌های ثروت ملی) و استفاده از آن در دوره‌های شوک منفی در درآمدهای نفتی اشاره نمود.

– بررسی رتبه‌بندی کشورها در خصوص تأثیر شاخص آسیب‌پذیری اقتصادی بر شاخص توسعه نشان داد که بی‌ثباتی سیاسی یکی از عوامل مهم در بدتر شدن رتبه کشورها محسوب می‌شود. به گونه‌ای که تمامی کشورهایی که با شرایط بی‌ثباتی سیاسی (ناآرامی‌های سیاسی داخلی) مواجه بودند از رتبه‌های بدتری برخوردار گردیده‌اند. از آنجایی که ناآرامی‌های سیاسی بر سرمایه‌گذاری خارجی و داخلی و همچنین رشد گردشگری نیز تأثیرگذار است، لذا بی‌ثباتی سیاسی تأثیر چشمگیری بر ثبات اقتصادی در این مناطق داشته است. از سوی دیگر ثبات سیاسی حاکم بر ایران در میان کشورهای مذکور باعث شده تا رتبه ایران نسبت به این کشورها بسیار بهتر باشد. لذا پیشنهاد می‌گردد ثبات سیاسی در ایران به عنوان یک مزیت در منطقه منا مورد توجه سیاست‌مداران و اقتصاددانان قرار گیرد. از آنجایی که ثبات سیاسی تأثیر چشمگیری بر شکنندگی اقتصادی یک کشور دارد لذا می‌توان سیاست‌های مرتبط با حفظ ثبات سیاسی در کشور را به عنوان یکی از اصلی‌ترین سیاست‌های مرتبط با اقتصاد مقاومتی مدنظر قرار داد.

منابع

ابونوری، اسماعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصادی به روش پارامتریکی: بررسی موردی کشورهای عضو اوپک". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره سوم، شماره ۳، ۴۴-۲۵.

ابونوری، اسماعیل و لاجوردی، حسن (۱۳۹۵). "برآورد شاخص ترکیبی آسیب‌پذیری و تاب‌آوری اقتصاد ایران". *فصلنامه اقتصاد و الگوسازی*، سال هفتم، شماره ۲۷، ۲۹-۱.

براتی، محمدعلی (۱۳۸۷). "بررسی شاخص‌های بی‌ثباتی و آسیب‌پذیری اقتصادی در ایران". تهران، مؤسسه تحقیقاتی تدبیر اقتصاد، چاپ اول.

تراب‌زاده، محمدصادق؛ سجادیه، علیرضا و سمیعی نسب، مصطفی (۱۳۹۲). "بررسی ابعاد و مؤلفه‌های اقتصاد مقاومتی جمهوری اسلامی ایران در اندیشه‌های حضرت آیت الله خامنه‌ای". *فصلنامه علمی پژوهشی مطالعات انقلاب اسلامی*، سال دهم، شماره ۳۲، ۴۶-۳۱.

عزیزی، زهرا و خورسندی، مرتضی (۱۳۹۵). "بررسی اثر حکمرانی خوب بر آسیب‌پذیری اقتصادی". *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۳، ۱۵۰-۱۲۹.

علیزاده، امیرخادم؛ معصومی‌نیا، غلام‌علی؛ قائمی‌اصلی، مهدی و حسینی، سیده زهرا (۱۳۹۵). "رابطه شاخص استقلال اقتصادی و تاب‌آوری اقتصادی ایران". *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۳، ۱۰۲-۶۷.

غیاثوند، ابوالفضل و عبدالشاه، فاطمه (۱۳۹۴). "مفهوم و ارزیابی تاب‌آوری اقتصادی ایران". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال پانزدهم، شماره ۵۹، ۱۸۷-۱۶۱.

میرجلیلی، سید حسین (۱۳۹۵). "بررسی و نقد متون خارجی در زمینه مقاومت و تاب‌آوری اقتصاد". *پژوهشنامه انتقادی متون و برنامه‌های علوم انسانی*، دوره ۱۶، ویژه‌نامه اقتصاد مقاومتی، ۱۴۴-۱۲۵.

Angeon, V. & Bates, S. (2015). "Reviewing Composite Vulnerability and Resilience Indexes: A Sustainable Approach and Application". *World Development*, 72, 140-162.

Boorman, J., Fajgenbaum, J., Ferhani, H., Bhaskaran, M., Arnold, D. & Kohli, H. A. (2013). "The Centennial Resilience Index: Measuring Countries Resilience to Shock". *Global Journal of Emerging Market Economies*, 5(2), 57-98.

Briguglio, L. (1995). "Small Island States and their Economic Vulnerabilities". *World Development*, 23(9), 1615-1632.

Briguglio, L., Cordina, G., Farrugia, N. & Vella, S. (2008). "Economic Vulnerability and Resilience, Concepts and Measurements". Research Paper No. 2008/55, *United Nations University*.

Cordina, G. (2004). "Economic Vulnerability and Economic Growth: Some Results from a Neo-Classical Growth Modelling Approach". *Journal of Economic Development*, 29(2), 21-39.

Feindouno, S. & Goujon, M. (2016). "The Retrospective Economic Vulnerability Index, 2015 Update". Working paper Number 147, *The Foundation for International Development Study and Research,* 1-26.

Fingleton, B. & Palombi, S. (2013). "Spatial Panel Data Estimation, Counterfactual Predictions, and Local Economic Resilience among British Towns in the Victorian Era". *Regional Science and Urban Economics*, 43, 649–660.

Guillaumont, P. (2009). "An Economic Vulnerability Index: Its Design and Use for International Development Policy". *Oxford Development Studies*, 37(3), 193-228.

Guillaumont, P., McGillivary, M. & Wagner, L. (2015). "Performance Assessment, Vulnerability, Human Capital, and the Allocation of Aid among Developing Countries". *World Development*, Article in Press.

Hudec, O., Reggiani, A. & Siserova, M. (2017). "Resilience Capacity and

Vulnerability: A Joint Analysis with Reference to Slovak Urban Districts". *Cities*, 73, 24-35.

Kerschner, C., Prell, C., Feng, K. & Hubacek, K. (2013). "Economic Vulnerability to Peak Oil". *Global Environmental Change*, 23, 1424-1433.

Martin, R. (2012). "Regional Economic Resilience, Hysteresis and Recessionary Shocks". *Journal of Economic Geography*, 12(1), 1-32.

Modica, M. & Reggiani, A. (2015). "Spatial Economic Resilience: Overview and Perspectives". *Networks and Spatial Economics*, 15(2), 211–233.

Pendall, R., Foster, K. A. & Cowell, M. (2010). "Resilience and Regions: Building Understanding of the Metaphor". *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 3, 71-84.

Rocha, K. & Moreira, A. (2010). "The Role of Domestic Fundamentals on the Economic Vulnerability of Emerging Markets". *Emerging Markets Review*, 11, 173–182.

Seeliger, L. & Turok, I. (2013). "Towards Sustainable Cities: Extending Resilience with Insights from Vulnerability and Transition Theory". *Sustainability*, 5, 218-228.

پیوست (خروجی کامپیوتری)

نتایج تخمین مدل

Dependent Variable: HDI?
Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
Date: 02/14/18 Time: 21:18
Sample: 1995 2015
Included observations: 17
Cross-sections included: 17
Total pool (unbalanced) observations: 270
Linear estimation after one-step weighting matrix
White cross-section standard errors & covariance (no d.f. correction)
WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.880645	0.014018	62.82063	0.0000
GDPP?	6.69E-07	1.47E-07	4.560969	0.0000
EDU?	0.005750	0.002497	2.303033	0.0222
_ALGERIA--EVI_ALGERIA	-0.009583	0.023451	-0.408627	0.6832
_BAHRAIN--EVI_BAHRAIN	-0.003376	0.000284	-11.89305	0.0000
_EGYPT--EVI_EGYPT	-0.010295	0.015269	-0.674223	0.5008
_IRAN--EVI_IRAN	-0.006241	0.000326	-19.12082	0.0000
_ISRAEL--EVI_ISRAEL	-0.014432	0.003898	-3.702749	0.0003
_JORDAN--EVI_JORDAN	-0.004464	0.002462	-1.813157	0.0711
_KUWAIT--EVI_KUWAIT	-0.000228	0.000245	-0.932826	0.3519
_LEBANON--EVI_LEBANON	-0.023920	0.005260	-4.547729	0.0000
_LIBYA--EVI_LIBYA	-0.004134	0.000887	-4.658991	0.0000
_MOROCCO--EVI_MOROCCO	-0.018302	0.014836	-1.233652	0.2186
_OMAN--EVI_OMAN	-0.009812	0.002085	-4.706102	0.0000
_QATAR--EVI_QATAR	0.001760	0.001021	1.724255	0.0860
_SAUDI--EVI_SAUDI	-0.009460	0.001152	-8.212525	0.0000
_SYRIAN--EVI_SYRIAN	-0.006540	0.004142	-1.578830	0.1157
_TUNISIA--EVI_TUNISIA	-0.007641	0.001592	-4.799596	0.0000
_EMIRATES--EVI_EMIRATES	-0.003281	0.001070	-3.065682	0.0024

_YEMEN--EVI_YEMEN	-0.002467	0.000578	-4.265845	0.0000
Fixed Effects (Cross)				
_ALGERIA--C	-0.051039			
_BAHRAIN--C	0.028401			
_EGYPT--C	-0.042953			
_IRAN--C	-0.010485			
_ISRAEL--C	0.148585			
_JORDAN--C	0.087119			
_KUWAIT--C	-0.107056			
_LEBANON--C	0.400467			
_LIBYA--C	-0.060304			
_MOROCCO--C	-0.002933			
_OMAN--C	0.103880			
_QATAR--C	-0.147891			
_SAUDI--C	0.056166			
_SYRIAN--C	-0.112724			
_TUNISIA--C	-0.027147			
_EMIRATES--C	0.018332			
_YEMEN--C	-0.301279			

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Weighted Statistics

R-squared	0.978300	Mean dependent var	3.576053
Adjusted R-squared	0.975054	S.D. dependent var	2.489055
S.E. of regression	0.065606	Sum squared resid	1.007180
F-statistic	301.4074	Durbin-Watson stat	0.468111
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics

R-squared	0.819911	Mean dependent var	0.723111
Sum squared resid	1.060900	Durbin-Watson stat	0.687621

نتایج آزمون F مقید

Redundant Fixed Effects Tests
Pool: TABLE02
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	5.396112	(24,353)	0.0000

نتایج آزمون هاسمن

Correlated Random Effects - Hausman Test
Pool: TABLE02
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	35.375337	3	0.0000

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
GDPP?	0.000002	0.000003	0.000000	0.0000
EDU?	0.027673	0.027874	0.000002	0.8944
EVI?	-0.010328	-0.009304	0.000000	0.0276

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۸۲-۱۵۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (157-182)

تأثیر شاخص‌های توسعه بر درآمدهای مالیاتی ایران (با رویکرد هم‌انباشتگی)

زهرا کریمی موغاری[۱]، *مهرانگیز غلامرضا[۲]

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

۲. دانشجوی دکتری توسعه اقتصادی، دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۰/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۳/۶)

Influence of Development Indicators on the Tax Revenues of Iran (Cointegration Approach)

Zahra Karimi Moughari[1], *Mehrangiz Gholamreza[2]

1. Assistant Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran

2. Ph.D. Student, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Mazandaran, Iran

(**Received:** 2/Jan/2018 **Accepted:** 24/June/2018)

چکیده:

سهم مالیات از کل درآمدهای عمومی‌در میان کشورها، متفاوت است و عوامل اصلی که به عنوان علّت تفاوت در ساختار مالیاتی مورد بحث قرار گرفته است، سطح توسعه کشورهاست که به طور معمول توسط تولید ناخالص داخلی سرانه، تخصص مولد یا ساختار اقتصاد؛ عوامل خارجی مانند سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تجارت نشان داده می‌شود. میزان بدهی عمومی و سیاست‌های عمومی، از جمله نرخ ارز، تورم و سیاست‌های مالی، کارایی دولت و عوامل سازمانی مانند ثبات سیاسی، پاسخگویی و شفافیت، حقوق مدنی و سیاسی، سطح تحصیلی، هزینه‌های عمومی‌صرف شده جهت آموزش و ... نیز عوامل تعیین کننده درآمد مالیاتی هستند.

هدف این مطالعه، بررسی تأثیر شاخص‌های توسعه بر درآمدهای مالیاتی ایران طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۸ بر اساس روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) بوده است. بر اساس نتایج بدست آمده از این مطالعه، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور بر نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت اما بر نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معناداری گذاشته است. همچنین تأثیر شاخص توسعه انسانی، بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی، مثبت و معنادار و اثر شاخص نابرابری توزیع درآمد یعنی ضریب جینی بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی، منفی و معنادار بوده است. در نهایت، تأثیر شاخص ترکیبی توسعه بر نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی و همچنین نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی مثبت و معنادار بوده است. همچنین درآمدهای نفتی کشور تأثیر منفی و معناداری بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی دارد.

واژه‌های کلیدی: توسعه اقتصادی، درآمد مالیاتی، مالیات مستقیم، مالیات غیرمستقیم، شاخص ترکیبی توسعه، رویکرد هم انباشتگی.

طبقه‌بندی JEL: H23، O15، C32.

Abstract:

The share of taxes to total public revenues differs among countries, and the main factors that have been discussed as the cause of the difference in the tax structure are the level of development of countries that are typically represented by gross domestic product per capita, productive expertise, or the structure of the economy; external factors such as the level of foreign direct investment and trade. The amount of public debt and public policies, including exchange rates, inflation and fiscal policies, government efficiency and organizational factors, such as political stability, accountability and transparency, civil and political rights, education levels, general expenses for education, etc, are also determinants of tax revenue. The purpose of this study was to investigate the effect of development indicators on the tax revenues of Iran during the period of 1979-2017 based on the Autoregressive Distributed Lag Model (ARDL) method. Based on the results of this study, the increase of per capita GDP in the country has a positive effect on the ratio of direct taxes to GDP, but has a negative and significant effect on the ratio of indirect tax to GDP. Also, the impact of the human development index on the ratio of direct taxes and indirect taxes to GDP is positive and significant and the effect of the index of inequality of income distribution, that is the Gini coefficient, on the ratio of direct taxes and indirect taxes to GDP, was negative and significant. Finally, the effect of the combined development index on the ratio of direct taxes to GDP as well as the ratio of indirect tax to GDP has been positive and significant. Also, the country's oil revenues have a negative and significant effect on the ratio of direct taxes and indirect taxes to GDP.

Keywords: Economic Development, Tax Revenues, Direct Tax, Indirect Tax, the Composite Index of Development, Cointegration Approach.
JEL: H23, O15, C32.

* **نویسنده مسئول:** مهرانگیز غلامرضا
E-mail: mehrangiz.gholamrezai@gmail.com

*Corresponding Author: Mehrangiz Gholamreza

۱- مقدمه

دولت‌ها نقش مهمی‌در رشد اقتصادی و توسعه کشورهای در حال توسعه دارند. به ویژه اینکه، غالباً خدمات عمده‌ای از قبیل آموزش و مراقبت‌های پزشکی، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌های حیاتی از قبیل جاده‌ها و نیروگاه‌های برق را فراهم می‌سازند. این خدمات عمومی‌و زیرساخت‌ها، نیروی انسانی و سرمایه فیزیکی کشور را که برای رشد و توسعه ضروری است، تأمین می‌کند. خدمات عمومی و زیرساخت‌ها، نیازمند منابع بسیاری است. از آنجایی‌که اکثر دولت‌ها، اساساً به درآمدهای مالیاتی جهت تأمین منابع مالی وابسته می‌باشند، درآمدهای مالیاتی، امکان رشد و توسعه کشورها را از طریق پرداخت هزینه فراهم می‌سازند. یا به همان اندازه، درآمدهای مالیاتی ناکافی، مشکلات عمده‌ای را در بهبود رشد و توسعه کشورها بوجود می‌آورند (آیزنمن[1] و همکاران، ۲۰۱۵: ۲). از این‌رو، افزایش درآمد مالیاتی، چالش راهبردی فوق العاده‌ای برای مناطق در حال توسعه مانند کشورهای در حال توسعه از جمله ایران است. تفاوت درآمد مالیاتی کشورها، موضوع بحث‌های گسترده در ادبیات مربوطه است. عوامل اصلی که به عنوان علّت تفاوت در ساختار مالیاتی یافت شده است، سطح توسعه کشورهاست که به طور معمول توسط تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) (گوپتا[2]، ۲۰۰۷: ۴؛ پسینو و فنوچیتو[3]، ۲۰۱۰: ۶۸)، تخصص یا ساختار اقتصاد که می‌تواند از طریق ترکیبات بخش‌های مختلف تولید ناخالص داخلی نشان داده شود (پیانکاستلی[4]، ۲۰۰۱: ۱؛ کاراگوز[5]، ۲۰۱۳: ۵۱)، عوامل خارجی مانند سطح سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) و تجارت (گوپتا، ۲۰۰۷: ۶؛ برد[6] و همکاران، ۲۰۰۸: ۵۸) نشان داده می‌شود. عوامل دیگر عبارتند از میزان بدهی عمومی (تیرا و هادسون[7]، ۲۰۰۴: ۷۸۹)، و سیاست‌های عمومی، از جمله نرخ ارز، کنترل تورم و سیاست‌های مالی (تانزی[8]، ۱۹۷۷: ۱۵۸). کارایی دولت و عوامل سازمانی مانند ثبات سیاسی، پاسخگویی و شفافیت، حقوق مدنی و سیاسی نیز عوامل تعیین کننده درآمد مالیاتی هستند (برد و همکاران، ۲۰۰۸: ۵۹؛ مایورال و اریب[9]، ۲۰۱۰: ۹۰).

برخی مطالعات نیز متغیرهای اجتماعی مانند سطح تحصیلی، هزینه‌های عمومی صرف‌شده جهت آموزش و میزان بی‌سوادی (پیانکاستلی، ۲۰۰۱: ۲؛ پسینو و فنوچیتو، ۲۰۱۰: ۶۹) و رشد جمعیت (باهل و والاس[10]، ۲۰۰۵: ۸۵) را به عنوان عوامل تعیین کننده درآمد مالیاتی معرفی نمودند. همچنین روش شناسی عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی در کشورها متنوع بوده است. به عنوان مثال، برخی از محققان، مدل‌های تعادل عمومی پویا (فلتنستین و کایان[11]، ۲۰۱۲: ۱۳) را اعمال کرده‌اند، در حالی که دیگران روش‌های اقتصادسنجی متنوعی را انجام داده‌اند. شایان ذکر است که در تجزیه و تحلیل مطالعات پویای قبلی، بازتاب‌هایی در مورد تأثیر مقادیر با وقفه متغیر درآمد مالیاتی نادیده گرفته شده است.

متغیر وابسته با وقفه می‌تواند دو تفسیر اصلی داشته باشد. الف) نشانه مثبت که نشان‌دهنده یک رویکرد کینزی است که در آن سطح بالایی از جمع‌آوری مالیات، هزینه‌های عمومی‌و رشد اقتصادی و درآمد مالیاتی بیشتر را تحمل می‌کند، اما اثر آن در هنگام جمع‌آوری مالیات کم است. ب) یک نشانه منفی که نشان می‌دهد یک رویکرد جدید کلاسیک که در آن سطح بالایی از جمع‌آوری مالیات، فعالیت‌های اقتصادی را مختل می‌کند و در نهایت درآمد مالیاتی را کاهش می‌دهد؛ به این معناست که نرخ مالیات پایین به عملکرد بهتر اقتصاد مرتبط است (کوولی و اواین[12]، ۱۹۹۷: ۴۴۱). ضریب نزدیک به یک، شاهدی است که نشان می‌دهد تغییرات متغیر وابسته کندتر و در بین متغیرهای توضیحی کمتر آسیب پذیر است، اما بیشتر به وقفه متغیر وابسته بستگی دارد (کاسترو و کامیرلو[13]، ۲۰۱۴: ۴۲).

انتظار می‌رود که اثر تولید ناخالص داخلی سرانه بر ساختار مالیاتی مثبت باشد زیرا به دلیل افزایش سطح توسعه کشور، بخش رسمی اقتصاد در شرایط نسبی افزایش می‌یابد. حجم تجارت نیز می‌تواند اثر مثبتی را به دلیل مالیات اعمال شده در واردات داشته باشد؛ افزون بر این، با افزایش تجارت، رسمی‌شدن و رقابت اقتصادی افزایش می‌یابد و بنابراین امکان بیشتری برای جمع‌آوری مالیات وجود دارد؛ از سوی دیگر، اقتصاد باز، تعرفه‌ها و موانع تجاری را کاهش می‌دهد و این واقعیت می‌تواند اثرات منفی بر جمع‌آوری مالیات داشته باشد

1. Aizenman et al. (2015)
2. Gupta (2007)
3. Pessino & Fenochietto (2010)
4. Piancastelli (2001)
5. Karagoz (2013)
6. Bird et al. (2008)
7. Teera & Hudson (2004)
8. Tanzi (1977)
9. Mayoral & Uribe (2010)
10. Bahl & Wallace (2005)
11. Feltenstein & Cyan (2012)
12. Cooley & Ohanin (1997)
13. Castro & Camarillo (2014)

(باونسگارد و کین[1]، ۲۰۱۰: ۵۶۶). انتظار می‌رود که تخصص در بخش کشاورزی به عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی، بر ساختار مالیاتی تأثیر منفی داشته باشد، زیرا در اغلب کشورها بخش عمده فعالیت‌های کشاورزی از مالیات معاف هستند یا اگر معاف نباشند تولید در مقیاس کوچک، مالیات ستانی را دشوار و سخت می‌نماید. در مقابل، تخصص در صنعت به عنوان یک درصد از تولید ناخالص داخلی می‌تواند اثر مثبتی بر مالیات داشته باشد، زیرا شرکت‌های صنعتی به طور معمول مالیات را آسان تر پرداخت می‌کنند و صنعت می‌تواند مالیات بیشتری را نسبت به کشاورزی تولید کند (التونی[2]، ۲۰۰۲: ۱۰). انتظار می‌رود آزادی‌های مدنی و حقوق سیاسی تأثیر مثبتی بر درآمد مالیاتی داشته باشند. چرا که در کشورهای با سطح بالایی از دموکراسی و آزادی، مالیات‌دهندگان می‌توانند ادراک بهتری از حکومت خود داشته باشند و از این رو تمایل بیشتری نسبت به مقررات مالیاتی دارند، به عبارت دیگر انطباق بیشتر و فرار مالیاتی کمتری داشته باشند. علاوه بر این، ثبات سیاسی و اعتماد اجتماعی باعث ایجاد محیطی بهتر برای بهره‌برداری از اقتصاد و ایجاد کسب و کار می‌شود (کاسترو و کامیرلو، ۲۰۱۴: ۴۱).

سطح بالاتری از تحصیل در یک کشور تخصص خاص خود را ایجاد می‌کند و از این رو روش‌های پیشرفته‌تر تولید و یا فعالیت‌های اقتصادی می‌تواند درآمد مالیاتی را افزایش دهد. علاوه بر این، یک سیستم آموزشی متمرکز باعث تعهد اجتماعی می‌شود که منجر به آگاهی بیشتری در مورد مزایای مالیات می‌شود. در نتیجه، باید یک رابطه مثبت را بین درآمد مالیاتی و آموزش انتظار داشته باشیم.

علاوه بر این، افرادی که دارای سطح بالاتری از امنیت اجتماعی و دسترسی بیشتر به خدمات پزشکی هستند (امید به زندگی بالاتر)، احتمالاً بهره‌وری و توان فعالیت اقتصادی بالاتری را خواهند داشت. انعکاس مخالف این موضوع این است که امید به زندگی می‌تواند اثرات نامطلوبی بر ساختار مالیات داشته باشد، به این دلیل که جمعیت بالاتر از متوسط، بیشتر از بازنشستگان تشکیل شده و از این رو، درصد کمتری از جمعیت برای پرداخت مالیات وجود دارد (اسوجنار[3]، ۲۰۰۲: ۸).

در بسیاری از کشورهای در حال توسعه، یک سیستم مالی ضعیف یا غیرشفاف، محدودیت جدی ظرفیتی برای جمع‌آوری مالیات بوجود آورده است که منجر به ناکارآمدی، پایه مالیاتی کم و اجتناب مالیاتی متداول شده است (گیلبرت و آیلیوسکی[4]، ۲۰۱۶: ۳). مشکلات مرتبط با درآمدهای مالیاتی، در کشورهای در حال توسعه که با مشکلات نهادی از جمله کیفیت پایین نهادی مواجه هستند، بیشتر قابل مشاهده است. در حالی‌که، تقویت ویژگی پاسخگویی و اثربخشی دولت به موجب بهبود نهادها، تمایل افراد را به پرداخت مالیات افزایش می‌دهد. سه عنصر اصلی برای به وجود آمدن سیستم مالیاتی وجود دارد، که شامل مشروعیت دولت، تمایل مالیات‌دهندگان به پرداخت مالیات و کارایی دولت است. اعتمادی که در راستای ارتقای کیفیت خدمات دولت در افراد جامعه پدیدار می‌شود، موجب وصول به موقع درآمدهای مالیاتی دولت می‌گردد و این امر به تقویت ساختار اقتصادی منجر خواهد شد (اعجاز و احمد[5]، ۲۰۱۰: ۴۰۸).

بهره‌گیری از یک نظام مالیاتی عادلانه و متناسب با شرایط اقتصادی کشور، موجب توزیع عادلانه‌تر درآمدها، دستیابی به رشد اقتصادی بالاتر، توجه بیشتر به بخش خصوصی، حساسیت بیشتر دولت در زمینه هزینه‌کرد اعتبارات و در نتیجه اثربخشی بالاتر خواهد شد.

مسئله ناکارآمدی‌های موجود در نظام مالیاتی و لزوم افزایش سهم درآمدهای مالیاتی دولت، به‌خصوص در سال‌های اخیر که درآمدهای نفتی با کاهش فراوان روبرو شد، بیش از پیش پررنگ شده است. تحریم‌ها و کاهش قیمت جهانی نفت از جمله مسائلی بودند که منجر به کاهش درآمدهای دولت جمهوری اسلامی ایران و مجاب نمودن آن برای اقدامات جدی‌تر در حوزه اصلاح نظام مالیاتی شدند.

با تحلیل دقیق تأثیر انواع شاخص‌های توسعه اقتصادی بر مالیات کشور می‌توان به شناسایی الگوی مالیاتی مناسب کشور کمک نموده و از این رهگذر راهکارهای مالیاتی لازم را جهت رسیدن به اقتصاد بدون نفت ارائه داد. به همین دلیل در این پژوهش تلاش می‌شود رابطه تجربی بین شاخص‌های توسعه اقتصادی و درآمد مالیاتی بررسی شود. شناخت دقیق این رابطه افق روشنی جهت برنامه‌ریزی اقتصادی را پیش رو سیاست‌گذاران اقتصادی می‌گذارد و می‌تواند سیاست‌گذاران اقتصادی را در برنامه‌ریزی هرچه دقیق‌تر و بهتر جهت افزایش توان مالیاتی یاری نماید.

بر این اساس، این تحقیق شواهد تجربی را برای رسیدگی

1. Baunsgaard & Keen (2010)
2. Eltony (2002)
3. Svejnar (2002)
4. Gilbert & Ilievski (2016)
5. Ajaz & Ahmad (2010)

به سؤالات زیر در ارتباط با اهداف تحقیق ایجاد خواهد نمود:

آیا سطح توسعه ایران بر درآمد مالیاتی کشور مؤثر است؟

آیا درآمد مالیاتی ایران، تحت تأثیر نوسانات درآمد نفت است؟

ادامه مقاله به شرح زیر ساختار یافته است: بخش دوم، مروری بر ادبیات مربوطه خواهد بود، در بخش سوم، داده‌ها و روش‌شناسی بیان می‌گردد. بخش چهارم، نتایج حاصل از تحقیق و بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری را ارائه می‌دهد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

درآمد مالیاتی یکی از مهمترین مسائل توسعه اقتصادی است. در ادبیات اقتصادی، این موضوع بیان شده است که آنچه که توسط دولت مقرر شده است باید دوباره توسط همان دولت گرفته شود. منابع اقتصادی ملت‌ها اندک است و بنابراین یک افزایش در مصرف عمومی بر یک کاهش در تقاضای خصوصی دلالت دارد و مالیات راهی است که در آن منابع از بخش خصوصی به بخش عمومی منتقل می‌شود. راه‌های دیگر که در آن دولت می‌تواند درآمدش را افزایش دهد از طریق چاپ پول، قرض کردن از عموم یا موسسه‌های مالی بین‌المللی، جریمه‌ها، کمک‌های مالی، پرداخت‌ها و دریافت مستقیم از مصرف‌کننده‌هاست. دریافت مالیات، محدودیت‌های خاص خود را دارد اما با این همه، اندازه آن نسبت به سایر روش‌های تأمین مالی دولت مثل چاپ پول، قرض گرفتن یا دریافت مستقیم قیمت خدمات دولت از مصرف کنندگان، بیشتر است. اگرچه دولت‌ها هر چهار روش مذکور را به کار می‌گیرند اما، سهم مالیات بسیار بالاتر است (چادری و منیر[1]، ۲۰۱۰: ۴۳۹).

مالیات به عنوان یک بار پولی تحمیل شده بر شهروندان و سازمان‌ها تعریف شده است. مالیات به جای کسی پرداخت نمی‌شود. یک پرداخت اجباری است که در پیکره کشور وضع می‌شود. به علاوه منافعی که پرداخت کنندگان مالیات از دولت می‌گیرند به دلیل این واقعیت نیست که آنها مالیات را می‌پردازند. مالیات‌ها می‌توانند در دو گروه مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم طبقه بندی شوند. تمایز میان این دو به طور واضح مورد توافق نیست. در یک طبقه بندی، اگر بار مالیات به پرداخت کننده مالیات منتقل شود از نوع مالیات مستقیم است و اگر وقوع مالیاتی یا تعلق مالیات بتواند به دیگران منتقل گردد، مالیات غیرمستقیم است (باتیا[2]، ۲۰۰۳: ۳۲).

آنچه که از مفهوم "ظرفیت مالیاتی" استنباط می‌شود، مقدار مالیاتی است که یک کشور با توجه به پایهٔ مالیاتی و حجم پولی فعالیت‌های اقتصادی به طور بالقوه امکان دریافت آن را در هر دوره دارا است. پایهٔ مالیاتی در واقع همان مبنای دریافت مالیات است. این مبنا می‌تواند درآمد یا ارزش افزوده، ثروت و یا هر متغیر اقتصادی دیگری که بیان کنندهٔ توان شهروندان در بهره‌گیری از امکانات عمومی که توسط دولت ارائه می‌شود، باشد. از نظر عملی، ظرفیت مالیاتی، مقدار مالیاتی است که با توجه به عوامل مؤثر بر نسبت مالیاتی به طور بالقوه می‌توان دریافت کرد و براساس این عوامل، مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

تلاش مالیاتی یک شاخص اندازه‌گیری است که نشان می‌دهد یک کشور چگونه به خوبی از لحاظ تجهیزات مالیاتی در ارتباط با آنچه که پتانسیلش است، عمل می‌کند (هنری[3]، ۲۰۱۲: ۲).

تلاش مالیاتی منعکس کننده میزان مالیات دریافتی هر کشور در مقایسه با آنچه که به طور بالقوه با توجه به ظرفیت مالیاتی می‌توان دریافت کرد، است. بدین ترتیب، هدف نهایی از بررسی ظرفیت مالیاتی، دست یابی به اندازه یا میزان تلاش مالیاتی است. در حقیقت، میزان تلاش مالیاتی در هر کشور، از تقسیم نسبت مالیاتی حقیقی بر نسبت مالیاتی بالقوه به دست می آید. نسبت مالیاتی حقیقی، از تقسیم کل مالیات‌های دریافتی در یک کشور طی یک سال، بر مقدار GDP در همان سال به دست می‌آید. نسبت مالیاتی بالقوه نیز حاصل تقسیم ظرفیت مالیاتی بر GDP یک کشور است.

تفاوت بین تلاش مالیاتی و ظرفیت مالیاتی، شکاف مالیاتی نامیده می‌شود. شکاف مالیاتی به ظرفیت مالیاتی و تمایل کشور به تصویب قانون‌های مالیاتی و اداره مؤثر مالیات در جمع‌آوری مالیات برای استفاده عمومی بستگی دارد (پسینو و فنوچیتو، ۲۰۱۰: ۶۶).

تفاوت بین بار مالیاتی و تلاش مالیاتی این است که هرچه تلاش مالیاتی بیشتر باشد، قسمت بیشتری از ظرفیت مالیاتی جمع‌آوری می‌شود. در واقع شاخص تلاش مالیاتی معیار و ملاک مناسبی برای عملکرد مالیاتی یک کشور یا یک منطقه است اما بار مالیاتی در حقیقت گویای آن است که چه کسی چه

1. Chaudhry & Munir (2010)

2. Bhatia (2003)

3. Henry (2012)

مبلغ مالیات باید بپردازد. تشخیص واقعی بار یک مالیات معمولاً امر پیچیده‌ای است زیرا به‌دلیل انتقال مالیات‌ها (به‌ویژه درامور تجاری)، غالباً پرداخت‌کنندهٔ نهائی مالیات همان شخصی نیست که ابتدا آن را پرداخت کرده است.

علاقه به بهبود درآمد مالیاتی در سال‌های اخیر در بسیاری از کشورهای در حال توسعه افزایش یافته است (دراموند[1] و همکاران، ۲۰۱۲: ۲). این موضوع به دلیل افزایش نیازهای تأمین مالی برای ارائه خدمات، نگرانی در مورد پایداری بدهی‌ها و کاهش کمک‌های بین‌المللی در بسیاری از کشورها بوده است.

ادبیات مربوط به عملکرد درآمد مالیاتی در دو مکتب بزرگ فکری که عوامل تعیین کننده تلاش مالیاتی را توضیح می‌دهند، مورد بحث قرار گرفته است:

۱) عوامل ساختاری که شامل ترکیب فعالیت‌های اقتصادی است؛

۲) عوامل نهادی که شامل سیاست‌های دولت و محدودیت‌های اقتصادی سیاسی هستند (ماویژه و مانیبونرا[2]، ۲۰۱۶: ۵۴۵).

عوامل ساختاری مؤثر بر درآمد مالیاتی کشورها عبارتند از: سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، درآمد سرانه و درجه باز بودن تجارت (گوپتا، ۲۰۰۷: ۴)؛ میزان وابستگی به درآمدهای سریع مانند کمک‌های بین‌المللی (تورنتون[3]، ۲۰۱۴: ۳۶۱) و منابع مالی طبیعی مانند گاز و نفت (توماس و تروینو[4]، ۲۰۱۳: ۴؛ بورن هورست[5] و همکاران، ۲۰۰۹: ۴۴۰) و سهم مالیات مستقیم و غیرمستقیم (گوپتا، ۲۰۰۷: ۶).

عوامل سازمانی که بر توانایی و کارایی جمع‌آوری مالیات تأثیر می‌گذارد شامل کیفیت دولت، سیاست‌ها و فساد است (برد و همکاران، ۲۰۰۸: ۵۸).

سهم کشاورزی در درآمد ملی اغلب به عنوان یکی از عوامل ساختاری استفاده می‌شود که می‌تواند تلاش مالیاتی را به ویژه در مطالعات بین‌المللی توضیح دهد. کشورهایی که به شدت به کشاورزی وابسته هستند معمولاً با بخش کشاورزی خود کمتر توسعه یافته هستند و جمع آوری مالیات در آنها به طور بالقوه دشوار است. بنابراین تعجب‌آور نیست در بسیاری از مطالعات متقابل بین کشوری، رابطه منفی بین سهم کشاورزی در تولید ناخالص داخلی و عملکرد درآمد مالیاتی پیدا می‌کنند (گوپتا، ۲۰۰۷: ۴؛ پسینو و فنوچیتو، ۲۰۱۰: ۶۹).

به طور کلی انتظار می‌رود که سطح توسعه اقتصادی به طور مثبت بر عملکرد درآمد مالیاتی تأثیر بگذارد و بخش بزرگ غیرکشاورزی، شهرنشینی و سطح درآمد سرانه بالا بر درآمد مالیاتی تأثیر مثبت داشته باشد (موور[6]، ۲۰۱۳: ۵).

۲-۱-۱- توسعه اقتصادی و مالیات

رابطه مالیات ها و رشد اقتصادی و جهت علّیت آن را نمی توان از قبل به صراحت مشخص کرد، زیرا بستگی دارد که سایر عوامل مانند سرمایه انسانی که در کنار سرمایه فیزیکی به کار گرفته می‌شود، چگونه شامل مالیات شوند. شواهد تجربی نیز در مورد اثر سیاست مالیاتی بر رشد اقتصادی، گرچه اغلب حاکی از وجود رابطه منفی بین مالیات بر درآمد و رشد اقتصادی می‌باشد، متفاوت بوده است.

تئوری‌های اقتصادی چگونگی رابطه منفی بین مالیات و رشد اقتصادی را بیان می‌کند. بر اساس تئوری اقتصادی، مالیات‌ها، هزینه فعالیت‌هایی که مشمول مالیات می‌شوند را افزایش و بازده و سود آنها را کاهش می‌دهند. به همین منظور افراد و بنگاه‌های کوچک به فعالیت‌هایی رو می‌آورند که بتوانند بار مالیاتی را حداقل کند. یعنی آنها فعالیت‌هایی که مشمول نرخ پایین‌تری از مالیات می‌شوند را جانشین فعالیت‌هایی که نرخ بالای مالیاتی دارند، می‌کنند. به همین منظور افراد و بنگاه‌ها به فعالیت تولیدی کمتری رو آورده و منجر به نرخ‌های پایین‌تری از رشد اقتصادی می‌شوند. بر اساس الگوی رشد نئوکلاسیک‌ها (الگوی‌های رشد برون‌زا)، هرچند سیاست‌های دولت و من‌جمله مالیات‌ها می‌تواند بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر داشته باشد، ولی این تأثیر کوتاه‌مدت است و در بلندمدت استمرار نخواهد داشت. در چارچوب الگویی که توسط نظریه‌پردازان رشد اقتصادی ارائه‌شده و به الگوهای رشد درون‌زا موسوم است، تغییرهای دائمی در متغیرهایی مانند مالیات‌ها که به صورت بالقوه تحت تأثیر سیاست‌های دولت قرار دارند، می‌تواند تغییرهای دائمی در نرخ رشد اقتصادی ایجاد نماید. گذشته از این موارد ادبیات گسترده‌ای وجود دارد که حاکی از تأثیر منفی بسیاری از برنامه‌های عمومی دولت بر پس‌انداز و انباشت سرمایه است که از سیستم مالیاتی سرچشمه می‌گیرد (فرامرزی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۷-۱۰۶).

1. Drummond et al. (2012)
2. Mawejje & Munyambonera (2016)
3. Thornton (2014)
4. Thomas & Treviño (2013)
5. Bornhorst et al. (2009)
6. Moore (2013)

از طرف دیگر، درآمد سرانه در مطالعات تجربی به عنوان شاخصی از میزان توسعه یافتگی به کار گرفته شده است که هم پیشرفت ساختاری را نشان دهد و هم مبتنی بر قانون واگنر است که تقاضا برای کالاها و خدمات دولتی را نسبت به سطح درآمد حساس می‌داند و در نتیجه ضرورت افزایش مالیات‌ها را توجیه می‌کند. هر چند در کشورهایی مانند ایران که بخش عمده مصارف بودجه عمومی وابسته به نفت است این انتظارات می‌تواند واقع بینانه نباشد.

مالیات و نظام مالیاتی نقش مؤثر و بی‌بدیلی در روند توسعه کشور دارد. مالیات به عنوان یکی از ابزارهای هدایت اقتصاد، از طریق تأثیر بر فعالیت بنگاه‌های اقتصادی می‌تواند در سیاست‌گذاری‌های توسعه نقش کلیدی ایفا کند. بر این اساس دولت با تدوین نظام مالیاتی مناسب می‌تواند بر چگونگی دستیابی به هدف‌های توسعه‌ای تأثیر بگذارد.

توسعه اقتصادی از عمده‌ترین اهداف اقتصادی کشورهای در حال توسعه است. سیاست‌های مالی نقش پویایی را در این کشورها دارد. در حقیقت، اعمال سیاست‌های مالی بخش جدایی‌ناپذیر روند توسعه اقتصادی در این کشورها است. در این راستا سیاست‌های مالی از طریق تأثیر بر تخصیص عوامل تولید، توزیع درآمد و ثروت، بهبود در بازدهی نیروی کار و نهایتاً تأمین مالی سیاست‌های توسعه اقتصادی به تحقق این هدف کمک می‌کند.

در اوایل دهه ۱۹۵۰ به خاطر اشکالات متعددی که بر فرضیه‌های همخوان با کوزنتس وجود داشت، شاخه جدیدی از اقتصاد کلان ظهور کرد که نگاهی کاملاً نو به مسئله مالیات‌ستانی داشت. این نگاه جدید به ارائه مدل‌های جدیدی منجر شد که نوعاً بر پایه تعادل سیاسی اقتصادی بناشده است. این مدل‌ها ضمن اینکه مبنای خرد دارند، جامع و بسته هستند. در سال‌های اخیر این مدل‌ها به عنوان مدل‌های استاندارد بررسی اثرات توابع اجتماعی و انسانی بر سیستم مالیاتی پذیرفته شده است. سازوکار عمل اولین مدل که توسط پرسون و تابیلنی[1] (۱۹۹۴) ارائه گردید به این صورت است که در یک نظام سیاسی مردم سالار، تصمیمات سیاسی اقتصادی، برآیند ترجیحاً آحاد جامعه است و چون هر چقدر مشارکت مردم در نظام سیاسی بیشتر باشد، در تأمین و تکمیل نظام اقتصادی (از جمله مشارکت در افزایش درآمدهای مالیاتی) فعال‌ترند، آنها نتیجه‌گیری می‌کنند که رشد و توسعه سرمایه‌های انسانی (از طریق آموزش، تحصیلات، رفاه، احترام و ...) به دلیل اینکه در بلندمدت درآمد افراد را افزایش می‌دهد در یک سیستم مالیات‌گیری بهینه، باعث افزایش درآمدهای مالیاتی می‌گردد. پسینو و فنوچیتو نشان دادند که تلاش مالیاتی توسط سطح توسعه (پروکسی با تولید ناخالص داخلی سرانه)، سطح باز بودن تجارت و هزینه عمومی آموزش تعیین می‌شود. علاوه بر این، نشان دادند که این اثرات مثبت می‌تواند توسط بی‌ثباتی اقتصاد کلان تضعیف شود (به عنوان مثال از طریق دوره‌های طولانی تورم بالا و تفاوت در توزیع درآمد) (پسینو و فنوچیتو، ۲۰۱۰: ۶۵).

۲-۱-۲- نهادها و درآمد مالیاتی

کیفیت نهادها و فساد اداری از مهمترین عوامل تعیین کننده بسیج درآمد مالیاتی هستند که در ادبیات مورد بررسی قرار گرفته است. مثلاً، برد و همکاران (۲۰۰۸) اثر شاخص‌های مختلف کیفیت نهادی که شامل فساد، شفافیت و پاسخگویی است را بر تلاش مالیاتی در مجموعه‌ای از کشورهای با درآمد بالا بررسی نمودند. آنها نشان می‌دهند که کیفیت نهادها که با فساد کم، شفافیت و پاسخگویی مشخص می‌شود، مهمترین عوامل تلاش مالیاتی هستند.

ضعف نهادی کشورهای در حال توسعه موجب شده است که دولت‌ها نتوانند از میزان بالقوه ظرفیت مالیاتی برای تأمین مالی خود استفاده کنند و با توجه به بروز مشکلات حاکمیتی، دولت‌ها زمانی می‌توانند مالیات‌ها را به اندازه دلخواه جمع‌آوری نمایند که محیط نهادی در راستای ایجاد انگیزه بیشتر پرداخت‌کنندگان مالیاتی شکل گرفته باشد (تانزی، ۱۹۸۸). طی چند دهه اخیر، بروز نارسایی‌ها در سه گروه مشکلات فرهنگی، مشکلات قوانین مالیاتی و مشکلات اجرایی در نظام مالیاتی کشورها، باعث شده تا به نهادهای دخیل در تسهیل وصول درآمدهای مالیاتی توجه ویژه‌ای شود (راداو[2]، ۲۰۰۵: ۱۹۱).

در رویکرد جدید، نقش متغیرهای نهادی و ساختاری برجسته می‌شود، به‌طوری‌که از عوامل تأثیرگذار بر درآمدهای مالیاتی از جمله درآمد ملی سرانه، سهم بخش‌های مختلف در اقتصاد، تورم و دیگر عوامل به عنوان متغیرهای سنتی طرف عرضه درآمد مالیاتی و از شاخص‌های سیاسی و برخی متغیرهای نهادی به عنوان متغیر طرف تقاضا یاد می‌شود. برای مثال، برد و همکاران (۲۰۰۸) با این پیش فرض به تصریح متغیرهای طرف تقاضا می‌پردازند که مودیان مالیاتی در صورتی

1. Persson & Tabellini (1994)

2. Radaev (2005)

با تمایل مالیات را پرداخت می‌نمایند که دریابند خواسته‌های آنان به نحو مناسبی در نهادهای سیاسی منعکس می‌شود، دولت در ازای مالیات دریافتی از شهروندان در مقابل آنها پاسخگو است، منابع مالی بدست آمده از مالیات به بهترین نحو برای ارتقای رفاه جامعه به کار گرفته می‌شود و افراد جامعه از خدمات عمومی بهتری برخوردار می‌گردند.

در یک رویکرد نظری دیگر، گوپتا (۲۰۰۷) بیان می‌دارد که بروز هرگونه بی‌اعتمادی افراد به دولت و عدم ثبات سیاسی جامعه، موجبات کاهش بهره‌وری نظام مالیاتی و افزایش هزینه در وصول مالیات‌ها را فراهم آورده و وصول درآمد مالیاتی را با مشکل مواجه می‌سازد.

۲-۱-۳- توزیع درآمد و درآمدهای مالیاتی

تعامل بین عوامل اقتصادی و سیاسی، نقشی را برای سیاست‌های عمومی در بازتوزیع از طریق مالیات و هزینه‌های دولت نشان می‌دهد. ادبیات اقتصاد سیاسی با تمرکز بر مالیات (به عنوان مثال، پرسون و تبلینی، ۱۹۹۴) نشان می‌دهد که ساختار مالیاتی به عنوان نتیجه رأی‌گیری انتخابات با توجه به انگیزه احزابی است که از رأی‌دهندگان میانه می‌خواهند از آنها حمایت کنند، به تصویر کشیده شده است. در تمامی این مدل‌ها، بر درآمد سرمایه، بیشتر از درآمد نیروی کار تمرکز شده است و رأی‌دهندگان میانه از تغییر بخش بزرگی از بار مالیاتی به سرمایه، دستاوردهایی کسب می‌کنند. این نتیجه، درآمد پایین‌تر از میانه را نسبت به درآمد متوسط، قوی‌تر می‌کند (یعنی نابرابری درآمد بالاتر) (آدام[1] و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۳۹).

رابطه بین نابرابری درآمد و توزیع مجدد توسط تعداد زیادی از محققان مورد بررسی قرار گرفته است. مسئله مهم مطرح شده توسط محققان متعدد (به عنوان مثال پیکتی و سائز[2]، ۲۰۰۷: ۵؛ پوتربا[3]، ۲۰۰۷: ۶۲۵)، علّیت معکوس بالقوه بین مالیات و نابرابری درآمد است که ممکن است یک مشکل درون‌زایی در این رابطه ایجاد کند. با توجه به این منطق، درجه پایین‌تر از نابرابری درآمد ممکن است نتیجهٔ همزمان یک ساختار مالیاتی مجدد توزیعی بیشتر (یعنی یک ساختار مالیاتی تحمیل کننده بار مالیاتی بزرگ‌تر سرمایه نسبت به نیروی کار) به جای تنها علّت آن باشد (همان، ۱۴۰).

با استفاده از داده‌ها و تکنیک‌های مناسب، دقیق‌ترین اطلاعات موجود که از نظر کارشناسان در مورد قوانین مالیاتی ملی بدست آمده است، از آنجا که اطلاعات مالیاتی محاسبه شده توسط کارشناسان مالیاتی به یک فرم استاندارد قابل اجرا هستند، به جای نرخ مالیات، می‌توان فرض کرد که تغییرات در مالیات در نتیجه تغییرات در نابرابری درآمد است به جای اینکه علّت آن باشد. این موضوع به این دلیل است که داده‌های مالیاتی ساخته شده‌اند تا منعکس‌کننده قوانین مالیاتی مربوطه و از این رو نسبت به شرایط اقتصادی عمومی و هر کانال غیرمستقیمی که ممکن است بر تحقق سیاست مالیاتی مؤثر باشد، برون‌زا باشند.

علاوه بر این، در مورد داده‌های نابرابری درآمد، به طور عمده بر پیش پرداخت مالیات و انتقال ضریب جینی به جای پس از پرداخت مالیات و انتقال ضریب جینی تمرکز شده است. این تصمیم به نوعی مشکل علّیت معکوس را کاهش می‌دهد. از آنجا که پس از پرداخت مالیات و انتقال ضریب جینی به طور "مکانیکی" و از لحاظ "اقتصادی" با سیستم مالی تغییر می‌کند، در حالی که قبل از مالیات و انتقال ضریب جینی، تنها از طریق پاسخ‌های درون‌زای عرضه نیروی کار یا اثر تعادل عمومی بر روی قیمت‌های عامل تغییر می‌کند (پوتربا، ۲۰۰۷: ۶۲۵). واضح است که اقتصادهایی با نابرابری درآمد بالاتر، اقتصادهایی هستند که دارای مالیات سنگین‌تر بر سرمایه در مقایسه با مالیات بر نیروی کار هستند.

۲-۱-۴- توسعه انسانی و درآمدهای مالیاتی

بحث نظام مالیاتی و افزایش درآمدهای مالیاتی و ارتباط تنگاتنگ آن با توسعه انسانی کشورها، به‌عنوان مقوله مهمی مدنظر اقتصاددانان و سیاست‌گذاران کشورهاست. این در حالی است که نظام‌های مالیاتی دنیا، به عنوان نرم‌افزاری در دست دولت‌ها (به‌عنوان هدایت‌گر اقتصاد کشور و نشان دهنده توسعه‌یافتگی اقتصادی)، پیشرفت‌های خود را مدیون حرکت و مدیریت هوشمندانه فرهنگی در راستای ایجاد انگیزه برای مشارکت توده‌های مردم در تأمین درآمدهای دولت (از جمله مالیات‌ها) می‌دانند و این امر، تلاش‌هایی همه جانبه و حرکت‌هایی بنیادین برای توسعه انسانی در کشورها را در پی داشته است. از جمله مشکلات عمده سیستم مالیاتی، عدم تخصیص بهینه نیروی انسانی است که دو عامل ضعف مدیریت مالیاتی و کمبود نیروی انسانی متخصص در این امر مؤثرند. در مورد ضعف مدیریت مالیاتی می‌توان به عواملی چون پائین بودن سطح حقوق و نقص در روش‌های مدیریت مالیاتی اشاره

1. Adam et al. (2015)
2. Piketty & Saez (2007)
3. Poterba (2007)

کـرد امـا فقـدان نیـروی انسـانی متخصـص در ایـن میـان محسوس‌تر بوده و به عنوان مهمتـرین عامـل در پـایین بـودن کارایی سیستم مالیاتی به‌شـمار مـی‌رود کـه باعـث گردیـده از نیروهای غیرمتخصص استفاده شود که خـود ایـن امـر موجـب ناکارامدی سیستم مالیاتی شده است. به کارگیری برنامـه‌هـای آموزش و بهسازی کارکنان در سازمان‌های دولتی و تبدیل ایـن سازمان‌ها به سازمان‌های یادگیرنده، می‌تواند بـه عنـوان اولـین قدم دولت‌ها برای نیـک‌داشـت سـرمایه انسـانی خـود و ارائـه خدمات به شهروندان، پاسـخگویی و جلـب رضـایت آنـان و در نتیجه مشارکت بیشتر مردم در پرداخت مالیات‌هـا تلقـی شـود. وقتی که مالیات‌دهندگان منافع مالیات‌های پرداختی خـود را در منظر خدمات عمومی‌که دولت فراهم نموده است ببینند، انتظـار می‌رود تمایل آنها بـه پرداخـت مالیـات افـزایش یابـد (گـورا و روتکوسکی[1]، ۲۰۰۰:۱۰). این در حالی است که کـاپلو[2] (۱۹۹۴: ۱۴۷۷) بر این نظر است که سـرمایه انسـانی بخـش زیـادی از موجودی سرمایه را تشکیل می‌دهد. او بر اساس نظریه مالیـات بر درآمد مطلوب سیمون[3] (۱۹۹۸: ۲۲۳) به این نتیجه می‌رسـد که سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی، موجب افزایش درآمـدهای مالیاتی می‌گردد. او در بحث سرمایه انسانی اشاره مـی‌کنـد کـه متغیرهای مهمی مانند آموزش، تعداد آموزشگاه‌های تخصصی و غیرتخصصی آموزشی، نرخ سواد، تعداد کارمندان با تحصـیلات بالا در سیستم‌های اداری و مالیاتی و ... بـر سـطح درآمـدهای مالیاتی مؤثرند.

در کشورهای کمتر توسعه یافته نقش سرمایه‌هـای انسـانی در توسعه نظام مالیاتی کمتر مورد توجه قرار می‌گیرد ولی برد و زولت[4] (۲۰۰۵: ۹۲۸) با بررسی ۹ کشور در حال توسعه بـه ایـن نتیجه رسیدند که در صورتی که این کشورها بر روی آموزش و توسعه منابع انسانی در داخل و خارج سیستم مالیاتی کار نمایند، در بلندمدت منجر به افزایش مالیات‌ها خواهد شد.

ادبیات بررسی کننده نقش سیاسـت مـالی، ماننـد هزینـه‌هـای عمومی هدفمند در افزایش بسیج درآمد مالیاتی محدود است.

اسچایر[5] بینش‌های اولیـه را در مـورد میـزان هزینـه‌هـای عمومی فراهم کننـده زیرسـاخت‌هـای فیزیکـی کـه مـی‌توانـد بهره‌وری و سودآوری بخش خصوصـی را تحریـک کنـد، ارائـه می‌دهد (اسچایر، ۱۹۹۸: ۶۵۲).

سـنوگا و مـاتویو[6] از رویکردهـای محاسـبات تعـادل عمـومی (CGE) برای نشان دادن این موضوع که هزینه‌های کارآمد در ارتقاء رشد و پیشرفت و کاهش فقر مهم هستند، استفاده نمودند (سنوگا و ماتوو، ۲۰۱۰: ۵۳۹).

غورا[7] داده‌های ۳۹ کشور آفریقایی طی سال‌های ۱۹۸۵ تـا ۱۹۹۶ را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد و نشان داد که تغییـرات درآمد مالیاتی – نسبت به تولید ناخالص داخلی– در ایـن گـروه تحت تأثیر افزایش سرمایه انسانی– یک پروکسـی بـرای ارائـه خدمات عمومی توسط دولـت اسـت– قـرار گرفتـه اسـت. ایـن یافته‌ها با یافته‌های پسینو و فنوچیتو (۲۰۱۰) سازگار اسـت کـه نشان دادند هزینه آموزش، تلاش مالیاتی را بهبـود مـی‌بخشـد (غورا، ۱۹۹۸: ۱).

۲-۱-۵- منابع طبیعی و درآمدهای مالیاتی

بورن هورست و همکاران اثـر منـابع طبیعـی در تـلاش درآمـد مالیاتی داخلی با استفاده از مجموعه داده‌های پانل در ۳۰ کشور تولید کننده نفت و گـاز را در نظـر گرفتـه و نشـان دادنـد کـه انحراف درآمد دولت از فعالیت‌های مـرتبط بـا منـابع طبیعـی و درآمد حاصل از منابع دیگر تا ۲۰ درصد است (بورن هورسـت و همکاران، ۲۰۰۹: ۴۴۴).

تأثیر منابع مالی منابع طبیعـی در زمینـه مالیـات ریشـه در ادبیات نفرین منابع دارد. بـه عنـوان مثـال، کیـزا[8] و همکـاران (۲۰۱۱: ۵) استدلال می‌کنند که وقتی دولت‌ها بخش بزرگـی از درآمد خود را از منابع بادآورده بدست می‌آورند، آنها ممکن است تلاش کمتری برای جمع‌آوری مالیات‌های داخلی داشته باشـند و به این ترتیب موجب فرسایش وظایف و تعهـدات شـهروندان به دولت شوند. یک توضیح دیگر این است کـه فراوانـی منـابع طبیعی، با تأثیر بر رشد اقتصـادی در کشـورهای دارای کیفیـت نهادی ضعیف (مهلام[9] و همکاران، ۲۰۰۶: ۴) منجر بـه آسـیب زدن جمع‌آوری درآمد مالیاتی می‌شود (توماس و ترووینو، ۲۰۱۳: ۷؛ بوتل‌هول[10] و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۴۱).

۲-۱-۶- سایر عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی

مالیات بر درآمد افراد و شرکت‌ها به طور مستقیم و بـر زنجیـره تأمین و ارزش زنجیره‌ای به طور غیرمستقیم اعمال شده اسـت.

1. Góra & Rutkowski (2000)
2. Kaplow (1994)
3. Simon (1998)
4. Bird & Zolt (2005)
5. Aschauer (1998)
6. Sennoga & Matovu (2010)
7. Ghura (1998)
8. Kiiza et al. (2011)
9. Mehlum et al. (2006)
10. Botlhole et al. (2012)

این مالیات‌ها بر اساس واحد پولی غالب کشور است. ارزش واحد پولی بر اساس عرضه و تقاضای چنین پولی نوسان دارد یا ارزش مبادله به دلیل افزایش تقاضای کالاها و خدمات کاهش می‌یابد (برد، ۱۹۷۶: ۲۴۹). این موضوع نشان دهنده رابطه بین تورم و مالیات جمع‌آوری شده در یک زمان معین است.

در ادبیات اقتصادی و در زمینه نقش و اثر تورم بر درآمدهای مالیاتی، تانزی (۱۹۷۷)، اثر تورم بر کاهش ارزش حقیقی درآمدهای مالیاتی را مطرح کرد. تأثیر تورم بر درآمدهای حقیقی مالیاتی و به تبع آن کسری بودجه به اثر تانزی مشهور است (تانزی، ۱۹۷۷: ۱۷۵). وی معتقد است افزایش تورم ممکن است درآمدهای حقیقی مالیاتی را به دلیل تأخیر در پرداخت مالیات‌ها که پدیده‌ای بسیار مرسوم در کشورهای در حال توسعه است، کاهش دهد. بر اساس مطالعات تانزی، زمانی که در کشوری درآمدهای مالیاتی با وقفه‌های طولانی جمع آوری می‌شود و کشش قیمتی درآمدهای مالیاتی کمتر از یک است، تورم موجب کاهش درآمدهای حقیقی مالیاتی می‌شود (ثانی، ۱۳۹۲: ۷۷). هر چقدر تأخیر در پرداخت مالیات بیشتر باشد و سیستم مالیاتی منعطف نباشد، تأثیر تورم بر درآمدهای حقیقی مالیاتی و به تبع آن گسترش کسری بودجه مؤثرتر خواهد بود.

در ارتباط با وضع مالی دولت چند فرضیه جایگزین وجود دارد که رابطه علّی و معلولی ما بین درآمدها و مخارج دولت را مشخص می‌کند. فرضیه اول مالیات – مخارج[1] است که بوسیله فریدمن[2] (۱۹۷۸) مورد حمایت قرار گرفت. مبنا بر این است که رابطه علّی از طرف درآمدهای دولت به سمت مخارج آن است. بر طبق این تئوری، هزینه‌ها نسبت به سطح درآمدی که به‌وسیله دولت می‌تواند تأمین گردد، انطباق می‌یابد و افزایش یا کاهش نشان می‌دهند. همچنین در راستای کسری بودجه نباید به افزایش مالیات‌ها به عنوان ابزار کارساز اعتماد کرد. به‌خاطر اینکه درآمدهای بالا مخارج بالاتر به دنبال دارد. فرضیه دوم، فرضیه مخارج– مالیات[3] است که فرض می‌کند رابطه علّیت از طرف مخارج به سمت مالیات‌هاست و بر اساس واکنش درآمدها نسبت به مخارج سال قبل بنا شده است. همانند تئوری برابری ریکاردوئی[4]، بارو[5] (۱۹۷۴) اذعان می‌کند که دولت بدهی مالیاتی آتی خود را بر اساس قرض گرفتن‌های دولت فعلی پیش‌بینی و بودجه ریزی می‌کند. بنابراین، در غیاب توهم مالی، افزایش در مخارج دولت منجر به افزایش در مالیات‌ها می‌گردد. پیکاک و وایزمن[6] (۱۹۷۹) بحران‌های طبیعی، اقتصادی و سیاسی را به عنوان توجهی برای افزایش مخارج دولتی می‌دانند که متعاقباً بوسیله افزایش مالیات‌ها تصویب می‌شود. بر اساس این فرضیه، کاهش در مخارج دولت مطلوب‌ترین راه حل برای کاهش کسری بودجه به‌ویژه در غیاب انواع بحران‌ها است. فرضیه سوم بر جداسازی ساختاری توابع تخصیصی از مالیات‌بندی دولت تأکید می‌نماید و تعیین درآمدها و مخارج به‌صورتِ مستقل را مبنا قرار می‌دهد. با توجه به چارچوب اقتصادی آمریکا، این فرضیه به غیاب یک هماهنگی مابین تصمیمات درآمدی و هزینه‌ای دولت به خاطر عدم وجود یک توافق مابین بدنه اجرایی و قانون‌گذاری دولت که در فرایند بودجه‌ریزی مشارکت دارند، تأکید می‌کند (نیکی اسکویی و همکاران، ۱۳۸۸: ۵۳–۵۲).

همچنین تأثیر بازبودن تجارت به ویژه آزادسازی تجاری، توجه زیادی را در ادبیات با نتایج متضاد به خود جلب نموده است. در حالی که به طور کلی نشان داده شده است که باز بودن تجارت به طور مثبت با جمع‌آوری درآمد احتمالاً به دلیل سهولت در جمع‌آوری درآمد مالیاتی ارتباط دارد (گوپتا، ۲۰۰۷: ۶)، اثر دقیق آزادسازی تجاری روشن نیست. باونسگارد و کین (۲۰۱۰) نشان دادند که کشورهای در حال توسعه در مقابله با کاهش درآمد مالیات تجاری با آزادسازی تجارت به دلیل افزایش درآمد حاصل از منابع دیگر موفق نبوده‌اند (باونسگارد و کین، ۲۰۱۰: ۵۶۷).

اگر آزادسازی تجاری در بلندمدت در رسیدن به اهداف خود موفق باشد به نحوی که کارایی و رشد اقتصادی را افزایش دهد، منجر به افزایش درآمدها خواهد شد و به همین دلیل در بلندمدت درآمدهای مالیاتی ناشی از مالیات بر درآمد افزایش خواهند یافت. اما در بررسی اثرات کوتاه‌مدت، از یک سو درآمدهای واحدهای تولیدی که به تولید کالاهای جایگزین واردات مشغول هستند، به‌دلیل کاهش در تقاضا برای تولیدات این واحدها در اثر کاهش نرخ تعرفه‌ها و ارزان شدن نسبی کالاهای وارداتی کاهش می‌یابد. از سوی دیگر درآمد واردکنندگان به علّت افزایش حجم واردات افزایش می‌یابد. همچنین باید به اثرات کاهش تعرفه‌ها نیز توجه نمود. به طور

1. Tax-and-Spend Hypothesis
2. Friedman (1978)
3. Spend-and-Tax
4. Ricardian Equivalence
5. Barro (1974)
6. Peacock & Wiseman (1979)

معمول واردکنندگان در مقایسه با تولیدکنندگان داخلی امکان فرار مالیاتی کمتری دارند. در نتیجه کسب درآمد بالاتر توسط واردکنندگان موجب کاهش فرار مالیاتی و از این روی افزایش درآمد مالیاتی ناشی از مالیات بر درآمد خواهد شد (آگبیگبه[1] و همکاران، ۲۰۰۶: ۲۶۵-۲۶۴).

کینگ[2] و همکاران در رابطه با تأثیر تغییرات ساختارهای جمعیتی بر درآمدهای مالیاتی دولت معتقدند که این اثرات از دو کانال عبور می‌کنند. اول از ناحیه طرف عرضه اقتصاد و دوم از ناحیه تصمیمات مصرف و پس‌انداز خانوارها. بر این اساس تغییر ساختار سنی جمعیت، طرف عرضه اقتصاد را از دو روش تحت تأثیر قرار می‌دهد؛ اول اینکه کاهش نرخ زادوولد، ورود نیروهای جوان به بازار کار را کاهش می‌دهد و دوم اینکه طبقات بالای سنی، نرخ مشارکت کمتری در بازار کار خواهند داشت و از این طریق نرخ مشارکت کل اقتصاد کاهش پیدا خواهد کرد. سازوکار دیگری که در چارچوب آن تغییرات جمعیتی باعث تغییر درآمدهای مالیاتی دولت خواهد شد، درآمد طول عمر و الگوهای مصرف مرتبط با آن است. به گونه‌ای که با مسن‌تر شدن نسل‌های جوان، درآمدهای مالیاتی حاصل از هر کدام از طبقات سنی به طور متفاوتی تحت تأثیر قرار می‌گیرند (کینگ و همکاران، ۲۰۰۰: ۶).

۲-۲- پیشینه تجربی

تحقیقات تجربی متعددی جهت بررسی عوامل تعیین کننده درآمدهای مالیاتی انجام شده‌اند. در اکثر این تحقیقات، مبحثی بررسی شده که عمدتاً به داده‌های مقطعی و (اخیرا) ترکیبی وابسته بوده‌اند در حالی‌که تحقیقات در سطح کشوری، ترجیحاً مشاهده نشده است. همان‌گونه که ثابت شده در دوره زمانی تحلیل مقطعی، تغییرات احتمالی نادیده گرفته شده است و مجموعه داده‌های ترکیبی، اطلاعات زمانی و سطح مقطعی را دربرمی‌گیرند. در هر صورت، در مجموعه داده‌های ترکیبی، امکان تمایز وضعیت کشور دارای متغیرهای مستقل وجود ندارد، در حالی‌که یک کشور ممکن است در میان گروهی از کشورهای دیگر دارای ویژگی مشخصی باشد. از این‌رو، تحلیل سری زمانی در سطح کشوری دارای مزایای بیشتری است.

در این مطالعات، چندین متغیر به‌عنوان عوامل تعیین کننده درآمد مالیاتی در نظر گرفته شده‌اند. محققان، تعدادی از متغیرها از قبیل سرانه تولید ناخالص داخلی، ساختار اقتصادی، میزان آزادی مالی و تجاری، نسبت کمک‌های خارجی به تولید ناخالص داخلی، نسبت کل بدهی به تولید ناخالص داخلی، شاخص اقتصاد غیررسمی‌و برخی از عوامل بنیادی از قبیل میزان ثبات سیاسی و رشوه خواری به‌عنوان عوامل تعیین کننده عملکرد مالیاتی، را برشمرده‌اند. یافته‌های تجربی به علّت حساسیت مجموعه‌ای از کشورها و دوره نمونه با یکدیگر متفاوت‌اند.

تیرا به بررسی نظام مالیاتی و ساختار مالیاتی کشور اوگاندا به منظور بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در این کشور پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های سری زمانی در بازه زمانی۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ الگوی خود را تخمین زده است. نتایج تحقیق وی نشان داد که نسبت بخش کشاورزی به GDP، تراکم جمعیت و فرار مالیاتی، مالیات را تحت تأثیر قرار می‌دهد و تولید ناخالص داخلی سرانه اثر منفی داشته است. همچنین فرار مالیاتی و باز بودن تجاری (اندازه‌گیری شده با سهم واردات) اثر منفی قابل توجهی را نشان داده است (تیرا، ۲۰۰۳: ۱).

باهل[3] (۲۰۰۴: ۳۳۷) با استفاده از داده‌های کشورهای OECD و کشورهای کمتر توسعه یافته، عوامل مؤثر بر درآمد مالیاتی را بررسی کرده است. وی از GDP بدون بخش کشاورزی، باز بودن اقتصاد و نرخ رشد جمعیت استفاده کرده است که همگی نتیجه‌ای مثبت و معنی‌دار داشتند. ارتباط ساده بین تلاش مالیاتی و اندازه اقتصاد سایه‌ای، نتیجه‌ای منفی و معنی‌دار را در پی داشته است (گرایی‌نژاد و چپردار، ۱۳۹۱: ۷۵).

گوپتا به بررسی عوامل تعیین‌کننده درآمد مالیاتی در کشورهای در حال توسعه با گروه‌های درآمدی مختلف (۵۰ کشور با درآمد پایین، ۳۶ کشور با درآمد متوسط و ۳۴ کشور با درآمد بالا) طی دوره زمانی ۲۰۰۴-۱۹۹۸ پرداخته است. نتایج نشان داد که درآمد سرانه تأثیر مثبتی بر درآمد مالیاتی کشورهای با درآمد بالا دارد، اما این اثر در کشورهای با درآمد پایین و متوسط ضعیف‌تر است و متغیر درجه باز بودن تجاری، اثر مثبتی بر درآمد مالیاتی کشورهای با درآمد پایین و متوسط دارد (گوپتا، ۲۰۰۷: ۱).

اعجاز و احمد[4] اثر متغیرهای نهادی و ساختاری (فساد و حکمرانی) بر روی درآمدهای مالیاتی ۲۵ کشور در حال توسعه را طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ مورد مطالعه قرار دادند. نتایج بررسی بیانگر وجود اثر مثبت و معنی‌دار متغیرهای حکمرانی

1. Agbeyegbe et al. (2006)
2. King et al. (2000)
3. Bahl (2004)
4. Ajaz & Ahmad (2010)

خوب، درآمد سرانه، اندازه بخش صنعت و باز بودن تجارت و اثر منفی فساد، تورم و اندازه بخش کشاورزی بر درآمدهای مالیاتی است (اعجاز و احمد، ۲۰۱۰: ۴۰۵).

تورگلر[1] به بررسی عوامل تعیین کننده تلاش مالیاتی برای ۲۶ اقتصاد اروپایی طی دوره زمانی ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۰ پرداخت. متغیرهای تلاش مالیاتی شامل نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، FDI، تجارت آزاد، بیکاری، بدهی دولت و عدم تمرکز مالی هر دو برطرف درآمد و هزینه و شاخص‌های مختلف جمعیت و تورم استفاده شده است. نتیجه این مطالعه نشان داد که عدم تمرکز درآمد کوتاه‌مدت بر درآمد مالیاتی داخلی به طور مثبت مؤثر بوده، در حالی که بیکاری، بحران‌های مالی و عدم تمرکز هزینه به طور منفی بر وصول مالیات مؤثر بوده است. نتایج بلندمدت این بررسی همچنین نشان داد که جمعیت نسبت به نیروی کار ارتباط معکوس با درآمد مالیاتی دارد در حالی که عدم تمرکز هزینه و وصول مالیات با یک وقفه سبب افزایش درآمد مالیاتی کنونی در بلندمدت می‌شود (تورگلر و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۱).

امیر[2] و همکاران اثرات اصلاحات مالیاتی اخیر را در اندونزی بر متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان و نیز اثرات آن بر توزیع دارایی و درآمد را بررسی نموده‌اند. آنها دریافته‌اند که کاهش‌هایی در مالیات بر درآمد فردی و مالیات بر درآمد شرکتی، رشد اقتصادی را تحت فرض بودجه متوازن تحت تأثیر قرار می‌دهد (امیر و همکاران، ۲۰۱۳: ۴۹۲).

موتاسکو[3] به بررسی اثر شرایط کشور بر درآمدهای مالیاتی ۱۲۳ کشور طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۶ پرداخته و نتایج بیانگر تأثیر مثبت درآمد سرانه، اندازه بخش صنعت، تعادل تجاری، هزینه‌های مصرفی دولت و اثربخشی دولت بر درآمد مالیاتی است (موتاسکو، ۲۰۱۴: ۳۱۵).

آدام[4] و همکاران در مطالعه خود اثر نابرابری درآمدی بر ساختار مالیاتی و نقش نابرابری درآمدی در رابطه بین ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی را در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بررسی کرده‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد که اثر منفی مالیات بر رشد اقتصادی در مالیات بر سرمایه بیشتر از سایر مالیات‌هاست. علاوه بر این، نتایج این مطالعه نشان داد که نابرابری درآمدی باعث کاهش اثر منفی بین ساختار مالیاتی و رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه می‌شود (آدام و همکاران، ۲۰۱۵: ۱۳۸).

ماویژه و مانیامبونرا به اثرات مالیاتی رشد بخش‌ها و هزینه‌های عمومی در اوگاندا با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) پرداخته اند، نتایج این پژوهش نشان داد که تسلط بخش‌های کشاورزی و غیررسمی، بزرگ‌ترین مانع عملکرد مالیات بر درآمد است. علاوه بر آن، هزینه‌های توسعه، باز بودن تجارت، و رشد بخش صنعت با عملکرد درآمد مالیاتی به طور مثبت ارتباط دارد (ماویژه و مانیامبونرا، ۲۰۱۶: ۵۳۸).

در مطالعات داخلی نیز، کریمی‌پتانلار و همکاران به بررسی ۲۶ کشور کمتر توسعه یافته جهت بررسی تأثیر فساد بر نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی طی سال‌های ۲۰۰۲ تا ۲۰۰۶ پرداختند. شاخص فهم فساد، سرانه تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، سهم بخش کشاورزی در تولید ناخالص داخلی، سهم صنعت در تولید ناخالص داخلی، سهم خدمات در تولید ناخالص داخلی و تجارت آزاد به عنوان متغیرهای توضیحی استفاده شده و نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته به کار گرفته شده است. نتایج این بررسی نشان داد که تأثیر تولید ناخالص داخلی بر وصول مالیات مثبت و قابل ملاحظه است. سهم کشاورزی تأثیر منفی و قابل ملاحظه‌ای بر وصول مالیات دارد. در حالی که آزادی تجاری تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر وصول درآمد ندارد. فساد تأثیر بدبینانه و قابل ملاحظه‌ای بر نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی و درآمد داخلی اقتصادهای توسعه یافته دارد (کریمی‌پتانلار و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۵۱).

گرایی‌نژاد و چپردار با استفاده از داده‌های سری زمانی در ایران طی دوره ۱۳۸۷-۱۳۵۷ اصلی‌ترین عوامل مؤثر بر نسبت مالیات‌ها به تولید ناخالص داخلی، به عنوان شاخص مقبول در مطالعات جهانی را بررسی کرده‌اند. اندازه بخش کشاورزی به عنوان مهمترین بخش استفاده کننده از معافیت‌های مالیاتی به همراه عوامل مؤثر دیگر همچون میزان وابستگی بودجه به درآمدهای نفتی، عوامل فرهنگی، عوامل انگیزشی سازمانی برای سازمان وصول کننده مالیات، حجم اقتصاد زیرزمینی و وضعیت توزیع درآمدها در این مطالعه مورد توجه قرار گرفته‌اند. کاربرد شیوه‌های تحلیلی– توصیفی و اقتصادسنجی با روش حداقل مربعات معمولی[5] نشان داد که گسترش درآمدهای نفتی

1. Torgler et al. (2012)
2. Amir et al. (2013)
3. Mutascu (2014)
4. Adam et al. (2015)
5. OLS

و سهم بخش کشاورزی با میزان وصول مالیات‌ها به تولید ناخالص داخلی، رابطه معکوس و عوامل انگیزشی سازمانی رابطه مستقیم دارند (گرایی‌نژاد و چپردار، ۱۳۹۱: ۶۹).

رضایی از طریق رهیافت هم‌انباشتگی، به بررسی عوامل اثرگذار (درآمد نفتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز) بر سطح وصول درآمد مالیاتی طی دوره ۱۳۹۱-۱۳۷۱ پرداخته است. نتایج به دست آمده از عوامل اثرگذار (درآمد نفتی، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز) بر وصول درآمد مالیاتی نشان داد که بیشترین تأثیر بر وصول درآمدهای مالیاتی توسط میزان تولید ناخالص داخلی شکل می‌گیرد. همچنین نرخ ارز و درآمدهای نفتی در رتبه‌های بعدی قرار گرفتند. یافته‌های تحقیق نشان داد، میزان بالای تولید ناخالص داخلی و نوسانات نرخ ارز از جمله عوامل مؤثر قانونی بر میزان وصول درآمد مالیاتی می‌باشند (رضایی، ۱۳۹۳: ۱).

صامتی و همکاران در مطالعه خود، اصلاحات مالیاتی از منظر اثرات اقتصاد کلان و رفاهی را مورد بررسی قرار دادند. مدل مورد استفاده این مطالعه، مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر پویا و از نوع مدل‌های نسل‌های تداخلی(OLG-CGE) و با توجه به ساختار اقتصاد ایران طراحی شده است. نتایج شبیه‌سازی مدل پویای پژوهش با توجه به سناریوهای تعریف شده نشان داد که در مجموع مالیات بر دستمزد و مالیات بردرآمد سرمایه بر متغیرهای رشد اقتصادی و سرمایه‌گذاری اثر منفی داشته است. اثر مالیات بر دستمزد بر متغیرهای یاد شده بیش از مالیات بر درآمد سرمایه است. جهت ارزیابی اثرات رفاهی ناشی از اصلاحات مالیاتی از شاخص تغییرات جبرانی CV هیکسی استفاده شده است. تحلیل رفاهی اثرات اصلاحات مالیاتی حاکی از اثر مثبت مالیات بر دستمزد و مالیات بر درآمد سرمایه بر رفاه خانوارها است (صامتی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۲۹).

همان‌طور که بحث شد، بیشتر مطالعات ارتباط بین درآمد مالیاتی و رشد اقتصادی، شناوری مالیات و کشش مالیاتی را نشان می‌دهد. ادبیات اقتصادی بر ارتباط تجربی متغیرهای اقتصادی - اجتماعی با درآمدهای مالیاتی به‌خصوص در اقتصادهای کمتر توسعه یافته خیلی نادر است. در مورد ایران ادبیات تجربی بر تعیین کننده‌های اقتصادی- اجتماعی درآمد مالیاتی تقریباً وجود ندارد. این مطالعه قصد دارد تا شکاف در ادبیات تجربی بر تجزیه و تحلیل بلندمدت شاخص‌های اقتصادی – اجتماعی و درآمد مالیاتی در مورد ایران را پر کند.

۳- نظام مالیاتی و شاخص‌های توسعه اقتصادی ایران

۳-۱- نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی

بر اساس نمودار (۱)، درآمدهای مالیاتی دولت طی دوره ۹۳-۱۳۵۹ روندی افزایشی را تجربه نمود و از ۳۴۰/۴ میلیارد ریال در ابتدای دوره به ۷۰۹۶۵۱/۹ میلیارد ریال در انتهای دوره بالغ گردید. متوسط رشد سالانه درآمدهای مالیاتی دولت در این دوره ۲۵/۸ درصد است. نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی از ۵/۱۵ درصد در سال ۱۳۵۹ به ۶/۵۶ درصد در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است.

جدول ۱. نسبت مالیات به تولید ناخالص ملی در کشورهای منتخب جهان طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۱۰

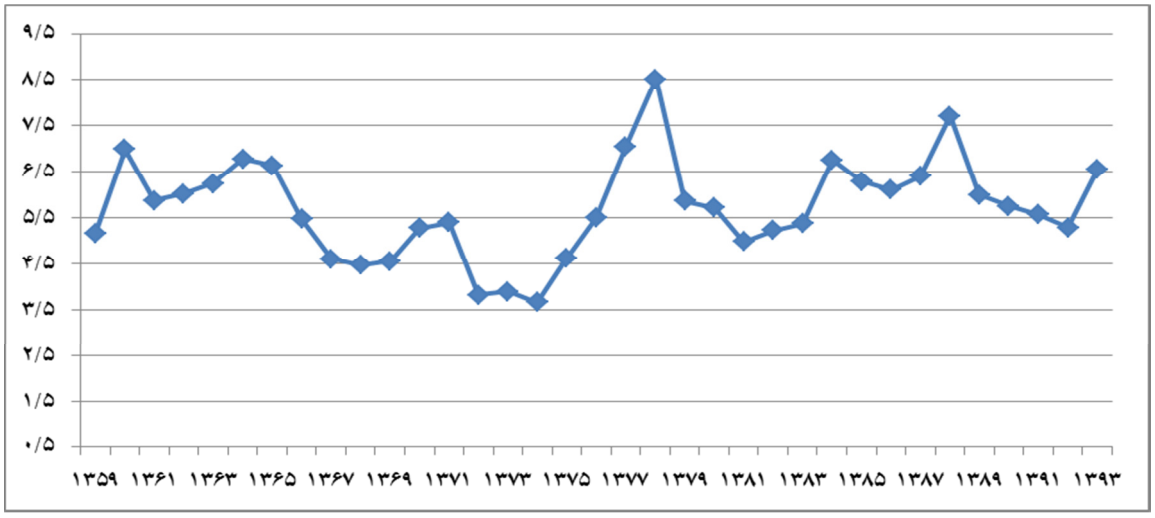
نام کشور یا منطقه	نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی	نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص داخلی	نسبت مالیات‌ها به مخارج دولت
سنگاپور	۱۵	۱۵	۱۰۰
قطر	۱۷	۱۹	۹۱
استرالیا	۲۱	۲۶	۸۱
کره جنوبی	۱۵	۱۹	۷۴
ایران	۷/۵	۲۲/۵	۳۳
نروژ	۲۷	۳۴	۸۰
کانادا	۱۲	۱۷	۶۷
مراکش	۲۵	۳۵	۷۱
مالزی	۱۵	۲۱	۷۳
بلژیک	۲۴	۴۳	۵۴
اردن	۱۶	۲۸	۵۶
کویت	۱	۳۲	۲/۳
افغانستان	۸/۴	۴۸	۱۷
هند	۱۰	۱۶	۶۳
عمان	۳	۳۰	۱۰
پاکستان	۱۰	۱۹	۵۴
روسیه	۱۵	۲۷	۵۷
مصر	۱۴	۳۰	۴۸
ترکیه	۲۰	۳۵	۶۰
آمریکا	۱۰	۲۴	۴۳
جهان	۱۴	۲۸	۵۱

مأخذ: بانک جهانی – میانگین سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۰

بر اساس جدول (۱)، میانگین نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در ایران حدود ۷/۵ درصد در سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۱۰ بوده است. همچنین بر اساس جدول یک، نسبت مخارج دولت به تولید ملی حدود ۲۲/۵ درصد است و بنابراین رقم

درصد هزینه‌های دولت بزرگ‌تر از نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی است که این نشانه خوبی برای توسعه محسوب نمی‌شود. جدول (۱) نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی را برای کشورهای منتخب نشان می‌دهد که در همه کشورها به‌جز عمان و کویت، تلاش مالیاتی ایران از بقیه کشورها پایین‌تر است. با توجه به جمعیت پایین کشورهای عمان و کویت نمی‌توان ساختار اقتصادی آنها را با ایران مقایسه کرد ولی اغلب کشورهای قاره‌های مختلف جهان، نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی بالاتری داشته و سعی می‌کنند تمام یا بخش اعظم هزینه‌ها را از طریق مالیات تأمین کنند. متوسط نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی در میانگین جهانی معادل ۱۴ درصد (دو برابر ایران) و اروپا و آسیا معادل ۱۹ درصد (۷/ ۲ برابر ایران) است. در میان ۱۴۰ کشور منتخب دنیا (که اطلاعات آنها در سایت بانک جهانی قابل دسترس است) ایران دارای رتبه ۱۳۵ از نظر نسبت مالیات به تولید ناخالص داخلی است. بنابراین مشخص است که فشار مالیاتی در ایران نسبت به میانگین جهانی و بعضی از قاره‌ها یک‌دوم تا یک‌سوم است و از این منظر ایران جایگاه مناسبی نداشته است. در ایران حدود ۳۳ درصد از هزینه‌های دولت از طریق مالیات تأمین شده و مابقی از طریق فروش نفت و استقراض از بانک مرکزی یا استقراض از خارج یا فروش اوراق مشارکت تأمین می‌شود.

میانگین نسبت مذکور برای کشورهای عضو OECD طی سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۰۷ برابر با ۷/۳۳ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. نگاهی به ارقام مشابه کشورهای OECD نشان می‌دهد هیچ یک از کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه عضو این سازمان حتی در ۵۰ سال گذشته نیز نسبتی مشابه این مقدار نداشته‌اند. نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی در کشور ترکیه در سال ۲۰۱۵، حدود ۳۰ درصد بوده است. کمترین میزان این نسبت در ترکیه در ۵۰ سال گذشته مربوط به سال ۱۹۷۰ و برابر با حدود ۹ درصد بوده است. اطلاعات کشور شیلی که از سال ۱۹۹۰ موجود است نشان می‌دهد که این نسبت در شیلی در سال ۱۹۹۰ در کمترین میزان خود برابر با ۹/۱۶ درصد بوده است. نسبت مالیات به GDP کشور شیلی در سال ۲۰۱۵ برابر با ۲۰/۷ درصد می‌باشد. در کشور مکزیک نیز نسبت فوق الذکر در سال ۲۰۱۵ برابر با ۴/۱۷ درصد است. نگاهی به آمارهای مکزیک از سال ۱۹۸۰ نشان می‌دهد که این کشور در سال ۱۹۹۵ دارای کمترین نسبت مالیات به GDP بوده است.



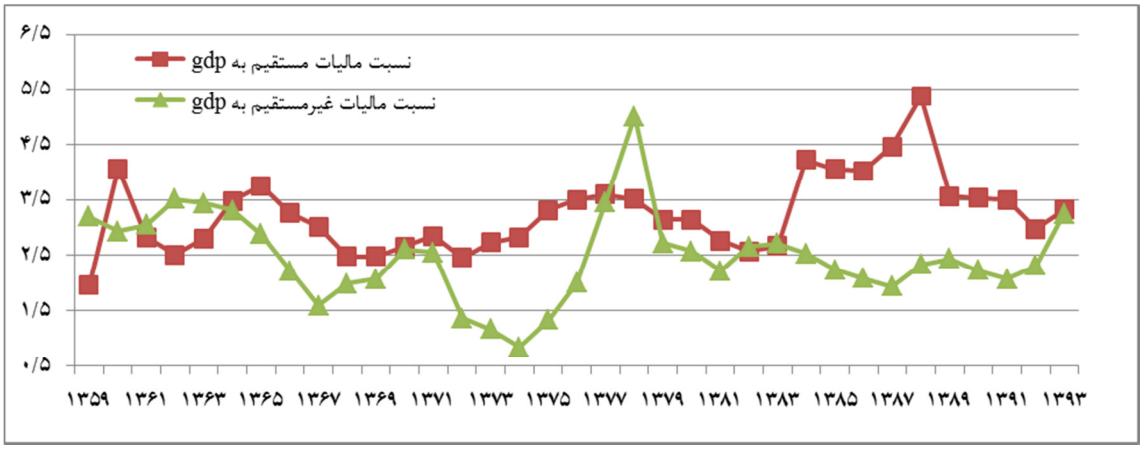
نمودار ۱. نسبت درآمدهای مالیاتی به GDP ایران (درصد)

مأخذ: بانک مرکزی (۹۳-۱۳۵۹) و محاسبات محقق

۳-۲- ترکیب درآمد مالیاتی

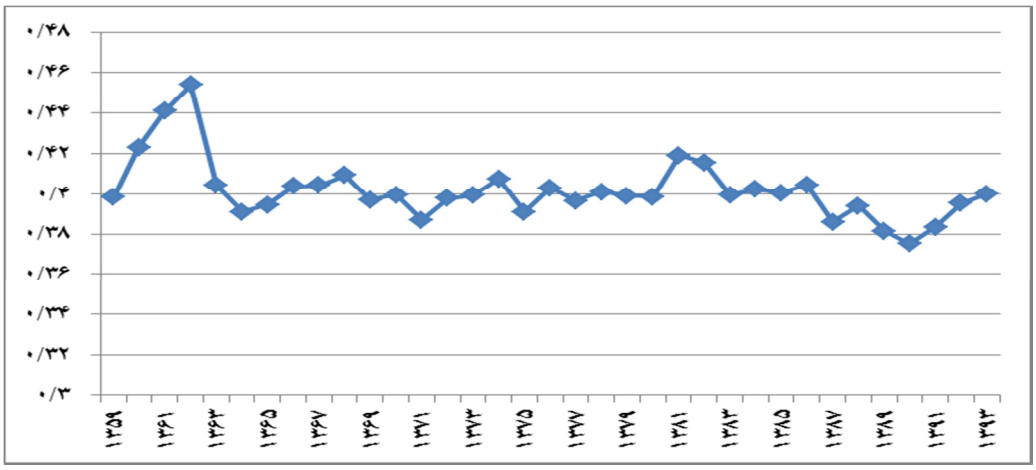
مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، به عنوان اجزاء تشکیل دهنده کل درآمد مالیاتی دولت، از متوسط رشد سالانه‌ای به ترتیب معادل با ۲۶/۹ و ۲۹/۲ درصد برخوردار بوده‌اند. همچنین میانگین درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم به ترتیب برابر با ۶۲۱۰۱ و ۴۲۶۹۶/۹ میلیارد ریال بوده که هر دو با افزایش مواجه شده‌اند. در تشکیل درآمدهای مالیاتی دولت، سهم عمده متعلق به مالیات‌های مستقیم بوده اما در سال‌های ۱۳۵۹، ۱۳۶۱ تا ۱۳۶۳، سال ۱۳۷۸ و ۱۳۸۲ و ۱۳۸۳، مالیات‌های غیرمستقیم، سهم مسلط را در ترکیب درآمد مالیاتی داشته‌اند.

میانگین سهم مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم از کل درآمدهای مالیاتی طی دوره مذکور به ترتیب برابر با ۵۷/۲ و ۴۲/۸ درصد بوده است. مالیات‌های مستقیم از ۱/۹۵ درصد از تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۹ به ۳/۳۲ درصد از تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است و مالیات‌های غیرمستقیم نیز از ۳/۱ درصد از تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۵۹ به ۳/۲ درصد از تولید ناخالص داخلی در سال ۱۳۹۳ افزایش یافته است. میانگین نسبت مالیات‌های مستقیم به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیات‌های غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی طی دوره ۹۳-۱۳۵۹ به ترتیب ۳/۲۳ و ۲/۴۷ درصد بوده است (نمودار ۲).



نمودار ۲. نسبت مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی ایران (درصد)

مأخذ: بانک مرکزی (۹۳-۱۳۵۹) و محاسبات محقق



نمودار ۳. ضریب جینی کل کشور طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۳ (درصد)

مأخذ: بانک مرکزی (۹۳-۱۳۵۹) و محاسبات محقق

۳-۳- توزیع درآمد

نمودار (۳) ضریب جینی برای کل کشور طی سال‌های ۱۳۵۹ تا ۱۳۹۳ را به همراه مقدار متوسط این متغیر طی سال‌های مورد بررسی که برابر ۰/۴۱ است نشان می‌دهد. طی سال‌های مذکور، بیشترین میزان نابرابری براساس ضریب جینی در سال ۱۳۶۱ به مقدار ۰/۴۵ بوده است. همچنین همان‌طور که در نمودار (۳) نشان داده شده است میزان نابرابری براساس ضریب جینی به واسطه اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها در دی‌ماه ۱۳۸۹، به شدت کاهش یافته و به میزان ۰/۳۷ در سال ۱۳۹۰ رسیده که کمترین میزان خود طی سال‌های گذشته است. با توجه به فرار مالیاتی گروه‌های بسیار ثروتمند در ایران، به نظر می‌رسد که هر چه توزیع درآمد در جامعه عادلانه‌تر باشد، امکان اخذ مالیات به مراتب بیشتر است و در نتیجه ظرفیت مالیاتی نیز بالاتر خواهد بود. در سال‌های اخیر نسبت مالیات مستقیم به

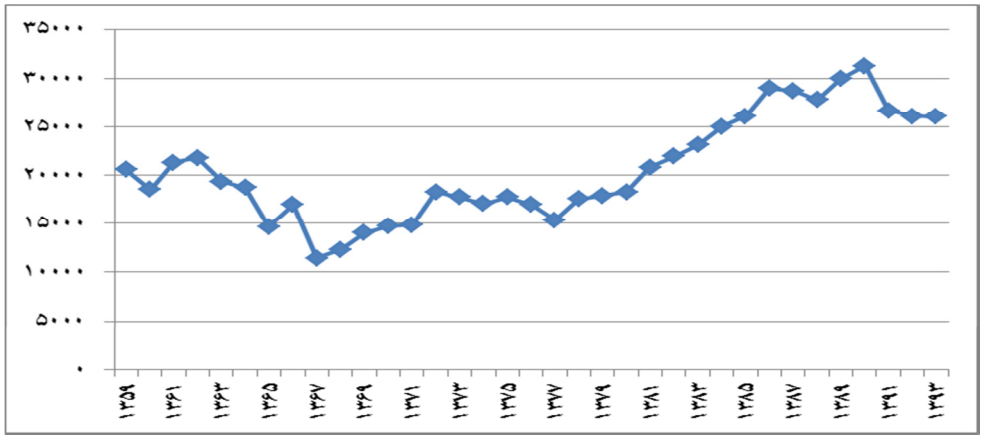
تولید ناخالص داخلی از نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی بیشتر بوده است و بالاترین مالیات‌های پرداختی به ترتیب شامل اشخاص حقوقی دولتی، اشخاص حقوقی غیردولتی، مالیات حقوق‌بگیران دولتی و خصوصی و مشاغل بوده است.

اشخاص حقوقی چون دارای سیستم حسابداری معین و دفاتر قانونی هستند بالاترین مالیات را پرداخت کرده و کمترین فرار مالیاتی را دارند و در مقابل اشخاص حقیقی به دلیل فقدان سیستم حسابداری بیشترین فرار مالیاتی را دارند. در نتیجه می‌توان گفت فشار بیشتر مالیات حقوق بگیران، سبب بدتر شدن توزیع درآمد در جامعه و کاهش ظرفیت مالیاتی شده است.

۳-۴- تولید ناخالص داخلی سرانه و رشد آن

نمودار (۴)، تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ را نشان می‌دهد. ارقام حکایت از آن دارد که تولید ناخالص داخلی سرانه در اقتصاد ایران به طور متوسط حدود ۱/۳۴ درصد در سال رشد داشته است.

تولید ناخالص داخلی سرانه نماینده‌ای مناسب از سطح درآمد ملی است که انتظار می‌رود با افزایش آن ظرفیت مالیاتی کشور بیشتر شود، زیرا به دلیل افزایش سطح توسعه کشور، بخش رسمی اقتصاد در شرایط نسبی افزایش می‌یابد. نسبت درآمدهای مالیاتی به تولید ناخالص داخلی در کشورهای توسعه‌یافته، متجاوز از ۳۰ درصد است و این نسبت در برخی کشورهای پیشرفته، به ۴۴ درصد هم می‌رسد و در کشورهای هم تراز ایران در منطقه نیز در حدود ۲۰ درصد بالغ می‌گردد. اکنون ۲۵ درصد تولید ناخالص داخلی مشمول مالیات در کشور از پرداخت مالیات خارج است و این به معنای آن است که حدود یک چهارم اقتصاد کشور مالیات نمی‌پردازد و اتکای بیش از اندازه به درآمدهای نفتی نیز موجب شده است تا در بعد مالیات، شاهد این ناهمگونی میان درآمدهای مالیاتی کشور با میزان تولید ناخالص داخلی کشور باشیم. با توجه به نمودار فوق می‌توان گفت که کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه باعث تغییر ساختار نظام مالیاتی به سمت اخذ مالیات مستقیم بیشتر نسبت به مالیات غیرمستقیم شده است.

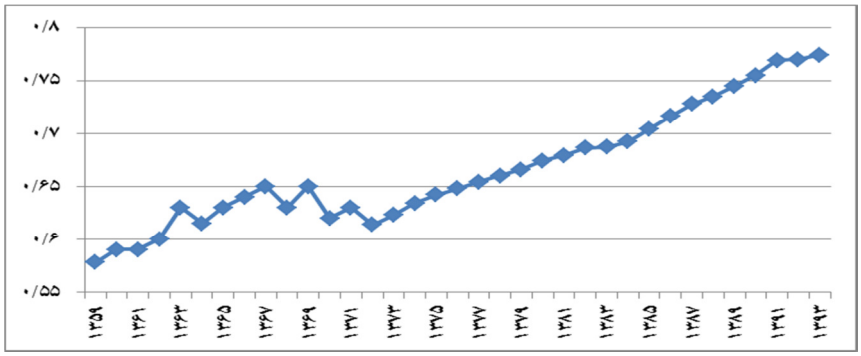


نمودار ۴. تولید ناخالص داخلی سرانه به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ (میلیارد ریال)

مأخذ: بانک مرکزی (۹۳-۱۳۵۹) و محاسبات محقق

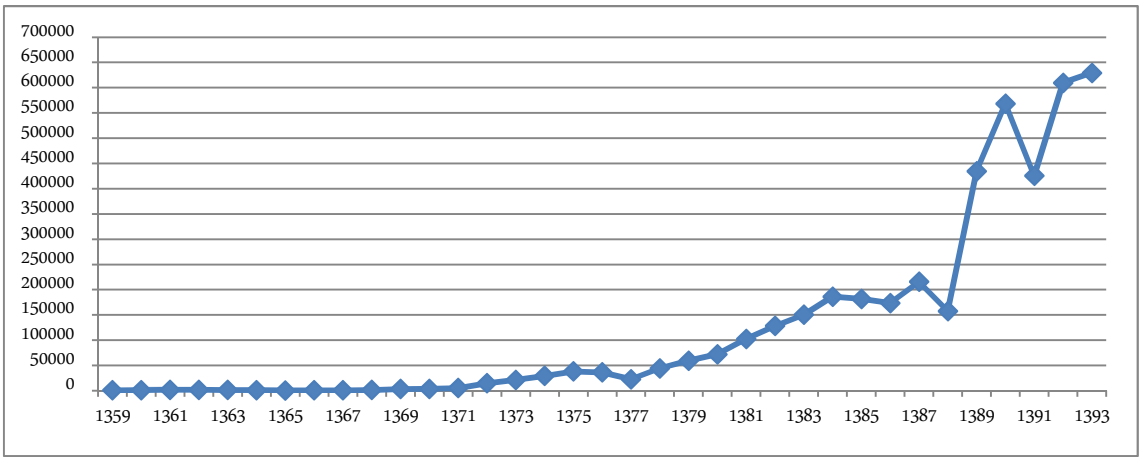
۳-۵- شاخص توسعه انسانی

گزارش توسعه انسانی، گزارشی جهانی است که به صورت سالانه توسط برنامه توسعه سازمان ملل (UNDP) انتشار می‌یابد. همان طور که ملاحظه می‌شود، در طی سال‌های اخیر، مقدار شاخص توسعه انسانی برای کشور ایران از ۰/۵۷۸ در سال ۱۳۵۹ به ۰/۷۷۴ در سال ۱۳۹۳ افزایش پیدا کرده است (نمودار ۵). هر چند هنوز این وضعیت و رتبه ۸۸ در سال ۲۰۱۶ برای کشور ایران مناسب نمی‌باشد، ولی به نسبت می‌توان رشد این شاخص را برای ایران با توجه به جنگ و مسائل سیاسی-اقتصادی کشور، قابل توجه دانست. بر اساس این گزارش، شاخص توسعه انسانی در ایران طی ۱۶ سال گذشته به طور متوسط رشد سالانه ۱/۰۹ درصدی داشته است. ایران از نظر متوسط رشد شاخص توسعه انسانی در سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۵ رتبه ۴۷ جهان را کسب کرده است. متوسط رشد شاخص توسعه انسانی در جهان طی این دوره ۰/۷۳ درصد اعلام شده است.



نمودار ۵. شاخص توسعه انسانی طی دوره ۹۳-۱۳۵۹

مأخذ:(UNDP, 2016)



نمودار ۶. درآمدهای نفتی طی دوره ۹۳-۱۳۵۹ (میلیارد ریال)

مأخذ: بانک مرکزی (۹۳-۱۳۵۹) و محاسبات محقق

از آنجا که شاخص توسعه انسانی میانگینی از سه عامل طول عمر (بهداشت)، آموزش و رفاه اقتصادی (درآمد سرانه) است و باتوجه به ثابت ماندن شاخص آموزش و تغییر بسیار اندک شاخص بهداشت، درآمد سرانه نقش بسزایی را در کاهش شاخص توسعه انسانی ایفا کرده است و باعث کاهش ظرفیت مالیاتی کشور شده است؛ زیرا در فاصله سال‌های ۹۱ تا ۹۳ در اثر کاهش درآمدهای نفتی و افزایش ناگهانی نرخ ارز، تولید ناخالص ملی و درآمد سرانه کاهش یافته است. بنابراین اگر انتظار می‌رود که با ارتقاء سطح شاخص توسعه انسانی گرایش به پرداخت مالیات افزایش یابد، این روند درسال‌های اخیر نامطلوب بوده است.

۳-۶- درآمدهای نفتی

درآمدهای دولت از محل صادرات نفت طی دوره ۹۳-۱۳۵۹ به طور پیوسته افزایش یافته است و از ۸۸۸/۸ میلیارد ریال درسال ۱۳۵۹ به ۶۲۹۲۰۶/۳ میلیارد ریال در سال ۱۳۹۳ بالغ گردید (نمودار ۶). متوسط رشد سالانه درآمد نفت طی این دوره، ۲۹/۸ درصد بوده است. میانگین سهم درآمدهای نفت از کل درآمدهای دولت ۵۲/۱ بوده و بیشترین مقدار این سهم در سال ۱۳۷۳ و برابر با ۷۳ درصد حاصل گردیده است. بررسی روند تحولات مؤلفه‌های تشکیل دهنده بودجه در اقتصاد ایران، حاکی از آن است که در بعد درآمدی، علاوه بر درآمدهای مالیاتی، درآمد حاصل از فروش نفت و گاز نقش قابل ملاحظه‌ای در تأمین منابع مالی دولت دارد. از میان اجزاء درآمدی دولت طی دوره ۹۳-۱۳۵۹، سهم قابل توجه، متعلق به درآمد نفت بوده است. متوسط سهم درآمد نفت در بودجه عمومی دولت طی دوره مذکور حدود ۵۳ درصد بوده است، این در حالی است که متوسط سهم مالیات‌ها در بودجه عمومی دولت طی دوران مذکور به حدود ۳۵ درصد حاصل گردیده است. با توجه به سهم بالای درآمد نفت از کل درآمد عمومی، نوسانات درآمدهای دولت عمدتاً متأثر از نوسانات درآمد حاصل از فروش نفت است که به تبع آن درآمدهای مالیاتی نیز دستخوش نوسان گردیده است.

٤- مدل‌ها و روش‌شناسی تحقیق

اقتصاددانان معمولاً از نسبت مالیات به GDP برای ارزیابی عملکرد مالیاتی کشورها استفاده می‌کنند. در واقع نسبت مالیاتی که پیش‌بینی می‌شود عملکرد مالیاتی را نشان می‌دهد. استفاده از چنین نسبتی، برای مقایسه عملکرد یا روند مالیاتی کشورهایی که دارای ساختار اقتصادی و درآمدی یکسانی هستند، ابزار بسیار مناسبی است. ساده بودن و ارائه تصویری کلی و جامع از روندهای جهانی وصولی مالیات از مزیت‌های این روش محسوب می‌شود. با این وجود، باید به این نکته توجه داشت که استفاده از این روش برای بررسی و مقایسه اثربخشی سیاست‌های وصول مالیات در کشورهای مختلف با گروه‌های درآمدی متفاوت، ممکن است تصویری غیرواقعی از واقعیت را نشان بدهد. دلیل این امر نیز به تفاوت در ساختارهای متفاوت اقتصادی، ترتیبات نهادی و روندهای جمعیتی نسبت داده می‌شود (پرست[1]، ۱۹۷۹). با توجه به اینکه نسبت مالیات به GDP معیاری جهانی برای سنجش عملکرد نظام مالیاتی است از این رو در مطالعه حاضر از دو نسبت مالیاتی (مستقیم و غیرمستقیم به GDP) به عنوان شاخصی از درآمد مالیاتی و روش خودتوزیع با وقفه‌های گسترده[2] استفاده شده است.

۱) توسعه اقتصادی و درآمد مالیاتی

بر اساس مطالعات صورت گرفته به‌خصوص مطالعه تجربی آدام و همکاران (۲۰۱۵)، برای بررسی رابطه تجربی بین درآمد مالیاتی و توسعه اقتصادی، با استفاده از مجموعه داده‌های سری زمانی از رابطه زیر استفاده می‌شود:

(۱)

$$LDTGDP_t = \alpha_0 + \alpha_1 LGDPR_t + \alpha_2 LTRAD_t + \alpha_3 INF_t + \alpha_4 LGCGDP_t + \alpha_5 LPOP_t + \varepsilon_{1t}$$

(۲)

$$LIDTGDP_t = \beta_0 + \beta_1 LGDPR_t + \beta_2 LTRAD_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 LGCGDP_t + \beta_5 LPOP_t + \varepsilon_{2t}$$

که در آن؛ DTGDP: نسبت مالیات مستقیم به GDP، IDTGDP: نشان‌دهنده نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP، GDPR: تولید ناخالص داخلی سرانه، TRAD: درجه باز بودن تجاری، INF: نرخ تورم، GCGDP: نسبت مخارج مصرفی دولت به GDP، POP: جمعیت و ε بیانگر جزء خطاست.

۲) توسعه انسانی و درآمد مالیاتی

مدل انتخابی جهت بررسی ارتباط بین توسعه انسانی و درآمد مالیاتی بر اساس مطالعه هال و جونز[3] (۲۰۰۴) به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۳)

$$LDTGDP_t = \theta_0 + \theta_1 LGDPR_t + \theta_2 HDI_t + \theta_3 LTRAD_t + \theta_4 LOILRVU_t + \theta_5 LGCGDP_t + \varepsilon_{3t}$$

(۴)

$$LIDTGDP_t = \vartheta_0 + \vartheta_1 LGDPR_t + \vartheta_2 HDI_t + \vartheta_3 LTRAD_t + \vartheta_4 LOILRVU_t + \vartheta_5 LGCGDP_t + \varepsilon_{4t}$$

که در آن؛ HDI: نشان‌دهنده شاخص توسعه انسانی و OILRVU: درآمد نفتی دولت است.

۳) نابرابری درآمد و درآمد مالیاتی

مدل انتخابی جهت بررسی ارتباط بین نابرابری درآمد و درآمد مالیاتی بر اساس مطالعه آدام و همکاران (۲۰۱۵) به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۵)

$$LDTGDP_t = \lambda_0 + \lambda_1 LGDPR_t + \lambda_2 GINI_t + \lambda_3 LTRAD_t + \lambda_4 INF_t + \lambda_5 LGCGDP_t + \lambda_6 LPOP_t + \varepsilon_{5t}$$

(۶)

$$LIDTGDP_t = \eta_0 + \eta_1 LGDPR_t + \eta_2 GINI_t + \eta_3 LTRAD_t + \eta_4 INF_t + \eta_5 LGCGDP_t + \eta_6 LPOP_t + \varepsilon_{6t}$$

که در آن؛ GINI: نشان‌دهنده ضریب جینی است.

۴) شاخص ترکیبی توسعه و درآمد مالیاتی

مدل انتخابی جهت بررسی ارتباط بین شاخص ترکیبی توسعه و درآمد مالیاتی به صورت زیر ارائه می‌شود:

(۷)

$$LDTGDP_t = \delta_0 + \delta_1 DEV_t + \delta_2 INF_t + \delta_3 LTRAD_t + \delta_4 LGCGDP_t + \delta_5 LOILRVU_t + \delta_6 LM\ 2OP_t + \varepsilon_{7t}$$

(۸)

$$LIDTGDP_t = \rho_0 + \rho_1 DEV_t + \rho_2 INF_t + \rho_3 LTRAD_t + \rho_4 LGCGDP_t + \rho_5 LOILRVU_t + \rho_6 LM\ 2OP_t + \varepsilon_{8t}$$

که در آن؛ DEV: نشان‌دهنده شاخص ترکیبی توسعه و M2OP: درجه پولی شدن (نسبت پول به جمعیت) است.

۴-۱- نحوه محاسبه شاخص ترکیبی توسعه

تجمیع و یکپارچه‌سازی نماگرهای مختلف چندبُعدی در قالب یک شاخص منفرد، به عنوان یک راه‌حل بسیار مناسب شناخته می‌شود. رویکردهای پارامتریک برای تجمیع و یکپارچه‌سازی

1. Prest (1979)
2. Autoregressive Distributed Lag (ARDL)
3. Hall & Jones (2004)

نماگرها، به عنوان مناسب‌ترین راه برای تعریف وزن (یا امتیاز) هر نماگر در شاخص ترکیبی به‌طورگسترده‌ای مورد پذیرش است. یکی از رایج‌ترین روش‌ها برای این منظور، روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA)[1] است.

با استفاده از این روش، ابعاد مورد بررسی را می‌توان کاهش داد و ترکیبی از نماگرها را می‌توان با یک شاخص جمعی، معرفی کرد. این شاخص، تماماً ویژگی‌های کلی نماگرهای مختلف را خواهد داشت. از تحلیل مؤلفه اصلی، به‌طور متناوب برای یکپارچه‌سازی نماگرهای مختلف و انتخاب یک شاخص ترکیبی مناسب، استفاده شده است (چن و وو[2]، ۲۰۱۰: ۵).

ویژگی کلیدی PCA، حداکثرسازی تغییرات توضیح داده شده توسط مؤلفه‌ها است. آن دسته از مؤلفه‌هایی که بیشترین توضیح‌دهندگی را داشته باشند، به عنوان مؤلفه‌های اصلی انتخاب خواهند شد. اگر مجموعه نماگرهای چندبُعدی مورد استفاده را به‌صورتِ $X_p= (x_1, x_2, \ldots, x_p)$ نشان دهیم که در آن، P بیانگر نماگرها (ابعاد چندگانه) در ساخت شاخص ترکیبی توسعه است؛ آنگاه ماتریس مؤلفه اصلی به‌صورتِ زیر بدست خواهد آمد:

$$PC_i = X\alpha^i \qquad (۹)$$

$$PC_i = X\acute{A} = \begin{cases} C_1 = a_{11}x_1 + a_{12}x_2 + \cdots + a_{1p}x_p \\ C_2 = a_{21}x_1 + a_{22}x_2 + \cdots + a_{2p}x_p \\ \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \\ C_p = a_{p1}x_1 + a_{p2}x_2 + \cdots + a_{pp}x_p \end{cases} \qquad (۱۰)$$

$$\lambda_i = var(PC_i) \qquad (۱۱)$$

$$W_j = \frac{\sum_{i=1}^{i=p}\lambda_i a_i}{\sum_{i=1}^{i=p}\lambda_i} * 100 \qquad (۱۲)$$

که در آن، PC بیانگر مؤلفه‌های اصلی به صورت ترکیب‌های خطی از نماگرهای $X_p= (x_1, x_2, \ldots, x_p)$ است؛ A' ماتریس بردار ویژه است که در آن، a_{ip} (i=1, 2, …, p) بردار ویژه i ام مربوط به ماتریس همبستگی نماگرها است. اولین مؤلفه اصلی، ترکیب خطی نماگرهایی است که بیشترین واریانس را دارند (از این روی بیشترین توضیح دهندگی را خواهند داشت). مؤلفه اصلی دوم، ترکیب خطی دیگری از نماگرهاست که با مؤلفه اصلی اول، متعامد بوده (بدین معنی که بردارهای ویژه بر یکدیگر عمود هستند) و دومین واریانس را به لحاظ بزرگی و سطح توضیح‌دهندگی خواهد داشت. همین روند برای سایر مؤلفه‌های اصلی نیز برقرار است. درواقع، روش PCA باعث تغییر در محور مختصات نماگرها شده و داده‌های p بُعدی که PCهای متعامد بر یکدیگر دارند را بدست می‌دهد. در این حالت، نخستین مؤلفه اصلی، بیشترین توضیح‌دهندگی را دارد.

در صورت وجود همبستگی بالا، میان برخی از نماگرهای مورد استفاده (و همبستگی پایین، در میان برخی دیگر از نماگرها)، امکان ایجاد اریب در وزن بدست آمده برای هر مؤلفه اصلی وجود دارد. یک روش برای حل این مسئله، اتخاذ PCA دو مرحله‌ای است (چن و وو، ۲۰۱۰: ۶). اما اگر مؤلفه‌های با همبستگی بالا، به‌صورتِ گروه مجزایی مورد سنجش و آزمون قرار گیرند، سپس مؤلفه‌های اصلی بین گروهی (که همبستگی نسبتاً پایینی با یکدیگر خواهند داشت) در مرحله دوم با یکدیگر مورد آزمون و سنجش قرار گیرند، نتیجه دقیق‌تری بدست خواهد آمد. از آنجایی که نماگرهای مرتبط با هر زمینه بررسی (مثلاً نماگرهای اقتصادی)، غالباً از همبستگی بالاتری در مقایسه با نماگرهای ابعاد دیگر و با سایر زمینه‌ها (مثلاً نماگرهای فرهنگی) برخوردارند؛ از این روی با گروه‌بندی و تفکیک نماگرهای هر زمینه، می‌توان نتایج بسیار دقیق‌تری بدست آورد.

در این قسمت با گردآوری ادبیات اقتصادی صورت گرفته، به معرفی و سنجش شاخص ترکیبی توسعه ایران پرداخته شده است. برای این منظور، با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی[3] دو مرحله‌ای از نماگرهای مختلف در ابعاد پنجگانه اقتصادی، زیربنایی، دانش و فناوری، فرهنگی- اجتماعی و بهداشتی طی سال‌های ۱۳۵۸ تا ۱۳۹۳ برای کشور استفاده شده است. در مرحله نخست، مؤلفه‌های اصلی هر گروه (بُعد) بدست آمده است. در گام دوم و با اجرای PCA بر روی مؤلفه‌های اولیه بدست آمده در مرحله قبل، شاخص ترکیبی توسعه به‌طور کلی مشخص شده است. وزن‌های مربوط به هر منطقه در شاخص ترکیبی نهایی، مطابق رابطه بالا (رابطه ۴) است. آمار و اطلاعات لازم برای این پژوهش با استفاده از منابع معتبر آماری از جمله بانک مرکزی جمهوری اسلامی‌ایران و بانک جهانی طی دوره زمانی (۹۳-۱۳۵۸) استخراج شده است.

1. Principal Component Analysis
2. Chen & Woo (2010)
3. Principal Component Analysis (PCA)

جدول ۲. ابعاد و نماگرهای مربوط به هر یک از آنها

گروه (زمینه)	نماگر
اقتصادی	معکوس توزیع درآمد (ضریب جینی درآمدی)
	درآمد سرانه (نسبت کل تولید ناخالص داخلی به جمعیت)
	سرانه سرمایه‌گذاری (خصوصی و دولتی)
دانش و فناوری	نرخ باسوادی
	نرخ ثبت‌نام ناخالص (ضریب پوشش ظاهری) آموزش عالی
	نسبت شاغلین لیسانس و بالاتر به کل اشتغال
زیربنایی	دسترسی به بزرگراه و آزادراه
	تعداد مسافر (ورودی یا خروجی) هواپیمایی به جمعیت
	نسبت اعتبارات تملک دارایی سرمایه‌ای به کل اعتبارات
اجتماعی و فرهنگی	تعداد بیمه‌شدگان اصلی و تبعی به کل جمعیت
	معکوس نسبت سرقت‌های عادی به کل جمعیت
	سرمایه اجتماعی
بهداشتی	نسبتِ ارزش افزوده به ارزش سوخت مصرفی در صنعت
	تعداد پزشک در هر ۱۰ هزار نفر جمعیت
	تعداد تخت بیمارستانی برای هر ۱۰ هزار نفر جمعیت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- یافته‌های تحقیق

قبل از انجام آزمون هم انباشتگی باید مطمئن شد که متغیرهای مورد بررسی، دارای درجه انباشتگی بیشتر از I (1) نیستند. در حالی که متغیرها انباشته از درجه دو یعنی I (2) یا بیشتر باشند، مقدار آماره F محاسبه شده توسط پسران[1] و همکاران (۲۰۰۱) قابل اعتماد نیست (آنگ[2]، ۲۰۰۷: ۴۷۷۴). بنابراین باید پیش از ذکر نتایج این آزمون ها، درجه مانایی متغیرها تعیین شود. در این تحقیق برای تعیین درجه مانایی از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در حالت عرض از مبدأ و بدون روند استفاده شده است. نتایج این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است.

با توجه به نتایج آزمون در جدول (۳)، تمامی متغیرهای این مدل در سطح پایا نیستند. بنابراین دوباره آزمون ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول انجام شده است. مشاهده می‌شود که در تفاضل مرتبه اول، همه متغیرها پایا شده‌اند. در نتیجه از درجه مانایی واحد یعنی I (1) برخوردارند. حال که مرتبه جمع متغیرهای الگو مشخص شد، به برآورد مدل می‌پردازیم. در این تحقیق با به کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) و با استفاده از اطلاعات سری زمانی مربوط به سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۸ ضرایب الگو برآورد شده است. تعداد وقفه‌های بهینه مربوط به متغیرها را می‌توان بر اساس یکی از معیارهای آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC) و حنان کوئین (HQC) تعیین کرد. که در این تحقیق برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه از معیار شوارتز بیزین بهره جسته‌ایم که در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌کند و در نتیجه برای نمونه‌هایی با تعداد مشاهده کم، بسیار مناسب است. ضرایب الگوی ARDL به کمک نرم‌افزار Eviews (9) برآورد شده است.

جدول ۳. نتایج بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

نام متغیر	آماره آزمون	کمّیت بحرانی ٪۵	تفاضل مرتبه اول	آماره آزمون	نتیجه
LDGDP	-۳/۸۰	-۲/۹۵	-	-	I (0)
LIDGDP	-۳/۳۴	-۲/۹۵	-	-	I (0)
GINI	-۴/۷۹	-۲/۹۵	-	-	I (0)
INF	-۴/۰۸	-۲/۹۵	-	-	I (0)
LTRAD	-۳/۱۷	-۲/۹۵	-	-	I (0)
LGDPR	-۱/۲۹	-۲/۹۵	D (LGDPR)	-۷/۱۱	I (1)
LGCGDP	-۰/۱۷	-۲/۹۵	D(LGCGDP)	-۸/۵۸	I (1)
LPOP	-۲/۰۲	-۲/۹۵	D (LPOP)	-۳/۵۹	I (1)
LOILRVU	-۱/۸۴	-۲/۹۵	D (LOILRVU)	-۶/۲۳	I (1)
LM2OP	۳/۱۴	-۲/۹۵	D (LM2OP)	-۲/۹۶	I (1)
DEV	۰/۲۲	-۲/۹۵	D (DEV)	-۴/۱۶	I (1)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

ابتدا با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های پسران و همکاران (۲۰۰۱)، به بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل پرداخته شده است. برای انجام آزمون همگرایی، باید مدل‌های تصحیح خطای نامقید را تخمین بزنیم. مقدار F محاسبه شده زمانی که نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی و نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی به عنوان متغیر وابسته هستند، را با مقادیر بحرانی حد بالا و حد پایین جدول F مقایسه می‌کنیم. اگر مقدار F محاسبه شده از مقدار بحرانی حد بالا بیشتر باشد؛ بنابراین یک رابطه تعادلی

1. Pesaran et al. (2001)
2. Ang (2007)

بلندمدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل آن وجود دارد. در جدول (۴) نتیجه آزمون همگرایی روابط بلندمدت متغیر وابسته مربوط به مدل‌های هشت گانه با متغیرهای مستقل نشان داده شده است. چون در تمامی مدل‌ها، آماره F محاسبه شده از حد بالای F در سطح معنی داری ۰/۰۵ بزرگ‌تر است از این روی وجود روابط بلندمدت و همگرایی بین متغیرهای مستقل و متغیر وابسته مربوط به مدل‌های هشت گانه تأیید می‌شود.

جدول ۴. نتیجه آزمون همگرایی باند

مدل	حدود بحرانی ۵ درصد		آماره‌های F محاسبه شده
	حد بالا	حد پایین	
مدل اول (تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر نسبت مالیات مستقیم به GDP)	۳/۷۹	۲/۶۲	۱۲/۶۹
مدل دوم (تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP)	۳/۳۴	۲/۱۴	۴/۵۲
مدل سوم (تأثیر شاخص توسعه انسانی بر نسبت مالیات مستقیم به GDP)	۳/۷۹	۲/۶۲	۷/۰۱
مدل چهارم (تأثیر شاخص توسعه انسانی بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP)	۳/۷۹	۲/۶۲	۳/۸۳
مدل پنجم (تأثیر نابرابری درآمد بر نسبت مالیات مستقیم به GDP)	۳/۶۱	۲/۴۵	۱۴/۶۹
مدل ششم (تأثیر نابرابری درآمد بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP)	۳/۲۴	۲/۰۴	۷/۵۱
مدل هفتم (تأثیر شاخص ترکیبی توسعه بر نسبت مالیات مستقیم به GDP)	۳/۳۴	۲/۱۴	۱۲/۲۶
مدل هشتم (تأثیر شاخص ترکیبی توسعه بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP)	۳/۷۹	۲/۶۲	۶/۵۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. نتایج برآورد مدل تأثیر تولید ناخالص داخلی سرانه بر درآمد مالیاتی با استفاده از روش (ARDL)

متغیرها	مدل اول	آماره t	مدل دوم	آماره t
LGDPR	۰/۸۵	۵/۴۶	−۵/۴۴	−۲/۳۰
LTRAD	۰/۱۸	۱/۸۵	۴/۳۳	۲/۳۷
INF	−۰/۰۱	−۳/۵۰	−۰/۰۶	−۲/۵۸
LGCGDP	۲/۴۴	۶/۰۰	−۳/۵۵	−۲/۴۹
LPOP	۳/۵۱	۶/۳۹	۲/۴۵	۱/۹۱
D6769	−۰/۱۹	−۳/۴۸	-	-
D7983	−۰/۲۷	−۴/۵۱	-	-
D7991	-	-	−۰/۸۹	−۲/۲۰
C	−۴۶/۰۴	−۷/۱۵	-	-
آماره‌ها	Dw= ۱/۸۰	R^2=۰/۸۲	Dw= ۲/۲۸	R^2=۰/۹۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده در بلندمدت، افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه در کشور بر نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت اما بر نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معناداری گذاشته است. به گونه‌ای که یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی سرانه، نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی را به ترتیب به طور متوسط به میزان ۰/۸۵ و ۵/۴۴− درصد تغییر می‌دهد. نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی در معادله بلندمدت همانند تولید ناخالص داخلی سرانه بر نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و بر نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی تأثیر منفی و معناداری داشته است. همچنین نرخ تورم تأثیر منفی و جمعیت و درجه باز بودن تجاری، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر هر دو نسبت درآمد مالیاتی داشته‌اند.

جدول ۶. نتایج برآورد مدل تأثیر شاخص توسعه انسانی بر درآمد مالیاتی با استفاده از روش (ARDL)

متغیرها	مدل سوم	آماره t	مدل چهارم	آماره t
LGDPR	۰/۴۷	۲/۰۰	۲/۲۶	۴/۶۳
HDI	۰/۰۴	۲/۲۳	۰/۲۰	۲/۸۰
LTRAD	۰/۲۱	۱/۰۶	۰/۰۱	۰/۰۴
LOILRVU	−۰/۲۰	−۳/۴۱	−۰/۴۰	−۲/۰۰
LGCGDP	۰/۵۱	۱/۸۶	۵/۳۶	۳/۲۱
D6267	−۰/۳۲	−۳/۳۵	–	–
D9193	−۰/۳۳	−۴/۴۴	–	–
D5869	–	–	−۰/۸۲	−۲/۷۰
D8589	–	–	−۰/۴۴	−۳/۷۴
C	−۸/۷۷	−۶/۰۸	−۲۵/۶۱	−۵/۲۸
آماره‌ها	Dw= ۱/۹۹	R^2=۰/۷۵	Dw= ۲/۱۸	R^2=۰/۷۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که در جدول (۶) ملاحظه می‌شود در سطح خطای ۵ درصد، متغیرهای شاخص توسعه انسانی، تولید

ناخالص داخلی سرانه، نسبت مخارج مصرفی دولت به تولید ناخالص داخلی تأثیر مثبت و معناداری بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی داشته‌اند اما درآمدهای نفتی کشور تأثیر منفی و معناداری بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی دارد. در نتیجه هر چقدر شاخص توسعه انسانی در کشور بالاتر باشد، درآمد مالیاتی از وضعیت مطلوبتری برخوردار است. این امر نشان‌دهنده این است که بهبود شاخص توسعه انسانی می‌تواند تأثیر زیادی بر بهبود نظام مالیاتی کشور داشته باشد.

جدول ۷. نتایج برآورد تأثیر شاخص نابرابری درآمد بر درآمد مالیاتی با استفاده از روش (ARDL)

متغیرها	مدل پنجم	آماره t	مدل ششم	آماره t
LGDPR	۱/۴۷	۶/۴۵	-۵/۸۹	-۱۱/۱۱
GINI	-۰/۱۱	-۴/۲۹	-۰/۱۸	-۲/۲۲
LTRAD	۰/۲۲	۲/۰۴	۵/۵۲	۱۰/۳۸
INF	-۰/۰۰۲	-۰/۹۴	۰/۰۵	-۶/۵۴
LGCGDP	۲/۹۶	۶/۶۵	-۱/۸۷	-۲/۸۳
LPOP	۳/۰۲	۶/۲۱	۳/۳۵	۱۰/۴۵
C	-۴۱/۵۸	-۶/۶۱	-	-
D8692	-	-	-۰/۳۵	-۲/۸۳
آماره‌ها	Dw= ۱/۷۷	R^2=۰/۸۵	Dw= ۲/۴۳	R^2=۰/۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که اثر شاخص نابرابری درآمد یعنی ضریب جینی بر نسبت مالیات مستقیم و مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی، منفی و معنادار بوده است. این موضوع نشان دهنده این مطلب است که با کاهش نابرابری توزیع درآمد، درآمد مالیاتی در کشور بهبود یافته است.

جدول ۸. نتایج برآورد مدل تأثیر شاخص ترکیبی توسعه بر درآمد مالیاتی با استفاده از روش (ARDL)

متغیرها	مدل هفتم	آماره t	مدل هشتم	آماره t
DEV	۰/۱۹	۳/۷۲	۰/۲۱	۳/۰۰
INF	-۰/۰۱	-۲/۳۸	-۰/۰۱	-۳/۳۱
LGCGDP	۱/۲۶	۶/۸۴	۱/۲۱	۲/۴۰
LOILRVU	-۰/۱۰	-۲/۳۴	-۰/۲۵	-۴/۲۲
LM2OP	۰/۰۱	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۲۰
D6166	-۰/۴۲	-۲/۴۵	-	-
D7982	-۰/۲۴	-۵/۰۵	-	-
D7987	-	-	-۰/۳۸	-۶/۶۲
C	-	-	۰/۶۸	۰/۶۳
آماره‌ها	Dw= ۱/۶۹	R^2=۰/۸۲	Dw= ۲/۴۱	R^2=۰/۸۵

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج بدست آمده در بلندمدت، افزایش شاخص ترکیبی توسعه، نسبت مالیات مستقیم به تولید ناخالص داخلی و همچنین نسبت مالیات غیرمستقیم به تولید ناخالص داخلی را افزایش می‌دهد.

۶- بحث و نتیجه‌گیری

توسعه به معنی گذر از وضعیت نامطلوب به وضعیت مطلوب و به ارمغان آوردن رفاه اجتماعی برای توده‌های مردم است. توده‌های مردم، هنگامی‌از رفاه اجتماعی و اقتصادی برخوردار خواهند بود، که توزیع درآمدها به صورت عادلانه صورت گیرد تا مردم عادی بتوانند نیازهای اقتصادی خود مانند مسکن، غذا، بهداشت و رفاه را تأمین کنند. مالیات وسیله مؤثری برای بسیج منابع موجود جهت نیل به توسعه اقتصادی و نیز تنها وسیله برای کاهش قدرت عوامل سنتی بر روابط اقتصادی، سیاسی و اجتماعی به شمار می‌آید. در کشورهای توسعه یافته بیش از ۹۰ درصد منابع مالی از طریق دریافت مالیات تأمین می‌شود در حالی‌که در برخی از کشورهای کمتر توسعه یافته یا در حال توسعه سهم عمده درآمدهای دولت و کشور از طریق منابع زیرزمینی مانند نفت تأمین می‌گردد. برای داشتن اقتصادی نظام‌مند در کشور بایستی به نقش مالیات و درآمدهای مالیاتی اهمیتی مضاعف داد.

در ادبیات اقتصادی مالیات‌ها، نظرهای مختلفی در مورد ارجح بودن مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد. برخی رویکردها مالیات‌های مستقیم را از جمیع جهات مناسب‌تر از مالیات‌های غیرمستقیم می‌دانند و اصولاً اعتقاد دارند که مالیات‌های غیرمستقیم به علّت عدم توانایی نظام مالیاتی، به تشخیص درآمدهای واقعی به اجبار بر بازارها برقرار می‌شوند. علاوه‌بر این مالیات‌های مستقیم ابزاری برای تغییر توزیع درآمد و نیل به توزیع برابر و مناسب‌تر درآمد است. در مقابل مالیات‌های غیرمستقیم یک روش کسب درآمد برای دولت است.

این مطالعه با هدف بررسی نقش شاخص‌های توسعه بر درآمد مالیاتی ایران طی دوره زمانی ۹۳-۱۳۵۸ انجام گرفته

است. نتایج به دست آمده از تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش خودتوضیح با وقفه‌های گسترده نشان داد که در اقتصاد کشور با نابرابری درآمد کمتر، درآمد مالیاتی بهبود پیدا می‌کند. همچنین با شاخص توسعه انسانی بالاتر، درآمد مالیاتی افزایش می‌یابد. بر اساس شواهد تجربی حاصل از این مطالعه، انتظار می‌رفت درآمد سرانه به عنوان شاخص توسعه یافتگی اثر مثبتی بر درآمد مالیاتی داشته باشد. اما در این مطالعه اثر درآمد سرانه بر نسبت مالیات غیرمستقیم به GDP منفی بوده است. مالیات بر واردات در سال ۱۳۹۳ نسبت به سال ۱۳۸۰ از ۲۸ درصد به ۱۹ درصد کاهش یافته است. کاهش در مالیات بر واردات در چند سال اخیر عمدتاً به‌دلیل کاهش واردات در سایه تحریم‌های اقتصادی بوده است. افزایش ۱۴ درصدی مالیات بر مصرف و فروش از اتفاقات مثبتی است که در نظام مالیاتی رخ داده است. این نوع از مالیات با سهم ۱۷ درصدی در سال ۱۳۸۰ به ۳۱ درصد در سال ۱۳۹۳ رسیده است. افزایش در سهم این نوع از مالیات نشان‌دهنده انتقال مالیات به مصرف‌کننده است که گسترش مالیات بر ارزش افزوده در سال‌های اخیر یکی از مصادیق بارز آن است. در شرایط رکود اقتصادی، قطعاً افزایش درآمدهای مالیاتی نمی‌تواند سیاست مناسبی تلقی شود. لکن باید به چگونگی افزایش و ترکیب درآمدهای مالیاتی توجه کرد. اساساً درآمدهای مالیاتی به دلایل گوناگون از قبیل ارتقای کارایی دستگاه مالیاتی کشور، جلوگیری از فرار مالیاتی، توسعه پایه‌های مالیاتی، فشار غیرمتعارف بر مودیان مالیاتی یا افزایش نرخ‌های مالیاتی می‌تواند افزایش یابد. به نظر می‌رسد که آنچه به وقوع پیوسته، با توجه به ترکیب درآمدهای مالیاتی وصولی که به آنها اشاره شد، عمدتاً ناشی از توسعه پایه مالیاتی و تا حدودی ارتقای کارایی سازمان مالیاتی بوده است.

تأثیر مثبت توسعه اقتصادی را می‌توان از طریق استفاده محتاطانه از بودجه تقویت کرد. با وجود این واقعیت که پروژه‌های توسعه ممکن است زمان طولانی‌تر را صرف کنند تا به نتیجه برسند و در نهایت به بهره‌وری کمک کنند، نگرانی‌های معتبری وجود دارد که چنین هزینه‌هایی معمولاً با احتیاط اجرا نمی‌شوند. به عنوان مثال، محدودیت‌های ظرفیت پذیرش جدی وجود دارد که معمولاً اجرای پروژه را به تأخیر می‌اندازد. علاوه بر این، پروژه‌ها معمولاً با رسوایی و فساد ادغام می‌شوند که منجر به تأخیر و تحویل آثار غیراستاندارد می‌شود. احتمالاً فساد بر انتخاب پروژه، اجرا و کیفیت تأثیر می‌گذارد.

نسبت مالیات به تولید خالص داخلی در ایران ۶ درصد و این رقم در نروژ که یکی از کشورهایی است که کمترین امکان فرار مالیاتی در آن وجود دارد، ۲۰ درصد است. این آمار تطبیقی در کنار آمارهای اقتصادی داخلی نشان می‌دهد که چالش اصلاح نظام مالیاتی یکی از جدی‌ترین چالش‌های پیش روی دولت است و پرداختن به آن با وجود کلیه مسائل و معضلات موجود، همت عالی طلب می‌کند؛ چون به هر حال نمی‌توان منکر این مسئله شد که با وجود تأکیداتی که روی اصلاح نظام مالیاتی در ایران صورت می‌گیرد، هنوز هم مالیات در برنامه‌ریزی‌های مربوط به پیشرفت و توسعه در کشور جایگاهی فرعی دارد.

بررسی روند تحولات مؤلفه‌های اقتصاد ایران، حاکی از آن است که در بعد درآمدی، علاوه بر درآمدهای مالیاتی، درآمد حاصل از فروش نفت و گاز نقش قابل ملاحظه‌ای در تأمین منابع مالی دولت دارد. درآمدهای عمومی دولت طی چهار دهه گذشته، از روندی صعودی برخوردار بوده و به طور خاص، از دهه ۷۰ به بعد، بر سرعت این رشد، افزوده شده است. از میان اجزاء درآمدی دولت، سهم قابل توجه، متعلق به درآمد نفت بوده است. متوسط سهم درآمد نفت در دوران قبل و بعد از انقلاب به ترتیب ۶۳ و ۵۵ درصد بوده است، این در حالی است که متوسط سهم مالیات‌ها در بودجه عمومی دولت طی دوران مذکور به ترتیب ۳۳ و ۳۴ درصد حاصل گردیده است.

بر اساس نتایج به دست آمده، درآمد نفتی بر درآمد مالیاتی تأثیر منفی داشته است. از آنجا که طی دهه‌های گذشته درآمد نفت به عنوان یک منبع عمده در اختیار دولت ایران بوده است، سازماندهی مناسبی برای نظام مالیاتی ایجاد نشده است. اصلاح ساختار نظام مالیاتی چه در زمینه قوانین و چه در زمینه سازماندهی مورد نیاز با هدف تأثیرگذاری بر جهت‌گیری بلندمدت اقتصادی، تأمین مخارج دولت و در نهایت کمک به تحقق استراتژی توسعه اقتصادی لازم و ضروری است. یکی از گزینه‌های مثبت پیش آمده برای اقتصاد داخلی گذر از اقتصاد نفتی و روی آوردن به اقتصاد مالیاتی است که به واسطه تحریم‌های نفتی کشورهای غربی، پیش روی اقتصاد کشورمان قرار گرفته است. شرایط پیش آمده می‌تواند تبدیل به فرصتی شود که اقتصاد ایران را برای همیشه از دام اقتصاد ناسالم نفتی برهاند. بررسی شواهد آماری به خوبی نشان می‌دهد که میان وضعیت موجود نظام مالیاتی در اقتصاد ایران با شرایط مطلوب آن، فاصله وجود دارد. این فاصله با شناسایی مشکلات حاکم بر نظام مالیاتی و سپس تلاش در جهت رفع هر یک از آنها قابل جبران است.

تجارت بین‌الملل همچنان یک منبع مهم درآمدهای مالیاتی است و تلاش‌های مداوم برای تقویت ادغام منطقه‌ای، تسهیل تجارت و از بین بردن موانع تجاری، مالیات‌های تجاری را تقویت می‌کند.

تأمین مالی مخارج عمومی با درآمدهای مالیاتی و همچنین، تدوین یک نظام مالیاتی کارآ با ترکیب مناسب درآمدهای مالیاتی مستقیم و غیرمستقیم، گام‌هایی است که برای اصلاح ساختار مالی دولت و همچنین، کارآ کردن نظام بازتوزیعی اقتصاد، باید برداشته شود. در این زمینه، یکی از مهمترین گام‌هایی که باید در ابتدا برداشته شود گسترش چتر مالیاتی با افزایش پایه‌های مالیاتی و جلوگیری از فرار مالیاتی – به‌خصوص از سوی بنگاه‌های بزرگ– است.

برقراری نظام مطلوب و بهینه مالیاتی، موجب توزیع عادلانه‌تر درآمد و ثروت در بین افراد کشور می شود. برنامه‌های توسعه به خوبی طراحی شده در بلندمدت، می‌توانند به اثربخشی و بهبود کیفیت ساختار نظام مالیاتی منجر شود. واضح است که این یافته‌ها و پیامدهای احتمالی سیاست‌های بالقوه آنها، نیاز به درک عمیق‌تر از درون کشور دارند. مکانیسم‌هایی که این الگوها را ایجاد می‌کنند و این مسئله قطعاً پژوهش‌های آینده را ضروری می‌سازد.

منابع

ثانی، باقر (۱۳۹۲). "برآورد وقفه‌های درآمد مالیاتی مشاغل در استان تهران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۴، ۹۴-۷۳.

رضایی، سعید (۱۳۹۳). "بررسی عوامل اثرگذار بر وصول درآمد مالیاتی در سیستم مالیاتی ایران". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، دانشکده مدیریت.

سایت داده‌های سری زمانی بانک مرکزی به نشانی: http://tsd.cbi.ir.

صامتی، مجید؛ مؤیدفر، رزیتا و هوشمندی، حمید (۱۳۹۴). "شبیه‌سازی اثرات رشدی و رفاهی اصلاحات مالیاتی در ایران: یک تحلیل OLG-CGE". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، شماره ۱، ۱۵۰-۱۲۹.

فرامرزی، ایوب؛ دشتبان فاروجی، مجید؛ حکیمی پور، نادر؛ علیپور، صادق و جباری، امیر (۱۳۹۴). "بررسی رابطه مالیات و رشد اقتصادی، مطالعه موردی ایران و کشورهای عضو اپک و سازمان همکاری‌های اقتصادی (OPEC) و (OECD)". فصلنامه اقتصاد مالی، دوره ۹، شماره ۳۲، ۱۲۲-۱۰۳.

کریمی پتانلار، سعید؛ جعفری صمیمی، احمد و رضایی روشن، اختر (۱۳۹۱). "اثر فساد مالی بر درآمدهای مالیاتی: مطالعه موردی کشورهای منتخب در حال توسعه". *مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۹۰، ۱۷۲-۱۵۱.

گرایی‌نژاد، غلامرضا و چپردار، الهه (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مؤثر بر درآمدهای مالیاتی در ایران". *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۰، ۹۲-۶۹.

نوفرستی، محمد و دشتبان فاروجی، سحر (۱۳۹۶). "بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر درآمدهای مالیاتی دولت و پیش‌بینی تحولات آن به روش الگوی داده‌های ترکیبی با تواتر متفاوت (میداس)". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال ششم، شماره ۲۲، ۷۵-۵۹.

نیکی اسکویی، کامران؛ اسدا... زاده بالی، میررستم و زمانیان، محبوبه (۱۳۸۸). "بررسی نقش مالیات در توضیح نوسانات کسری بودجه". *فصلنامه تخصصی مالیات*، دوره ۵، شماره ۵۳، ۶۸-۳۹.

Adam, A., Kammas, P. & Lapatinas, A. (2015). "Income Inequality and the Tax Structure: Evidence from Developed and Developing Countries". *Journal of Comparative Economics*, *43*(1), 138-154.

Agbeyegbe, T. D., Stotsky, J. & WoldeMariam, A. (2006). "Trade Liberalization, Exchange Rate Changes, and tax Revenue in Sub-Saharan Africa". *Journal of Asian Economics*, 17(2), 261-284.

Aizenman, J., Jinjarak, Y., Kim, J. & Park, D. (2015). "Tax Revenue Trends in Asia and Latin America: A Comparative Analysis". *National Bureau of Economic Research.* NBER Working Paper, No. 21755.

Ajaz, T. & Ahmad, E. (2010). "The Effect of Corruption and Governance on Tax

Revenues". *The Pakistan Development Review*, 49(4), 405-417.

Amir, H., Asafu-Adjaye, J. & Ducpham, T. (2013). "The Impact of the Indonesian Income Tax Reform: A CGE Analysis". *Economic Modelling*, 31, 492-501.

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

Angeles-Castro, G. (2006). "The Effects of Economic Liberalization on Income Distribution: A Panel-Data Analysis". *In Wages, Employment, Distribution and Growth* (pp. 151-180). Palgrave Macmillan UK.

Aschauer, D. A. (1998). "Is Public Expenditure Productive?". *Journal of Monetary Economics*, 23(2), 650-673.

Bahl, R. & Wallace, S. (2005). "Public Financing in Developing and Transition Countries". *Public Budgeting & Finance,* 25(4), 83-98.

Bahl, R. (2004). "Reaching the Hardest to Tax: Consequences and Possibilities". *Contributions to Economic Analysis*, *268*, 337-354.

Barro, R. J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?". *Journal of Political Economy*, *82*(6), 1095-1117.

Baunsgaard, T. & Keen, M. (2010). "Tax Revenue and (or?) Trade Liberalization". *Journal of Public Economics,* 94(9-10), 563-577.

Bhatia, H. L. (2003). "Public Finance". *Vikas Publishing Pvt*, New Delhi.

Bird, R. M. & Zolt, E. M. (2005). "The Limited Role of the Personal Income Tax in Developing Countries". *Journal of Asian Economics,* 16(6), 928-946.

Bird, R. M. (1976). "Assessing Tax Performance in Developing Countries: A Critical Review of the Literature". *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 2, 244-265.

Bird, R. M., Martinez-Vazquez, J. & Torgler, B. (2008). "Tax Effort in Developing Countries and High Income Countries: The Impact of Corruption, Voice and Accountability". *Economic Analysis and Policy*, 38(1), 55-71.

Bornhorst, F., Gupta, S. & Thornton, J. (2009). "Natural Resource Endowments and the Domestic Revenue Effort". *European Journal of Political Economy*, 25(4), 439-446.

Botlhole, T., Asafu-Adjaye, J. & Carmignani, F. (2012). "Natural Resource Abundance, Institutions and Tax Revenue Mobilisation in Sub-Sahara Africa". South *African Journal of Economics*, 80(2), 135-156.

Castro, G. Á. & Camarillo, D. B. R. (2014). "Determinants of Tax Revenue in OECD Countries Over the Period 2001–2011". *Contaduría y administración*, 59(3), 35-59.

Chaudhry, I. S. & Munir, F. (2010). "Determinants of Low Tax Revenue in Pakistan". *Pakistan Journal of Social Sciences*, 30(2), 439-452.

Cooley, T. F. & Ohanin, L. E. (1997). "Postwar British Economic Growth and the Legacy of Keynes". *Journal of Political Economy*, 105(3), 439-472.

Drummond, P., Daal, W., Srivastava, N. & Oliveira, L. (2012). "Mobilizing Revenue in Sub-Saharan Africa: Empirical Norms and Key Determinants". *IMF Working Paper No. 12/108*. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2135987.

Eltony, N. (2002). "The Determinants of Tax Effort in Arab Countries". *Arab Planning Institute.* Working Paper 207.

Feltenstein, A. & Cyan, M. F. (2012). "A Computational General Equilibrium Approach to Sectoral Analysis for Tax Potential: An Application to Pakistan". Working Paper 12-26. *International Center for Public Policy.*

Friedman, M. (1978). "The Limitations of Tax Limitation". *Policy Review*, 5, 7-14.

Ghura, D. (1998). "Tax Revenue in Sub-Saharan Africa: Effects of Economic

Policies and Corruption". *IMF WP/98/135,* PP. 1-25.

Gilbert, S. & Ilievski, B. (2016). "Banks, Development, and Tax". *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *61*, 1-13.

Góra, M. & Rutkowski, M. (2000). "The Quest for Pension Reform: Poland's Security through Diversity". *Working Paper,* No 286, 1-35.

Gupta, A. S. (2007). "Determinants of Tax Revenue Efforts in Developing Countries". *IMF Working Papers*, No. 07/184.

Henry, J. S. (2012). "The Price of Offshore Revisited". *Tax Justice Network*, http://www.taxjustice.net/cms/upload/pdf/ Price_of_Offshore_Revisited_120722. pdf.

Kaplow, L. (1994). "Human Capital under an Ideal Income *Tax". Virginia Law Review*, 80(7), 1477-1514.

Karagoz, K. (2013). "Determinants of Tax Revenue: Does Sectorial Composition Matter?". *Journal of Finance, Accounting and Management*, 4(2), 50-63.

Kiiza, J., Bategeka, L. & Ssewanyana, S. (2011). "Righting Resources-Curse Wrongs in Uganda: The Case of Oil Discovery and the Management of Popular Expectations". *Economic Policy Research Centre*, No. 78, 1-40.

King, P. & Jackson, H. (2000). "Public Finance Implications of Population Ageing". *Department of Finance*, 9, 1-49.

Mawejje, J. & Francis Munyambonera, E. (2016). "Tax Revenue Effects of Sectoral Growth and Public Expenditure in Uganda". *South African Journal of Economics*, 84(4), 538-554.

Mayoral, F. & Uribe, C. A. (2010). "Determinantes Económicos e Institucionales Del Esfuerzo Fiscal en América Latina". *Investigación económica*, *69*(273), 85-113.

Mehlum, H., Moene, K. & Torvik, R. (2006). "Institutions and the Resource Curse". *The Economic Journal*, 116(508), 1-20.

Moore, M. (2013). "Obstacles to Increasing Tax Revenues in Low Income Countries".*International Centre for Tax and Development Working Paper 15.*

Mutascu, M. I. (2014). "Influence of Climate Conditions on Tax Revenues". *Contemporary Economics*, 8(3), 315-328.

Peacock, A. T. & Wiseman, J. (1979). "Approaches to the Analysis of Government Expenditure Growth". *Public Finance Quarterly*, *7*(1), 3-23.

Persson, T. & Tabellini, G. (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?". *The American Economic Review*, 84(3), 600-621.

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

Pessino, C. & Fenochietto, R. (2010). "Determining Countries' Tax Effort". *Revista de Economia Publica*, 195(4), 65-87.

Piancastelli, M. (2001). "Measuring Tax Effort of Developed and Developing Countries: Cross Country Panel Data Analysis 1985-1995". *Working Paper 818. Institute of Applied Economic Research.*

Piketty, T. & Saez, E. (2007). "How Progressive is the US Federal Tax System? A Historical and International Perspective". *The Journal of Economic Perspectives*, *21*(1), 3-24.

Poterba, J. M. (2007). "Income Inequality and Income Taxation". *Journal of Policy Modeling*, *29*(4), 623-633.

Radaev, V. (2005). "Informal Institutional Arrangements and Tax Evasion in the Russian Economy. Networks, Trust and Social Capital: Theoretical and Empirical Investigations from Europe". *Aldershot: Ashgate Pub Ltd*, Book chapter, 189-203.

Ricardo, D. (1891). "Principles of Political

Economy and Taxation". London: *John Murray.*

Romer, P. (1989). "Endogenous Technological Change". *Journal of Political Economy*, 98, 71-102.

Sennoga, E. B., & Matovu, J. (2010). "Public Spending Composition and Public Sector Efficiency: Implications for Growth and Poverty Reduction in Uganda". *Economic Policy Research Centre*, 84(4), 538-554.

Simon, C. J. (1998). "Human Capital and Metropolitan Employment Growth". *Journal of Urban Economics*, *43*(2), 223-243.

Svejnar, J. (2002). "Transition Economies: Performance and Challenges". *Journal of Economic Perspective*, 16(1), 3-28.

Tanzi, V. (1977). "Inflation, Lags in Collection, and the Real Value of Tax". *Staff Papers*, 24(1), 154-167.

Tanzi, V. (1988). "Quantitative Characteristics of the Tax Systems of Developing Countries". *IMF International Monetary Fund.*

Teera, J. M. & Hudson, J. (2004). "Tax Performance: A Comparative Study". *Journal of International Development*, 16(6), 785-802.

Teera, J. M. (2003). "Determinants of Tax Revenue Share in Uganda". *Entre for Public Economics Working. Paper* 09b-03, 1-18.

Thomas, M. A. H. & Trevino, M. J. P. (2013). "Resource Dependence and Fiscal Effort in Sub-Saharan Africa". *International Monetary Fund*. 13(188), 1-18.

Thornton, J. (2014). "Does Foreign aid Reduce Tax Revenue? Further Evidence". *Applied Economics*, 46(4), 359-373.

Torgler, B. (2012). "Tax Morale, Eastern Europe and European Enlargement". *Communist and Post-Communist Studies*, 45(1), 11-25.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و سوم (پیاپی ۳۳)، زمستان ۱۳۹۷ (۱۹۶-۱۸۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 33 (Serial Number 33), January 2019 (183-196)

ارزیابی تأثیر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی در ایران

فاطمه منادی[۱]، *کیومرث سهیلی[۲]، سمیه اعظمی[۳]

۱. کارشناس ارشد رشته علوم اقتصادی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد دانشکده علوم اجتماعی دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران

(دریافت: ۱۳۹٦/٤/۱٤ پذیرش: ۱۳۹۷/۹/۳)

Evaluation of the Effect of Changing Population Age Structures on National Saving in Iran

Fateme Monadi[1], *Kiomars Sohaili[2], Somaye Azami[3]

1. M.A. in Economics, Razi University, Kermanshah, Iran

2. Associate Professor, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran

3. Assistant Professor, Faculty of Social Sciences, Razi University, Kermanshah, Iran

(**Received:** 5/July/2017 **Accepted:** 24/Nov/2018)

چکیده:

یکی از متغیرهای با اهمیت در اقتصاد کلان پس‌انداز ملی است. پس‌انداز ملی به وسیله عوامل متعددی تحت تأثیر قرار می‌گیرد، یکی از این عوامل ساختار سنی جمعیت است. تعیین علمی و کمی میزان تأثیرگذاری ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی از اهمیت خاصی برخوردار است؛ که در این مقاله به آن پرداخته می‌شود. در این پژوهش با تکیه بر فرضیه سیکل زندگی آندو و مودیگلیانی، تأثیر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی در ایران مورد بررسی قرار گرفته است. به همین منظور الگویی برای توضیح پس‌انداز ملی ارائه گردیده و متغیرهای جمعیتی در الگو لحاظ شده است و ضرایب آن با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL) برآورد شده است. الگوی پس‌انداز ملی از دو معادله تشکیل یافته که یکی از این معادله‌ها نشان دهنده رابطه تعادلی بلندمدت و دیگری پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. همچنین به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد گردیده است. برای انجام این تحقیق از داده‌های سری زمانی سالانه و برای دوره زمانی ۱۳۹۵-۱۳۶۳ استفاده می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که ساختار سنی جمعیت، در شکل گیری میزان پس‌انداز ملی عاملی تأثیرگذار است. افزایش نسبت افراد در گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ سال پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد. در مقابل افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال، موجب افزایش پس‌انداز ملی می‌گردد. بیشترین پس‌انداز جامعه توسط گروه میانسال ۴۴-۳۵ سال صورت می‌گیرد. از سوی دیگر، افزایش جمعیت نسبی در گروه سنی ۵۵ سال و بیشتر، مجدداً پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: ساختار سنی جمعیت، پس‌انداز ملی، مدل خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL).

طبقه‌بندی JEL: J11، E21، C22.

Abstract:

One of the important macroeconomic variables is national savings. National saving can be affected by several factors, one of these factors is population age structure. Scientific and quantitative determination of the impact of population age structure on national saving is an important issue that is discussed in this paper. In this study relied on Ando and Modigliani's life-cycle hypothesis, has been analyzed the effect of population age structure transitions on national saving in Iran. For this purpose, a model is proposed to explain the national saving and demographic variables included in the model and coefficients have been estimated using an Auto Regressive Distributed Lag Model (ARDL). National savings model consists of two equations, one of the equations represents the long-run equilibrium relationship and other indicates short-run dynamic. In addition, the method of error correction is used for determining the adjustment speed of dynamic model toward long run equilibrium. Annual time series data for the period 1984-2016 have been used. The findings show that the population age structure is an effective factor in formation of the national savings. Increasing the proportion of people in the age group 20 to 24 years reduces national saving. Against, increasing proportion of population aged 25 to 54 years, will increase in national savings. Most of the savings made by the group aged 35-44 years. On the other hand, the increase of population in the age group 55 years and more, again, reduces national saving.

Keywords: Population Age Structure, National Saving, Auto Regressive Distributed Lag Model (ARDL).

JEL: J11, E21, C22.

* **نویسنده مسئول:** کیومرث سهیلی (این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی ارشد خانم فاطمه منادی می‌باشد که در دانشگاه رازی کرمانشاه انجام شده است و آقای دکتر کیومرث سهیلی استاد راهنما و خانم دکتر سمیه اعظمی استاد مشاور آن بوده است)

*Corresponding Author: Kiomars Sohaili E-mail: ksohaili@razi.ac.ir

۱- مقدمه

در قرن اخیر هم زمان با بهبود شرایط و امکانات زندگی، افزایش قابل توجهی در جمعیت بشر مشاهده شده است. این افزایش جمعیت بدون شک به طور بالقوه بر روی بسیاری از جنبه‌های زندگی نظیر ساختارهای اجتماعی، اقتصادی و سیاسی اثرگذار است. بر همین اساس مطالعات زیادی از دیدگاه علوم مختلف در کشورها انجام شده است که در این میان مطالعات اقتصادی بخش قابل توجهی از این مطالعات را به خود اختصاص می‌دهد. بنابراین مطالعه ساختار سنی جمعیت و تحولات آن در طول زمان به عنوان یکی از مسائل مهم و اثرگذار بر بخش‌های مختلف جوامع از اهمیت خاصی برخوردار است. نوع ترکیب سنی جمعیت در یک جامعه، خود می‌تواند نقش قابل توجهی در روند توسعه و چگونگی رشد اقتصاد آن جامعه ایفا کند؛ از سویی با توجه به این که کشور ایران در گروه کشورهایی قرار می‌گیرد که از جمعیت جوان قابل توجهی برخوردار است و همچنین جمعیت ایران همانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه به دنبال کاهش مداوم و مستمر باروری و افزایش امید به زندگی است، تغییرات اساسی و مهمی را در ساختار سنی خود تجربه می‌کند، که این تغییرات از نظر سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی دارای ملاحظات مهم اقتصادی و اجتماعی است. و همچنین با توجه به اینکه پس‌انداز نقش بسیار مهمی در تشکیل سرمایه و رشد و توسعه اقتصادی هر کشور بازی می‌کند. هر کشوری برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی به سرمایه‌گذاری نیاز دارد و شرط لازم برای سرمایه‌گذاری، پس‌انداز است؛ به همین دلیل این مطالعه تلاش می‌کند، جمعیت و مؤلفه‌های آن را به عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار بر پس‌انداز ملی در ایران مورد کاوش و ارزیابی قرار دهد و با تفکیک جمعیت کشور به گروه‌های متفاوت از لحاظ ساختار سنی، تأثیر هر گروه بر پس‌انداز ملی برآورد گردد. بنابراین سؤال اصلی در این تحقیق این است که تغییر در ساختار سنی جمعیت ایران چه تأثیری روی پس‌انداز ملی کشور خواهد داشت؟ به عبارت دیگر هدف اصلی این تحقیق برآورد تأثیرات اقتصادی تغییرات ساختار سنی جمعیت یا پنجره جمعیتی بر پس‌انداز ملی در ایران است. نتایج این تحقیق می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های بلندمدت کشور مورد استفاده قرار گیرد. بهره‌گیری از نتایج این تحقیق بستر مناسبی برای استفاده از فرصت‌های جمعیتی کشور و کاهش تهدیدهای ناشی از آن را فراهم می‌آورد. برای تبیین این موضوع در ادامه ابتدا مروری بر ادبیات تحقیق و پیشینه آن خواهد شد. در بخش سوم روش شناسی انجام مطالعه معرفی می‌گردد. در بخش چهارم برآوردها و نتایج معرفی و بحث خواهند شد و در بخش پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

در علم جمعیت شناسی معمولاً منظور از جمعیت، تجمعی از افراد انسانی است که در منطقه‌ای معین (روستا، شهر، شهرستان، استان یا کشور) زندگی می‌کنند و پایگاه سیاسی، شرایط ملی و قومی واحدی دارند (تقوی، ۱۳۷۸: ۳). ساختار سنی جمعیت نیز به صورت الگویی که بر اثر طبقه‌بندی مردم بر حسب سن و سال آنها، به وجود می‌آید، قابل تعریف است.

مسائل جمعیتی به ویژه ساختار سنی جمعیت، از اهمیت ویژه‌ای در مسیر رشد و توسعه جوامع برخوردار است (مهرگان و رضایی، ۱۳۸۸: ۱۴۵).

بیش‌تر مطالعات اقتصادی که در حوزه جمعیت انجام پذیرفته است به بررسی جمعیت در قالب کلی یا رشد جمعیت و اثرگذاری آن بر سایر متغیرهای اقتصادی پرداخته است، در صورتی که نوع ترکیب سنی جمعیت در یک جامعه خود می‌تواند نقش قابل توجهی در روند توسعه و چگونگی رشد اقتصاد آن جامعه ایفا کند. و از آن جایی که رفتار اقتصادی و نیازهای مردم در مراحل مختلف زندگی تفاوت می‌کند، تغییرات در ساختار سنی یک کشور می‌تواند اثرات معنی داری بر عملکرد اقتصادی آن کشور داشته باشد (بلوم و همکاران[1]، ۲۰۰۳: ۳).

در جوامعی که ساختار سنی آنها در طول زمان تغییر چندانی نکرده و هرم سنی آنها تقریباً استوانه‌ای شکل است، در نظر نگرفتن متغیر ساختار سنی جمعیت در تبیین تغییرات متغیرهای اقتصاد کلان مشکل ساز نیست، ولی در جامعه ایران که با انفجار جمعیتی دهه ۱۳۶۰ مواجه بوده است، توجه به تغییر ساختار سنی جمعیت به عنوان یکی از عوامل مهم تأثیرگذار بر متغیرهای کلان اقتصادی بسیار حائز اهمیت است.

تفاوت و تمایز کشورها در میزان توسعه یافتگی، به توانایی

1. Bloom et al. (2003)

آنها در سرمایه‌گذاری، تشکیل سرمایه و تولید محصول مرتبط است و تأمین منابع برای سرمایه‌گذاری بستگی تام و تمام به میزان پس‌انداز جامعه دارد. برای تحقق سرمایه‌گذاری، ابتدا باید پس‌انداز تشکیل شود و سپس این پس‌انداز در بخش‌هایی از اقتصاد که دارای مزیت نسبی هستند، سرمایه‌گذاری شود. اگر پس‌انداز به عنوان نیروی بالقوه اقتصاد به طور صحیح و مناسب به چرخه تولید وارد شود یا به عبارتی بهتر، پس‌اندازهای جامعه به سرمایه‌گذاری تبدیل شود، رشد و شکوفایی اقتصاد را در بر خواهد داشت (شهرکی و همکاران، ۱۳۸۹: ۶۸).

به طور کلی، پس‌انداز یکی از متغیرهای کلیدی کلان اقتصادی بوده و به دلیل تأثیر تعیین کننده آن در رشد اقتصادی اهمیتی فراوان دارد. به همین دلیل موضوع پس‌انداز و چگونگی افزایش آن یکی از موضوعات مورد توجه مسئولین اقتصادی کشورها بوده و در کانون توجه مطالعات اقتصادی قرار گرفته است (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۰: ۱۰۰).

پس‌انداز در لغت به مفهوم پولی است که از صرفه‌جویی در هزینه‌ها به دست می‌آید. بیشتر اقتصاددانان فزونی درآمد نسبت به مصرف را پس‌انداز می‌خوانند. به عبارت دیگر، پس‌انداز نشان دهنده آن بخش از درآمدهای افراد می‌باشد که خرج نشده است. اما در تحلیل‌های اقتصاد کلان مفهوم صحیح پس‌انداز را باید از جریان دایره‌وار تولید و درآمد ملی فهمید (مجتهد و کرمی، ۱۳۸۲: ۴).

پس‌انداز نقش بسیار مهمی در تشکیل سرمایه و رشد و توسعه اقتصادی هر کشور بازی می‌کند. هر کشوری برای رسیدن به رشد و توسعه اقتصادی به سرمایه‌گذاری نیاز دارد و شرط لازم برای سرمایه‌گذاری، پس‌انداز است؛ بنابراین تغییر در ساختار سنی جمعیت، عاملی است که میزان پس‌انداز ملی را به نحو بارزی تغییر داده، تأثیر قابل توجهی را بر سرمایه گذاری و رشد اقتصادی برجای می‌گذارد. در این زمینه مطالعات متعددی صورت گرفته است که به بعضی از این مطالعات اشاره می‌شود.

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر پایه تئوری دوران زندگی است. این مدل بر این نکته تأکید دارد که در دوره‌های مختلف زندگی، میزان درآمد فرق می‌کند و پس‌انداز به مصرف‌کننده این امکان را می‌دهد که در طول عمر خود، درآمد یک دوره را که زیاد است به دوره دیگر که درآمد کمتر است، منتقل کند. این مدل اهمیت بافت جمعیتی را در توضیح مصرف و پس‌انداز مورد تأکید قرار می‌دهد. در صورت عدم وجود انگیزه باقی گذاشتن ارث و با فرض ایستا بودن جمعیت، نظریه دوران زندگی دلالت بر این دارد که پس‌انداز خالص کل برابر صفر است و پس‌انداز منفی افراد کم سن و سال و سالخوردگان با پس‌انداز مثبت افراد میانسال جبران می‌شود. بر این اساس اگر جمعیت جامعه به طور متوسط، تعداد زیادی از افراد میانسال که درآمدهای بالاتری کسب می‌کنند را شامل باشد، پس‌انداز ملی افزایش خواهد یافت.

در این مقاله با تفکیک جمعیت ایران به گروه‌های متفاوت از لحاظ ساختار سنی تأثیر هر گروه بر پس‌انداز ملی برآورد می‌گردد. نتایج این تحقیق می‌تواند در برنامه‌ریزی‌های بلندمدت کشور مورد استفاده قرار گیرد. بهره‌گیری از نتایج این تحقیق بستر مناسبی برای استفاده از فرصت‌های جمعیتی کشور و کاهش تهدیدهای ناشی از آن را فراهم می‌آورد.

پاندی[1] معتقد است که تغییر در ساختار سنی جمعیت اغلب منجر می‌شود که کشورهای آسیایی از میان یک مسیر که پنجره فرصت یا پاداش جمعیتی نامیده می‌شود عبور کنند. تحلیل‌ها، سرعت و مدت زمان انتقال ساختار سنی در کشورهای آسیایی برگزیده و رابطه آنها با پنجره فرصت را به روشنی نشان می‌دهند. همچنین مشاهده شده است که مدت زمان فرصت جمعیتی رابطه منفی با سرعت کاهش باروری دارد. کشورهای با انتقال سریع ممکن است سریعاً با جمعیت پیر مواجه شوند که در این صورت این کشورها باید این بخش از مردم جامعه را برای کسب سود اقتصادی تنظیم کنند (پاندی، ۲۰۰۹: ۲۲).

یوجی[2] در مقاله خود به بررسی رفتار پس‌اندازی سالمندان در ژاپن پرداخته و سپس اقدام به ارائه برخی اطلاعات در این زمینه کرده است. نتایج به دست آمده که مطابق با مدل چرخه زندگی است، نشان می‌دهد که نه تنها سالمندان بازنشسته، بلکه سالمندانی که مشغول به کارهستند نیز پس‌انداز نمی‌کنند، علاوه بر این یک افزایش ناگهانی در قطع پس‌انداز سالمندان بازنشسته در سال ۲۰۰۰ وجود دارد؛ که دلایل این کاهش عمدتاً، کاهش امنیت اجتماعی، افزایش در هزینه‌های مصرف و

1. Pandey (2009)
2. Yuji (2010)

افزایش مالیات و حق بیمه‌های اجتماعی است (یوجی، ۲۰۱۰: ۱۵۱).

پارک و همکاران در مطالعه خود مدلهایی را تبیین می‌کنند که با استفاده از این مدل‌ها چگونگی تأثیر افزایش سن جمعیت برمصرف و پس‌انداز در ایالات متحده توضیح داده می‌شود. نتایج به دست آمده از این مقاله حاکی از آن است که تأثیر توزیع سن بر سطح مصرف و نرخ پس‌انداز سازگار با فرضیه چرخه زندگی است (پارک و همکاران[1]، ۲۰۱۰: ۱۶۵).

بلوم[2] در بررسی مفاهیم و پویایی جمعیت و رشد اقتصادی در هند به این نتیجه می‌رسد که تغییر جمعیت هند فرصت‌های اقتصادی جدیدی را ایجاد کرده است. سن افراد مشغول به کار می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر بگذارد. انتخاب‌های سیاسی می‌تواند درک هند را از سود اقتصادی ناشی از تغییرات جمعیت بیشتر سازد به طوری که اگر آنها نتوانند از فرصت‌های ایجاد شده ناشی از تغییر جمعیت استفاده کنند، این حالت می‌تواند منجر به رکود اقتصادی شود (بلوم، ۲۰۱۱: ۶۵).

یوجی و ترادا[3] در پژوهش خود نرخ‌های پس‌انداز داخلی ۱۲ اقتصاد در حال توسعه در آسیا را در طی سال‌های ۱۹۶۶ تا ۲۰۰۷ بررسی می‌کنند و نتایج حاصل از این بررسی نشان می‌دهد که نرخ پس‌انداز در این اقتصادها به طور کل بالا بوده است و این تفاوت از اقتصادی به اقتصاد دیگر قابل توجه بوده است و عوامل اصلی تأثیرگذار بر این نرخ، ساختار سنی جمعیت (بخصوص نرخ وابستگی به سن)، سطح درآمد و سطح توسعه بخش مالی است. آنها همچنین نرخ‌های پس‌انداز داخلی همان اقتصادها را در طی ۲۰ سال (۲۰۱۱–۲۰۳۰) پیش‌بینی کردند و دریافتند که به طور کلی نرخ پس‌انداز در این اقتصادها تقریباً ثابت می‌ماند (یوجی و ترادا، ۲۰۱۲: ۱۲۸).

کهو[4] به مطالعه این که آیا نسبت وابستگی بر نرخ پس‌انداز داخلی در آفریقا تأثیرگذار است؟ می‌پردازد و این موضوع را برای ۱۶ کشور آفریقایی با استفاده از آزمون هم انباشتگی انجام می‌دهد. یافته‌های او حاکی از آن است که تغییر در اندازه جمعیت غیرشاغل در تبیین مسیر آینده نرخ پس‌انداز داخلی در آفریقا بسیار مهم است و افزایش بار تکفل باعث نرخ پس‌انداز منفی در ۹ کشور و نرخ پس‌انداز مثبت در ۲ کشور است و برای ۵ کشور باقیمانده هیچ مدرکی دال بر این که بار تکفل اثری بر روی نرخ پس‌انداز داشته باشد مشاهده نشد (کهو، ۲۰۱۲: ۶۹).

لوایساکا و اکادا[5] در مقاله خود به بررسی علت کاهش نرخ‌های پس‌انداز در ژاپن می‌پردازند و معتقدند که کاهش در نرخ‌های پس‌انداز ژاپن که پس از بحران بانکی داخلی ۱۹۹۷ به شدت شتاب پیدا کرد اما بعد از آن دوباره از حدود سال ۲۰۰۴ تنزل پیدا کرد، نمی‌تواند به وسیله روند یکنواخت مسن شدن جمعیت به تنهایی توضیح داده شود. آنان بر پایه چرخه زندگی مودیگلیانی و درآمد دائمی فریدمن بدین نتیجه می‌رسند که کاهش قابل توجه در رشد درآمد خانوارها در اواخر ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۰ نقش عمده‌ای در کاهش شدید نرخ‌های پس‌انداز در ژاپن ایفا می‌کند. همچنین با استفاده از داده‌های درآمد و مصرف خانوارها و بررسی مخارج آنها درمی‌یابند که تغییرات نرخ‌های پس‌انداز گروه‌های سنی مختلف در پاسخ به شوک‌های درآمد به نوسانات اخیر کمک کرده است. و به طور خاص کاهش درآمد خانوارهای مسن‌تر سهم عمده‌ای در کاهش نرخ پس‌انداز کل ایفا می‌کند (لوایساکا و اکادا، ۲۰۱۲: ۱۶۳).

دوکر و همکاران[6] در مقاله خود عوامل جمعیتی تأثیرگذار بر پس‌انداز را برای سال‌های ۲۰۱۳–۱۹۹۳ با استفاده از تحلیل داده‌های پانل برای ۲۰ اقتصاد در حال گذار مورد ارزیابی قرار می‌دهند. در اقتصادهای در حال گذار، متغیرهای نسبت وابستگی (کلی، جوانان و سالخوردگان)، رشد تولید ناخالص داخلی سرانه، تراکم جمعیت، نسبت جمعیت شهرنشین از کل جمعیت، مشارکت زنان در نیروی کار و نرخ بیکاری؛ متغیرهای جمعیتی تعیین کننده و مؤثر بر متغیر پس‌انداز هستند. از میان متغیرهای مذکور، تأثیر متغیرهای نرخ بیکاری، نسبت وابستگی در سالمندان و تراکم جمعیت بر پس‌انداز منفی و سایر متغیرها با پس‌انداز، همبستگی مثبت دارند (دوکر و همکاران، ۲۰۱۶: ۲۷۵).

مجتهد و کرمی به بررسی اثر متغیرهای رشد اقتصادی، درآمد سرانه، بار تکفل، تورم و تحولات ناشی از انقلاب بر نرخ پس‌انداز در اقتصاد ایران برای دوره زمانی ۱۳۷۹–۱۳۳۸ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از برآورد این الگو نشان می‌دهد که اثر متغیر بار تکفل بر پس‌انداز منفی است، لذا هر چه رشد جمعیت

1. Park et al. (2010)
2. Bloom (2011)
3. Yuji & Terada (2012)
4. Keho (2012)
5. Lwaisaka & Okada (2012)
6. Doker et al. (2016)

بالاتر باشد یا نرخ بیکاری افزایش یابد باعث افزایش بار تکفل و در نتیجه کاهش پس‌انداز خواهد شد (مجتهد و کرمی، ۱۳۸۲: ۱).

عرب مازار و کشوری شاد نیز در بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی ایران در دوره ۱۳۸۱-۱۳۳۸، نتیجه می‌گیرند که یک درصد افزایش نرخ رشد نسبت جمعیت ۶۴-۱۵ سال به کل جمعیت در بلندمدت، درآمد سرانه را به میزان ۱/۲۷ درصد رشد خواهد داد. همچنین، یک درصد رشد نسبت نیروی کار شاغل به جمعیت در سن کار، باعث ۱/۸۹ درصد رشد درآمد سرانه در بلندمدت خواهد شد (عرب مازار و کشوری شاد، ۱۳۸۴: ۲۷).

نوفرستی و مدنی تنکابنی با بهره‌گیری از فرضیه دوران زندگی آندو-مودیگلیانی، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی را به صورت تجربی با استفاده از روش همجمعی و به کمک داده‌های سری زمانی سال‌های ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۲، مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی به گونه بارزی از تغییرات در توزیع سنی جمعیت تأثیر می‌پذیرد. همچنین این ادعا در فرضیه دوران زندگی آندو-مودیگلیانی که گروه سنی میان سال تأمین کننده پس‌انداز مؤثر جامعه است در مورد ایران تأیید می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده، بیشترین پس‌انداز توسط افرادی که در محدوده سنی ۳۰ تا ۴۵ سال هستند صورت می‌گیرد (نوفرستی و مدنی تنکابنی، ۱۳۸۵: ۱۰۶).

نوفرستی و احمدی با تکیه بر فرضیه دوران زندگی آندو-مودیگلیانی، عوامل مؤثر بر پس‌انداز ملی را برای سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۴۵ مورد بررسی قرار دادند. نتایج مؤید آن است که ساختار سنی جمعیت، عامل مؤثری در شکل‌گیری میزان پس‌انداز ملی است. افزایش نسبت جمعیت افراد بین ۱۵ تا ۲۴ سال در جامعه، پس انداز ملی را کاهش می دهد. در مقابل، افزایش جمعیت نسبی در سنین ۲۵ تا ۵۴ سال موجب افزایش پس‌انداز ملی می‌گردد و از سوی دیگر، افزایش جمعیت نسبی در گروه سنی ۵۵ سال و بیشتر، مجددا پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد (نوفرستی و احمدی، ۱۳۸۷: ۴۳).

هوشمند و نیکوقدم در یک مطالعه، اثر جمعیت هر یک از گروه‌های سنی سه‌گانه و همچنین بار تکفل سنین جوان و پیر بر درآمد سرانه را از طریق وارد کردن کانال‌های اثرگذاری آن گروه سنی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن است که ۱٪ افزایش در سهم جمعیت زیر ۱۵ سال از کل جمعیت، منجر به کاهش حدود ۰,۰۹٪ در درآمد سرانه می‌شود. همچنین ۱٪ افزایش در سهم جمعیت ۶۴-۱۵ سال از کل جمعیت، منجر به افزایش حدود ۰,۰۲٪ در درآمد سرانه می‌شود. از سوی دیگر ۱٪ افزایش در سهم جمعیت بالای ۶۵ سال از کل جمعیت، منجر به کاهش حدود ۰,۸٪ در درآمد سرانه می‌شود (هوشمند و نیکوقدم، ۱۳۹۱: ۱۷۹).

محمدپور و همکاران در مقاله خود به بررسی ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۴۵ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل تجربی حاکی از آن است که اثر نرخ رشد کلی جمعیت و نرخ رشد جمعیت فعال بر روی نرخ رشد درآمد سرانه، منفی است و بقیه متغیرها اثر مثبت و معنی داری بر رشد اقتصادی کشور در بلندمدت دارند (محمدپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰۱).

قیصری و سالاروند در مقاله خود به بررسی ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی و مصرف در ایران طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۴ پرداخته‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، حاکی از آن است که افزایش نسبت جمعیت افراد بین ۱۵-۰ سال و ۶۵ سال به بعد در جامعه، پس‌انداز ملی را کاهش می‌دهد و مصرف را افزایش می‌دهد. در مقابل، افزایش جمعیت در سنین ۶۴-۲۵ سال موجب افزایش پس‌انداز ملی می‌گردد (قیصری و سالاروند، ۱۳۹۴: ۱).

محمدی و همکاران در پژوهشی اثرات طول عمر و نرخ وابستگی افراد مسن بر پس‌انداز را با استفاده از الگوی Panel ARDL در قالب سه مدل، PMG، MG و DFE بررسی نموده‌اند. نتایج این پژوهش که برای ۲۱ کشور در فاصله زمانی ۲۰۱۳-۱۹۷۱ انجام شده است، نشان می‌دهد که در بلندمدت متغیرهای جمعیتی نقش مهمی در تشریح تفاوت‌ها در پس‌انداز در طول زمان و در میان کشورها بازی می‌کنند. مطابق با مدل سیکل زندگی، ارتباط بلندمدت مثبت بین طول عمر و پس‌انداز و ارتباط منفی بین نرخ وابستگی افراد مسن و پس‌انداز وجود دارد. در کوتاه‌مدت نیز از میان دو متغیر جمعیتی، تنها متغیر نرخ وابستگی سنی افراد مسن معنی‌دار است و علامت مورد انتظار

را دارا می‌باشد (محمدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

۳- روش‌شناسی

در این بخش به تصریح مدل و معرفی متغیرها پرداخته می‌شود. هدف این پژوهش بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز ملی است. در برآورد ضرایب الگوی پس‌انداز تصریح شده، از آمار سری زمانی سال‌های ۹۳-۱۳۶۳ بهره گرفته شده است. از آنجا که حجم نمونه مورد استفاده چندان بزرگ نیست و ممکن است ضرایب برآورد شده با مشکل تورش مربوط به نمونه‌های کوچک مواجه باشند، لذا برای رفع این تورش، از الگوی خودرگرسیون برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده شده و در نهایت با استفاده از رابطه تعادلی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد شده است تا پویایی‌های کوتاه‌مدت و چگونگی رفتن به سمت تعادل بلندمدت تشریح شود. شایان ذکر است که تفاوت در روش و مدل مورد استفاده در این پژوهش را می‌توان به عنوان نوآوری آن قلمداد نمود. البته عنوان این تحقیق نیز متمایز از اغلب پژوهش‌های داخلی است.

در این پژوهش، همان گونه که در قسمت مبانی نظری اشاره شد، تصریح الگوی پس‌انداز، بر اساس فرضیه دوران زندگی صورت می‌گیرد. بر اساس این فرضیه پس‌انداز ناخالص ملی به عنوان متغیر وابسته، تابعی از درآمد، ثروت و ساختار سنی جمعیت در نظر گرفته شده است. آمار مربوط به پس‌انداز ناخالص ملی از تفاضل بین تولید ناخالص ملی و مجموع هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی و دولتی، بدون در نظر گرفتن نتیجه رابطه مبادله بازرگانی، به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ به دست آمده است. GDP واقعی بدون نفت به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳، به جای متغیر توضیحی درآمد مورد استفاده قرار گرفته است. به جای متغیر ثروت نیز از آمار نقدینگی استفاده شده که به کمک شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۸۳ تعدیل شده است. شایان ذکر است که نقدینگی صرفاً شامل حجم پول و شبه پول بوده که تنها بخشی از ثروت است. ثروت علاوه بر نقدینگی شامل سایر اقلام دارایی از قبیل ارزش اوراق بهادار و سرمایه‌های فیزیکی نیز هست. اما از آنجایی که طبق آمار، روند تغییرات حجم نقدینگی و میزان ثروت هم جهت است، بنابراین در تحلیل‌های سیکل زندگی، استفاده از حجم نقدینگی به جای میزان ثروت به دلیل هم‌سو بودن روند تغییرات حجم نقدینگی و ثروت، ایراد خاصی ایجاد نمی‌کند و می‌توان از نقدینگی به عنوان پراکسی ثروت، استفاده کرد. متغیر ساختار سنی جمعیت که در این تحقیق از داده‌های مربوط به جمعیت بر حسب گروه‌های سنی ۴ ساله، شامل گروه سنی ۲۴-۲۰ ساله، ۲۹-۲۵ ساله، ... و ۶۵ ساله به بالا استفاده می‌شود. آمار مربوط به جمعیت بر حسب گروه‌های سنی ۴ ساله فقط در مقاطع سرشماری توسط مرکز آمار ایران جمع‌آوری و منتشر می‌شود. از این رو، لازم است که ابتدا جمعیت گروه‌های سنی مختلف در فواصل بین مقاطع سرشماری برآورد شود. برای این منظور از تابع نمایی مربوط به تحول جمعیتی استفاده و آمار مربوط به آن برآورد شده است. فرمول کلی مدل رشد نمایی جمعیت به صورت زیر می‌باشد:

$$p_n = p_0(1+r)^n$$

P_n جمعیت در سال مقصد، p_0 جمعیت در سال مبدأ، n فاصله زمانی بین سال مبدأ و سال مقصد، r رشد سالانه جمعیت و فرمول آن به صورت زیر است:

$$r = (\sqrt[n]{\frac{p_n}{p_0}} - 1) \times 100$$

درآمد مهمترین متغیر تأثیرگذار بر پس‌انداز است. خانوارهای با درآمد پایین، قدرت پس‌انداز نداشته و تنها در دهک‌های درآمدی بالاتر، انتظار پس‌انداز بیش‌تری وجود دارد. بر اساس فرضیه فوق، جریان درآمدی فرد به طور عادی در اوایل و اواخر زندگی که بهره‌وری کار او کم است، چندان زیاد نیست. اما در اواسط زندگی، همراه با بهره‌وری بالا، سطح درآمد او نیز، در حد بالایی قرار می‌گیرد. به عبارتی دیگر، در اوایل و اواخر دوران زندگی، پس‌انداز منفی و در دوره میانی پس‌انداز، مثبت است. بنابراین رابطه بین پس‌انداز و درآمد یک رابطه مستقیم است. اندیشه این است که افراد دوست دارند طی دوره عمر خود مصرف را یکنواخت سازند، به گونه‌ای که وقتی درآمدشان پایین است (در سنین جوانی و پیری) از پس‌انداز خود استفاده و زمانی که درآمدشان بالاست، پس‌انداز کنند.

خالص ارزش دارایی‌های حقیقی خانوار (ثروت)، دومین عامل مهم تأثیرگذار بر پس‌انداز است. پس‌انداز و دارایی عمدتاً به منظور ذخیره و احتیاط صورت می‌گیرند، با این تفاوت که

درجه نقدینگی دارایی، کمتر است. هر چه ثروت بیشتر باشد، شخص کمتر احتیاج پیدا می‌کند که پس‌انداز کند. چون ثروت او می‌تواند تا حد زیادی پاسخگوی نیازهای ضروری وی باشد. به عبارت دیگر، با افزایش ثروت، خانوارها تمایل پیدا می‌کنند که نسبت بیشتری از درآمد خود را خرج کنند، و بنابراین نسبت کم‌تری از این درآمد پس‌انداز می‌شود. از همین رو، انتظار می‌رود که ارتباط ثروت و پس‌انداز یک ارتباط معکوس باشد.

در کنار متغیرهای درآمد و ثروت، متغیر دیگری که اثر قابل توجهی بر پس‌انداز دارد، ساختار سنی جامعه است. طبق فرضیه دوران زندگی، انتظار می‌رود که پس‌انداز در اوایل و اواخر زندگی فرد که بهره‌وری او کم است، منفی و در میانسالی که بهره‌وری وی بالاست، مثبت باشد.

از آنجا که ساختار سنی جمعیت در ایران طی دهه‌های اخیر تغییرات قابل توجهی داشته است، لازم است این تحولات در قالب متغیرهای جمعیتی در الگو لحاظ شود. در ساخت متغیرهای جمعیتی برای ایران که در ادامه به تشریح آن پرداخته شده است، از روشی که فیر و دومینگوئز (۱۹۹۱) ارائه کرده‌اند، بهره گرفته شده است.

مرکز آمار ایران، آمار جمعیت کشور را در قالب گروه‌های سنی ۴-۰ ساله، ۹-۵ ساله، ... و ۸۵ سال به بالا منتشر می‌کند که در مجموع ۱۸ گروه سنی را تشکیل می‌دهند. با در نظر گرفتن این فرض که افراد صاحب درآمد در گروه‌های سنی ۲۰ ساله و بیشتر قرار دارند، نسبت جمعیت در۱۰ گروه سنی ۲۴-۲۰ ساله، ۲۹-۲۵ ساله، ... و ۶۵ ساله به بالا برای لحاظ کردن تغییرات ساختار سنی جمعیت در نظر گرفته شده و الگوی پس‌انداز زیر تصریح شده است:

(۱)

$$LS_t = X_t\beta + \alpha_1 P_{1t} + \alpha_2 P_{2t} + \cdots + \alpha_j P_{jt} + U_t = X_t\beta + \sum_{j=1}^{10} \alpha_j P_{jt} + U_t$$

$$t = 1.2.\ldots.T \ , \quad j = 1.2.\ldots.10$$

که در آن LS_t لگاریتم پس‌انداز، X_t بردار لگاریتم متغیرهای توضیحی، β بردار ضرایب مربوط به این متغیرها، $P_{jt} = \frac{N_{jt}}{N_t}$ نسبت جمعیت گروه سنی j به کل جمعیت فعال در زمان t ، α_j ها ضرایب نسبت‌های جمعیتی و U_t جمله اخلال است.

وجود ده متغیر جمعیتی در معادله پس‌انداز فوق سبب می‌شود تا درجات آزادی به هنگام برآورد ضرایب الگو کاهش زیادی یافته و ضرایب برآورد شده از اعتبار لازم برخوردار نباشند. از این رو لازم است به گونه‌ای تعداد متغیرهای جمعیتی را در الگو به حد قابل قبولی کاهش داد. برای این منظور فرض‌هایی را برای مقادیر α_jها قائل شده و به صورت قید در الگو لحاظ شده‌اند.

چنانچه این اعتقاد وجود داشته باشد که پس‌انداز به تدریج با افزایش سن افزایش یافته، به ماکزیمم خود می‌رسد و سپس نزول می‌کند، می‌توان برای مقادیر α_j تابع درجه دومی به صورت زیر را قائل بود:

(۲)

$$\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2 \quad \gamma_1 > 0 . \gamma_2 < 0$$

در عین حال اگر نسبت جمعیت در گروه‌های سنی مختلف همواره ثابت باقی بماند، اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز، صفر خواهد بود. پس می‌توان نوشت:

(۳)

$$\sum_{j=1}^{10} \alpha_j = 0$$

در اختیار داشتن ضرایب γ_0، γ_1 و γ_2 در تابع درجه دوم فوق این امکان را فراهم می کند که بتوان مقادیر ضرایب α_j را محاسبه کرده و اثر تغییر نسبت جمعیت در هر یک از گروه‌های سنی ده‌گانه را بر پس‌انداز مشخص نمود.

با جایگذاری قید چند جمله‌ای درجه دوم در قیدی که مجموع ضرایب α_j را برابر صفر قرار می‌دهد، می‌توان مقدار ضریب γ_0 را به صورت زیر به دست آورد:

(۴)

$$\gamma_0 = -\gamma_1 (\tfrac{1}{10}) \sum_{j=1}^{10} j - \gamma_2 (\tfrac{1}{10}) \sum_{j=1}^{10} j^2$$

اکنون اگر در رابطه $\sum_{j=1}^{10} \alpha_j$، عبارت‌های α_j و همچنین γ_0 جایگذاری شوند، عبارت زیر حاصل خواهد شد:

(۵)

$$\sum_{j=1}^{10} \alpha_j P_{jt} = \gamma_1 (\sum_{j=1}^{10} j P_{jt} - \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} j \sum_{j=1}^{10} P_j) + \gamma_2 (\sum_{j=1}^{10} j^2 P_{jt} - \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} j^2 \sum_{j=1}^{10} P_j)$$

چنانچه عبارت‌های داخل پرانتز را به ترتیب Z_t^1 و Z_t^2 بنامیم، خواهیم داشت:

(۶)

$$\sum_{j=1}^{10} \alpha_j P_{jt} = \gamma_1 Z_t^1 + \gamma_2 Z_t^2$$

با لحاظ کردن عبارت فوق در تابع پس‌انداز، معادله (۱) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

(۷)

$$LS_t = X_t\beta + \gamma_1 Z_t^1 + \gamma_2 Z_t^2 + U_t$$

همان گونه که ملاحظه می‌شود، ده متغیر جمعیتی تابع پس‌انداز به دو متغیر جمعیتی Z_t^1 و Z_t^2 کاهش یافته است. از برآورد رابطه فوق، ضرایب γ_1 و γ_2 به دست خواهند آمد. سپس، با استفاده از معادله (۲) می‌توان γ_0 را نیز تعیین کرد و در نهایت با استفاده از قید تابع درجه دوم ذکر شده برای α_j، ضرایب مربوط به هر گروه سنی را محاسبه نمود.

اکنون با جایگزین کردن متغیرهای توضیحی لگاریتم درآمد و لگاریتم ثروت در بردار X، رابطه پس‌انداز بلندمدت به صورت زیر تصریح می‌گردد:

(۸)

$$LS_t = \beta_1 LY_t + \beta_2 LRV_t + \beta_3 Z_t^1 + \beta_4 Z_t^2 + U_t$$

در این رابطه، LS لگاریتم پس‌انداز ناخالص ملی، LY لگاریتم درآمد، LRV لگاریتم ثروت و Z_t^1 و Z_t^2 نیز متغیرهای جمعیتی هستند

٤- نتایج برآورد مدل

در این تحقیق روش بررسی الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده می‌باشد. در راستای تخمین مدل ابتدا با استفاده از روش دیکی- فولر تعمیم یافته پایایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته است و در مرحله بعد به تخمین و برآورد مدل با استفاده از روش ذکر شده پرداخته و تأثیر ساختار سنی جمعیت روی پس‌انداز ملی مورد بررسی قرار می‌گیرد. جهت انجام مراحل تخمین مدل از نرم‌افزارهای E-views و Microfit استفاده می‌شود.

بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در حالت مدل با عرض از مبدأ و بدون روند، تمامی متغیرهای مورد بررسی به استثنای LRV در سطح نامانا و همگی با یک مرتبه تفاضل مانا شده‌اند یا به عبارتی I(1) می‌باشند و متغیر LRV در سطح مانا شده و I(0) می‌باشد و بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته در حالت مدل با عرض از مبدأ و روند، متغیرهای LS، LY و LRV در سطح مانا شده و I(0) می‌باشند و متغیرهای Z1 و Z2 در سطح نامانا شده و با یک مرتبه تفاضل مانا شده‌اند یا به عبارتی I(1) می‌باشند؛ بنابراین متغیرهای بررسی شده در این مطالعه ترکیبی از I(0) و I(1) هستند. از این رو، الگوی فرم تصحیح خطای مدل ARDL در این مطالعه استفاده شده است.

نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL مربوط به پس‌انداز در کوتاه‌مدت، در جدول (۱) منعکس شده است. نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که ضریب لگاریتم پس‌انداز ناخالص ملی با وقفه (LS(-1)) مثبت و معنی‌دار است و بیان می‌کند که به ازای یک درصد افزایش در پس‌انداز ناخالص ملی در دوره t، پس‌انداز ناخالص ملی در دوره t+۱، به اندازه ۰/۳۶۴ درصد افزایش می‌یابد. تأثیر متغیر لگاریتم درآمد ملی LY، بر پس‌انداز ناخالص ملی مثبت و معنی‌دار و تأثیر وقفه اول متغیر لگاریتم درآمد ملی (LY(-1)) بر پس‌انداز ناخالص ملی منفی و معنی‌دار است. جمع جبری تأثیر متغیرهای لگاریتم درآمد ملی LY و وقفه اول آن (LY(-1))، بر پس‌انداز ناخالص ملی مثبت و معادل ۰/۵۱ است. به عبارت دیگر، در ازای یک درصد افزایش در درآمد ملی، پس‌انداز ناخالص ملی پس از دو دوره به میزان ۰/۵۱ درصد افزایش می‌یابد. متغیر ثروت دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر پس‌انداز ناخالص ملی است. ضریب این متغیر ۰/۱۴۳- است و نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش در ثروت، پس‌انداز ناخالص ملی به میزان ۰/۱۴۳ درصد کاهش می‌یابد. علت منفی بودن اثر ثروت بر پس‌انداز طبق دیدگاه پیگو و بر اساس نزولی بودن مطلوبیت نهایی ثروت، قابل توضیح است. بر اساس نزولی بودن مطلوبیت نهایی ثروت، هر اندازه میزان ثروت حقیقی یک فرد بیشتر باشد، مطلوبیت نهایی یک واحد افزایش در ثروت کمتر می شود. به عبارت دیگر، مطلوبیت پس‌انداز کردن کمتر می شود. در نتیجه، یک افزایش در ثروت حقیقی شخص، با فرض ثابت بودن سایر شرایط، باعث می شود فرد سهم کمتری از آن را پس‌انداز و سهم بیشتری از آن را مصرف نماید (هریس[1]، ۱۹۸۵: ۲۳۸). به عبارت دیگر، همان طوری که در قسمت معرفی متغیرها اشاره شد، با افزایش ثروت، خانوارها تمایل پیدا می‌کنند که نسبت بیشتری از درآمد خود را خرج کنند، و بنابراین نسبت کم‌تری از این درآمد پس‌انداز می‌شود. از همین رو، انتظار می‌رود که ارتباط ثروت و پس‌انداز یک ارتباط معکوس باشد. متغیر جمعیتی Z_1 دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر پس‌انداز ناخالص ملی است. ضریب این متغیر ۰/۸۹۸ است و بدین معنی است که افزایش یک درصد در این متغیر جمعیتی، پس‌انداز ناخالص ملی را به میزان ۰/۸۹۸ درصد افزایش می‌دهد. متغیر جمعیتی Z_2 تأثیری منفی و معنادار بر پس‌انداز ناخالص ملی دارد. ضریب این متغیر ۰/۰۹۳- است و نشان می‌دهد که به ازای

1. Harris (1985)

یک درصد افزایش در متغیر جمعیتی Z_2، پس‌انداز ناخالص ملی به میزان ۰/۰۹۳ درصد کاهش می‌یابد. در این مدل تمامی متغیرها شامل پس‌انداز به عنوان متغیر وابسته و درآمد، ثروت و متغیرهای جمعیتی به عنوان متغیرهای مستقل در سطح و به صورت لگاریتمی می‌باشد. لذا تفسیر ضرایب آنها به صورت درصد تغییرات در متغیر وابسته در ازای یک درصد تغییر در متغیرهای مستقل می‌باشد.

نتایج تخمین همچنین نشان می‌دهد که با توجه به ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده این مدل، قدرت توضیح دهندگی الگو بالا می‌باشد. علاوه بر این، مقدار آماره F برابر ۲۶۸/۳۵ است که فرضیه صفر بودن کلیه ضرایب رگرسیون را رد می‌کند و به عبارتی کل رگرسیون از اعتبار آماری لازم برخوردار می‌باشد. آزمون خود همبستگی دوربین- واتسون نیز حاکی از آن است که بین اجزای اخلال مدل رگرسیون خود همبستگی معناداری وجود ندارد.

جدول ۱. نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت با استفاده از روش ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt [prob]
LS(-1)	۰/۳۶۴۵۳۹	۰/۱۴۵۷۶۶	۲/۵۰۰۸۴۴[۰۱۹/]
LY	۱/۶۲۰۸۸۵	۰/۲۵۶۹۰۱	۶/۳۰۹۳۸۱[۰۰۰/]
LY(-1)	-۱/۱۱۰۵۸۵	۰/۲۵۶۵۶۸	-۴/۳۲۸۶۱۹[۰۰۰/]
LRV	-۰/۱۴۳۷۴۵	۰/۰۶۷۴۵۳	-۲/۱۳۱۰۲۸[۰۴۲/]
Z1	۰/۸۹۸۸۸۴	۰/۳۷۸۲۰۶	۲/۳۷۶۷۰۲[۰۲۵/]
Z2	-۰/۰۹۳۵۵۴	۰/۰۴۳۵۸۵	-۲/۱۴۶۴۵۴[۰۴۱/]
R – Squared = ۰/۹۶۵۲۸			
R - Bar – Squared = ۰/۹۵۸۲۱			
F – Stat = ۲۶۸/۳۵۱۶[۰/۰۰۰]			
DW - Statistic = ۱/۹۳۲۵			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای اطمینان از صحت اعتبار مدل، آزمون‌های تشخیصی لازم در جدول زیر گزارش شده است. آزمون‌های تشخیصی نیز به عدم وجود خود همبستگی سریالی در بین جملات اخلال، شکل تبعی صحیح، توزیع نرمال جملات پسماند و همسانی واریانس اشاره دارند.

قبل از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت باید از صحت فرض وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که آماره‌ای که از طریق کسر عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته در معادله و تقسیم عدد حاصل بر مجموع انحراف معیار ضرایب با وقفه متغیر وابسته در آن معادله، محاسبه می‌شود، از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۳/۶۴-) بیشتر باشد. آماره محاسباتی برای معادله (۱)، برابر (۴/۳۱۸-) است. با توجه به این که قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۳/۶۴-) بیشتر است، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد شده و فرضیه وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود

جدول ۲. نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL

آزمون	آماره F	آماره LM
SC: عدم وجود خودهمبستگی	۰/۰۶۶۶۱۵[۰/۷۲۹]	۰/۹۰۸۷۵[۰/۷۵۳]
FF: تصریح فرم تبعی مدل	۰/۷۹۵۵[۰/۷۵۹]	۰/۱۰۷۲۶[۰/۷۴۲]
N: نرمال بودن جملات پسماند	قابل کاربرد نیست	۱/۲۳۲۰[۰/۵۳۱]
H: ناهمسانی واریانس	۰/۴۴۶۱۶[۰/۴۸۳]	۰/۴۹۴۰۵[۰/۴۷۱]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد مدل بلندمدت با استفاده از نرم‌افزار مایکروفیت در جدول (۳) نشان داده شده است. ضرایب برآوردی از رابطه بلندمدت نشان می‌دهد که، ضرایب به دست آمده دارای علامت‌های مورد انتظار هستند. ضریب متغیر LY مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که در بلندمدت با یک درصد افزایش در درآمد ملی، پس‌انداز ناخالص ملی به میزان ۲/۰۵۹ درصد افزایش می‌یابد. ضریب متغیر LRV منفی و در بلندمدت در سطح ۹۰٪ معنادار است، این متغیر در بلندمدت قابل تفسیر است هرچند که از سطح معناداری کمتری نسبت به سایر متغیرها برخوردار می‌باشد. ضریب متغیر Z1 مثبت و معنادار و ضریب متغیر Z2 منفی و معنادار می‌باشد، که این علائم مطابق انتظار بوده و حکایت از آن دارد که با افزایش متغیر جمعیتی Z1، پس‌انداز ملی افزایش می‌یابد و با افزایش متغیر جمعیتی Z2، پس‌انداز ملی کاهش می‌یابد. همان طور که قبلاً اشاره شد، در این مدل از آمار نقدینگی که بخشی از

ثروت است، به عنوان پراکسی متغیر ثروت استفاده شده است. از دلایل این امر آن است که در صورت استفاده از نقدینگی، همه متغیرها معنادار می‌باشند. اما در صورت استفاده از متغیر ثروت در تخمین مدل، مشاهده می‌شود که متغیرهای جمعیتی Z1 و Z2 در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشند. علاوه بر آن اگر طبق آزمون متغیرهای زائد، متغیر ثروت از مدل حذف گردد، متغیرهای جمعیتی Z1 و Z2 در کوتاه‌مدت و بلندمدت معنادار نمی‌باشند، که با توجه به عنوان پژوهش منطقی به نظر نمی‌رسد.

جدول ۳. نتایج تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از الگوی ARDL

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt [prob]
LY	۲/۰۵۹۲۳۴	۰/۱۵۸۸۶	۱۲/۹۶۲۵۷[/۰۰۰]
LRV	-۰/۲۲۰۱۸۵	۰/۱۲۰۵۱۵	-۱/۸۲۷۰۳۱[/۰۷۹]
Z1	۱/۳۷۶۹۷	۰/۶۰۰۵۳۸	۲/۲۹۲۸۹۶[/۰۲۹]
Z2	-۱/۱۹۳۳۰۴	۰/۰۶۹۹۲۳	-۱۷/۰۶۵۸۸[/۰۵۱]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

الگوی تصحیح خطا (ECM)، نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد و واکنش پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرهای الگو را نیز در نظر می‌گیرد. در این گونه الگوها ضریب جمله تصحیح خطا که در واقع همان جمله خطای رگرسیون الگوی ایستای بلندمدت است، سرعت بازگشت به حالت تعادل را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از برآورد الگوی تصحیح خطای مربوط به الگوی تعادلی بلندمدت در جدول (۴) گزارش شده است.

ضریب متغیر (ECM) که همان مقدار با وقفه باقیمانده‌های مدل است ۰/۶۸- برآورد شده است که نشان می‌دهد در هر دوره ۰/۶۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر اگر یک شوک در کوتاه‌مدت ایجاد شود در هر دوره ۰/۶۸ انحراف ناشی از شوک از بین می‌رود و دوباره متغیرها به روند بلندمدت خود برمی‌گردند. کوچک‌تر از یک بودن ضریب تعدیل بیانگر همگرایی مدل در بلندمدت است.

ضرایب دو متغیر جمعیتی Z_1 و Z_2 این امکان را فراهم می‌کند تا اثر ساختار سنی جمعیت را بر پس‌انداز ملی مشخص کنیم. برای این کار ابتدا می‌توان ضریب γ_0 را از رابطه (۲) به دست آورد. با مشخص بودن γ_1 و γ_2 که ضرایب Z_1 و Z_2 در رابطه تعادلی بلندمدت هستند، و با استفاده از قید دوم $\alpha_j = \gamma_0 + \gamma_1 j + \gamma_2 j^2$، ضرایب مربوط به هر گروه سنی قابل محاسبه است. نتایج در جدول (۵) قابل مشاهده است.

جدول ۴. نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت با استفاده از الگوی تصحیح خطا

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهt [prob]
dLY	۱/۶۲۰۸۸۵	۰/۲۵۶۹۰۱	۶/۳۰۹۳۸[/۰۰۰]
DLRV	-۰/۱۴۳۷۴۵	۰/۰۶۷۴۵۳	-۲/۱۳۱۰۳[/۰۴۲]
dZ1	۰/۸۹۸۸۸۴	۰/۳۷۸۲۰۶	۲/۳۷۶۷[/۰۲۳]
dZ2	-۰/۰۹۳۵۵۴	۰/۰۴۳۵۸۵	-۲/۱۴۶۴۶[/۰۴۱]
Ecm(-1)	-۰/۶۸۷۴۱۹	۰/۱۴۵۷۶۶	-۴/۷۱۵۸[/۰۰۰]

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. ضرایب مربوط به هر گروه سنی

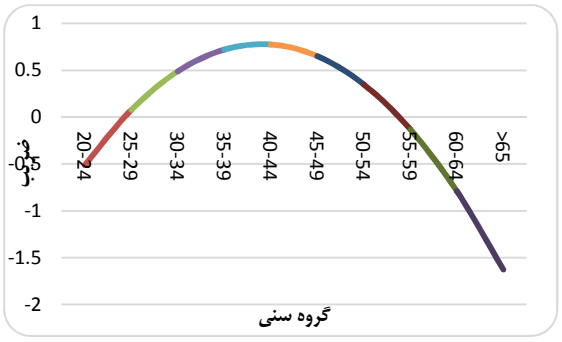
گروه سنی	ضریب
۲۰ تا ۲۴	-۰/۵۳۶۷۰۴
۲۵ تا ۲۹	۰/۰۸۱۵۱۷
۳۰ تا ۳۴	۰/۵۱۲۶۳۱
۳۵ تا۳۹	۰/۷۵۶۶۳۷
۴۰ تا ۴۴	۰/۸۱۳۵۳۶
۴۵ تا ۴۹	۰/۶۸۳۳۲۶
۵۰ تا ۵۴	۰/۳۶۶۰۰۹
۵۵ تا ۵۹	-۰/۱۳۸۴۱۵
۶۰ تا ۶۴	-۰/۸۲۹۹۴۸
+۶۵	-۱/۷۰۵۸۸۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضرایب به دست آمده نشان دهنده اثر جمعیتی هر یک از گروه‌های سنی بالا بر پس‌انداز ملی است. همان‌طوری که در شکل (۱) نشان داده شده است، اثر جمعیتی گروه‌های سنی بر پس‌انداز در ابتدا منفی است، سپس مثبت شده و به حداکثر مقدار خود می‌رسد و پس از آن مجدداً کاهش یافته و در نهایت باز هم منفی می‌شود. به عبارت دیگر گروه‌های سنی تا ۲۴ سال و نیز بالاتر از ۵۵ سال دارای پس انداز منفی بوده و گروه‌های سنی مابین آنها دارای پس‌انداز مثبت هستند. بیشترین میزان پس‌انداز نیز مربوط به گروه سنی ۴۰ تا ۴۴ سال است و شاخه نمودار (۱) قبل از این گروه سنی، دارای شیب بالا رونده و پس از آن دارای شیب پایین رونده است.

بررسی نتایج مدل برآورد شده در این مقاله و مقایسه آن با تحقیقات مشابه از جمله پژوهش‌های یوجی هوریوکا، پارک و

همکاران، هوریوکا و ترادا-هاجیوارا، لواساکو و اکادا، دوکر و همکاران، نوفرستی و احمدی و قیصری و سالاروند؛ حاکی از آن است که نتایج این مقاله با نتایج پژوهش‌های فوق، سازگار است.



نمودار ۱. ضرایب محاسبه شده برای گروه‌های سنی مختلف

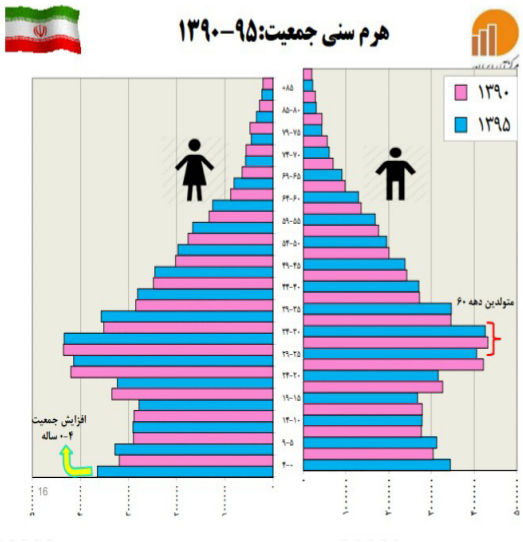
مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق برای بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز، بر اساس فرضیه دوران زندگی آندو و مودیگلیانی، الگویی برای توضیح پس‌انداز ملی ارائه گردید و ضرایب آن به روش خود توضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برآورد شد. الگوی پس‌انداز ملی از دو معادله تشکیل یافته که یکی از این معادله‌ها نشان دهنده رابطه تعادلی بلندمدت و دیگری پویایی‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهد. از نرم‌افزار Microfit 4.1 برای تحلیل داده‌ها استفاده گردید.

نتایج برآورد الگو نشان می‌دهد که ساختار سنی جمعیت، در شکل‌گیری میزان پس‌انداز ملی عاملی تأثیرگذار است. افزایش نسبت افراد در گروه سنی ۲۰ تا ۲۴ سال سبب کاهش پس‌انداز ملی می‌شود. اما افزایش نسبی جمعیت در گروه‌های مختلف سنی بین ۲۵ تا ۵۴ سال باعث افزایش مقدار پس‌انداز ملی می‌شود. در این میان گروه سنی ۴۰ تا ۴۴ سال و پس از آن گروه سنی ۳۵ تا ۳۹ سال بیشترین اثر را بر افزایش پس‌انداز دارد. در نهایت افزایش نسبی جمعیت در گروه سنی ۵۵ سال و بالاتر از آن سبب ایجاد روند رو به کاهش در میزان پس‌انداز ملی می‌شود.

تمرکز جمعیت در سنین زیر ۲۵ سال باعث شده تا فرصت افزایش پس‌انداز ملی از جامعه گرفته شود. اما توجه به آمار جمعیتی کشور حاکی از آن است که میزان جمعیت زیر ۲۵ سال از سال ۱۳۹۰ تا سال ۱۳۹۵ کاهش یافته است و در عوض بر میزان جمعیت در گروه‌های سنی میانه افزوده شده است. به طوری که بالاترین میزان جمعیت که در سال ۱۳۹۰ به گروه سنی ۲۵ تا ۲۹ سال تعلق داشت، پس از گذشت ۵ سال یعنی در سال ۱۳۹۵ به گروه سنی ۳۰ تا ۳۴ سال منتقل شده است. با توجه به این روند و رشد گروه‌های سنی بالایی هرم جمعیتی، انتظار افزایش پس‌انداز ملی ناشی از افزایش شدید جمعیت دهه ۶۰ معقول و منطقی به نظر می‌رسد. این امر می‌تواند باعث افزایش سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی گردد.



نمودار ۲. مقایسه هرم سنی جمعیت ایران در سال‌های ۱۳۹۰ و ۱۳۹۵

مأخذ: مرکز آمار ایران

با توجه به ورود متولدین موج پیشین افزایش جمعیت به سن کار، می‌توان گفت که کشور ایران در حال وارد شدن به پنجره جمعیتی است، به طوری که افزایش جمعیت فعال، ساختار سنی مطلوب و مساعدی را ایجاد کرده و فرصت ایده‌آلی برای افزایش پس‌انداز ملی و در نتیجه پیشرفت و بهبود توسعه فراهم آورده است. اما استفاده از مزایای این پنجره جمعیتی ایجاد شده در جهت رشد و توسعه اقتصادی کشور، مستلزم برنامه‌ریزی صحیح و اتخاذ سیاست‌های مناسب از قبیل انعطاف و توسعه در بازار کار، ایجاد فرصت‌های شغلی برای جمعیت در سن کار، تشویق سرمایه‌گذاری و پس‌انداز توسط برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران کشور می‌باشد. به عبارت دیگر، اگر سیاست‌های مناسب در دوره طلایی جمعیت اتخاذ نگردد، ممکن است منجر به هدر رفتن سرمایه‌گذاری در بخش

آموزش، افزایش بیکاری و بار اقتصادی غیرقابل تحمل بر بخش‌های تأمین اجتماعی و بیمه در آینده گردد.

با توجه به این‌که در آینده‌ای نه چندان دور، موج پیشین افزایش جمعیت از مرحله میانسالی عبور کرده و به دوره سالخوردگی وارد خواهد شد، بنابراین از هم اکنون ضرورت برنامه‌ریزی برای زمانی که درصد سالمندان در ساختار جمعیتی کشور با افزایش قابل توجهی مواجه خواهد شد، احساس می‌شود، با برنامه‌ریزی صحیح می‌توان اولاً دوران مطلوبی را برای سالمندان خلق نمود و ثانیاً بار اقتصادی ناشی از سالمندی جمعیت را تا حدود زیادی کاهش داد.

منابع

اصغرپور، حسین؛ سلمانی، بهزاد؛ افشاری، مجید و دهقانی، علی (۱۳۹۰). "تأثیر فساد اداری بر نرخ پس‌انداز ناخالص ملی کشورهای منطقه MENA (رهیافت داده‌های تابلویی پویا)". *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۳، ۱۲۱-۹۹.

تقوی، نعمت‌الله (۱۳۷۸). "مبانی جمعیت‌شناسی". تبریز، انتشارات جامعه پژوه و دانیال، چاپ دوم.

شهرکی، مهدی؛ بهبودی، داوود و قادری، سیمین (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر پس‌انداز خانوار بر سرمایه‌گذاری و مصرف در ایران (مدل تعادل عمومی محاسبه پذیر)". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۷، شماره ۳، ۹۴-۶۷.

عرب‌مازار، عباس و کشوری‌شاد، علی (۱۳۸۴). "بررسی اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۵، ۵۱-۲۷.

فدائی خوراسگانی، مهدی و نیری، سمیه (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر تحولات شاخص‌های منتخب فرهنگی بر رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامه علمی‌پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال اول، شماره ۱، ۱۵۹-۱۳۳.

قیصری، سعید و سالاروند، نسرین (۱۳۹۴). "تأثیر ساختار سنی جمعیت بر پس انداز و مصرف در ایران". *کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری، استانبول*، مؤسسه مدیران ایده پرداز پایتخت ایلیا.

محمدی، فرزانه؛ سحابی، بهرام؛ اکبری، نعمت‌الله و عصاری، عباس (۱۳۹۶). "اثر طول عمر و سالخوردگی جمعیت بر پس‌انداز در چارچوب یک الگوی Panel ARDL". *نشریه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری اقتصادی*، سال ۹، شماره ۱۸، ۲۰-۱.

مهرگان، نادر و رضایی، روح‌الله (۱۳۸۸). "اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۱۳، شماره ۳۹، ۱۴۶-۱۳۷.

محمدپور، غلامرضا؛ بخشی دستجردی، رسول؛ جعفری، سمیه و اثنی‌عشری، هاجر (۱۳۹۲). "بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر رشد اقتصادی ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۲، ۲۲۴-۲۰۱.

مجتهد، احمد و کرمی، افشین (۱۳۸۲). "ارزیابی متغیرهای مؤثر بر رفتار پس‌انداز ملی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۷، ۲۸-۱.

مرکز آمار ایران (۱۳۹۵-۱۳۳۵). نتایج سرشماری‌های مختلف نفوس و مسکن ۱۳۹۵-۱۳۳۵، مرکز آمار ایران.

نعمت‌اللهی، فاطمه و مجدزاده طباطبایی، شراره (۱۳۹۰). "تأثیر نوسانات قیمت نفت اوپک بر تراز تجاری ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال ۳، شماره ۴ (پیاپی ۱۰)، ۱۶۹-۱۵۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۹۰). "تحولات جمعیتی و تقاضا برای پول در ایران". *فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۱۹، شماره ۵۸، ۳۲-۱۵.

نوفرستی، محمد و مدنی‌تنکابنی، سید صهیب (۱۳۸۵). "اثر تغییر ساختار سنی جمعیت بر هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی: تحلیلی به روش هم‌جمعی". *فصلنامه پیک نور*، سال ۴، شماره ۲، ۱۱۷-۱۰۶.

نوفرستی، محمد و احمدی، محبوبه (۱۳۸۷). "بررسی اثر ساختار سنی جمعیت بر پس‌انداز جامعه". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، سال ۸، شماره ۱، ۵۶-۴۳.

هوشمند، محمود و نیکوقدم، مسعود (۱۳۹۱). "بررسی کانال‌های اثرگذاری ساختار سنی جمعیت بر درآمد سرانه ایران (یک تحلیل علّی)". *مجله علوم اجتماعی دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه فردوسی مشهد*، شماره ۱۹، ۲۱۳-۱۷۹.

Bloom, D. E. (2011). "Population Dynamics in India and Implications for Economic Growth". *Program on the Global Demography of Aging (PGDA). Working Paper*, 65, 1-32.

Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2003). "The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change". *RAND, Santa Monica, California*. MR1274, 32, 1-13.

Doker, A. C., Adem, T. & Slcuk, E. O. (2016). "What Are the Demographic Determinants of Savings? An Analysis on Transition Economies (1993-2013)". *Jurnal Procedia Economics and Finance*, 39, 275–283.

Harris, L. (1985). "Monetary Theory". *McGraw-Hill Book Company*.

Keho, Y. (2012). "Dose Dependency Rate Really Impede Saving? Sub Suharan African Evidence". *Journal of African Studies and Development*, 4(3), 69-80.

Lindh, T. & Malmberg, B. (1999). "Age Distributions and the Current Account, A Changing Relation?". *Working Paper Series, Uppsala University, Department of Economic*, 21, 1-36.

Lwaisako, T. & Okada, K. (2012). "Understanding the Decline in Japan Saving Rate in the New Millennium". *Japan and The World Economy*, 24, 163-173.

Pandey, N. (2009). "Age Structural Transition and Demographic Opportunity in Selected Asian Countries". *International Institute for Population Sciencees*, Mumbail, India.

Park, J. Y., Shin, K. & Whang, Y. (2010). "A Semi Parametric Cointegrating Regression: Investigating the Effect of Age Distribution on Consumption and Saving". *Journal of Econometrics*, 157, 165-178.

Yuji, H. C. & Terada, H. A. (2012). "The Determinants and Long Term Projections of Saving Rats in Developing Asia". *Japan and the World Economy*, 24, 128-137.

Yuji, H. C. (2010). "The (dis) Saving Behavior of the Age in Japan". *Japan and the World Economy,* 22, 151-158.

پیوست: آزمون‌های مانایی

جدول ۶. آزمون مانایی بر اساس آزمون ADF در حالت وجود عرض از مبدأ و بدون روند

متغیرها	آماره آزمون	کمیت بحرانی	وضعیت مانایی
LS	۰/۰۱۵۸۲۱	-۲/۹۶۳۹۷۲	نامانا
DLS	-۰/۲۲۷۷۰۰	-۲/۹۶۷۷۶۷	مانا I(1)
LY	۰/۱۰۲۴۵۳	-۲/۹۶۷۷۶۷	نامانا
DLY	-۳/۱۱۷۸۶	-۲/۹۶۷۷۶۷	مانا I(1)
LRV	-۳/۶۱۵۶۹۹	-۲/۹۶۳۹۷۲	مانا I(0)
Z1	-۰/۱۸۶۵۰۱	-۲/۹۶۳۹۷۲	نامانا
DZ1	-۴/۳۶۶۹۲۷	-۲/۹۶۷۷۶۷	مانا I(1)
Z2	-۱/۱۶۶۵۷۷	-۲/۹۶۳۹۷۲	نامانا
DZ2	-۵/۷۸۲۷۱۸	-۲/۹۶۷۷۶۷	مانا I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۷. آزمون مانایی بر اساس آزمون ADF در حالت وجود عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آماره آزمون	کمیت بحرانی	وضعیت مانایی
LS	-۴/۰۹۹۴۵۹	-۳/۵۶۸۳۷۹	مانا I(0)
LY	-۵/۰۶۹۴۹۲	-۳/۵۷۴۲۴۴	مانا I(0)
LRV	-۳/۸۳۵۵۴۸	-۳/۵۶۸۳۷۹	مانا I(0)
Z1	-۰/۳۴۱۱۷۵	-۳/۵۶۸۳۷۹	نامانا
DZ1	-۴/۸۷۶۱۹۲	-۳/۵۷۴۲۴۴	مانا I(1)
Z2	-۰/۷۵۷۶۴۵	-۳/۵۶۸۳۷۹	نامانا
DZ2	-۶/۴۱۶۶۹۵	-۳/۵۷۴۲۴۴	مانا I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

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 Effects of Fiscal Consolidation Policy on Important Macroeconomic Variables of Iran with Emphasis on Production Growth: FAVAR Approach **15**
Saeed Karimi Potanlar, Ahmad Jafari Samimi, Hamid La'l-e-Khezri

Studying Threshold Effects of Government Investment and Public Debt in an Economic Growth Model for Iran Provinces; Using a Panel Smooth Transition Regression Model (PSTR) **41**
Ali Falahati, Maryam Heidarian

Short and Long Term Analysing the Effect of Government's Financing through Inflation Tax Using New Keynesian Approach **57**
Seyed Abbas Hoseini Ghafar, Rasol Bakhshi Dastjerdi, Majid Sameti, Hoshang Shajari

The Effect of Macroeconomic Stability Indices Shocks on "TEPIX" by Bayesian VAR Model Approach **79**
Mohammad Azam Rajabian, Ahmad Sabahi, Mohammad Reza Lotfalipour, Mahdi Behnameh

Comparative Comparison of the Effects of Shocks in Energy Consumption on CO2 Emissions and Economic Growth in Iran and Selected MENA Countries **91**
Mohammad Hasan Ghazvinian, Kambiz Hozhabr Kiani, Ali Dehghani, Fatemeh Zandi , Khalil Saeedi

The Economic Factors Affecting FDI Absorption in Iran with Emphasis on the Role of Income Tax (Fuzzy Approach) **109**
Mohammad Mahdi Bargi Osgooee, Mostafa Shokri

The Investigating of the Dynamic Relationship between Financial Cycles with Business Cycles and the Inflation Gap in Iran: An Application of Wavelet Transform **121**
Saleh Taheri Bazkhaneh, Mohammad Ali Ehsani, Mohammad Taghi Gilak Hakim Abadi

The Effect of Economic Vulnerability on the Development of MENA Countries **141**
Mozhgan Moallemi

Influence of Development Indicators on the Tax Revenues of Iran (Cointegration Approach) **157**
Zahra Karimi Moughari, Mehrangiz Gholamreza

Evaluation of the Effect of Changing Population Age Structures on National Saving in Iran **183**
Fateme Monadi, Kiomars Sohaili, Somaye Azami

- 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:

Abdi, M.	Falihi, N.	Madah, M.	Ranj Pour, R.
Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Mahmudi, A.	Sadeghi, H.
Afshari, Z.	Geraei Nezhad, Gh.	Mahmud Zadeh, M.	Sadeghi Shahdani, M.
Agheli, L.	Ghaffari, H.	Mehnat Far, Y.	Salmani Bishak, M. R.
Akbari, N.	Ghaffari, Gh.	Mehr Ara, M.	Salimi Far, M.
Akbari Moghadam, B. A.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Samadi, A. H.
Ahanghari, A. M.	Haghighat, J.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Seyyed Noorani, S. M.
Alizadeh, A. Kh.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shah Abadi, A.
Arab Mazar, A. K.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Ashayesh, H.	Hoseini Kondlaji, M.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Asgharpur, H.	Homayuni Far, M.	Motameni, M.	Suri, A.
Bazazan, F.	Hortamani, A.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Cheshomi, A.	Jafari Samimi, A.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Dadgar, Y.	Karimi Potanlar, S.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Dehghani, A.	Karim Zadeh, M.	Nasrollahi, Z.	Zaroki, Sh.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Paseban, F.	Zobeiri, H.
Emadzadeh, M.	Keshavarz Hadad, Gh.	Pour Faraj, A. R.	
Emami Meybodi, A.	Khoda Bakhshi, A.	Pour Moghim, S. J.	
Ezzati, M.	Khoda Panah, M.	Rafat, M.	
Falahati, A.	Komijani, A.	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	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
2	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
3	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
4	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
5	Mahdi Sadeghi Shahdani	Associate Professor	Economic Sciences University
6	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
7	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
8	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Associate Professor	Imam Sadegh University
10	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: 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. 33, January 2019