بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی

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	هادی غفاری	دانشگاه پیام نور استان مرکزی	دانشیار	اقتصاد
۶	محمدرضا فرزانگان	فیلیپس ماربورگ آلمان	استاد	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)	استاد	اقتصاد
۱۰	اسفندیار معصومی	کالج اموری، آمریکا	استاد	اقتصاد
۱۱	یگانه موسوی جهرمی	دانشگاه پیام نور	استاد	اقتصاد
۱۲	محمدعلی مولایی	دانشگاه صنعتی شاهرود	دانشیار	اقتصاد

شاپا چاپی: ۲۲۲۸-۵۹۵۴

شاپا الکترونیکی: ۲۲۵۱-۶۸۹۱

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، کمربندی شمالی، بعد از جاده فرودگاه، دانشگاه پیام نور اراک، دفتر فصلنامه علمی پـژوهش‌هـای رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۴۰۶۲۴۷۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۶۲۴۷۳- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.261) 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 ضریب‌تأثیر (IF =1.261) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی اقتصادی 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 اللهُ الَّذِینَ آمَنُوا مِنکُمْ وَالَّذِینَ أُوتُوا الْعِلْمَ دَرَجَاتٍ «قرآن کریم»

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

۲۵/۹/۹۴

رضا فرجی دانا

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 مقـالات، 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.

٤. 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

تحلیل آثار عبور عوامل اقتصاد کلان از نرخ تورم در اقتصاد ایران: کاربردی از الگوهای غیرخطی و نامتقارن ۱۵
زهرا شریف، مسعود نونژاد، علی حقیقت، مهرزاد ابراهیمی

مدلسازی اثرات اقتصادی و رفاهی گسترش بخش سلامت و کاهش بیماری در ایران (رویکرد **CGE**) ۳۳
احسان طاهری، حسین صادقی، لطفعلی عاقلی، علیرضا ناصری

اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران: رویکرد غیرخطی ۵۱
هانا ابوالحسن بیگی، علیرضا کازرونی، محمدمهدی برقی اسکویی، حسین اصغرپور

شناسایی و ارزیابی مؤلفه‌های نظام مالیاتی سازگار با توسعه اقتصادی کشور با استفاده از روش ترکیبی دلفی و تصمیم‌گیری چند معیاره ۶۵
کیومرث امیری، علی اصغر انواری رستمی، مهرداد قنبری، بابک جمشیدی نوید

مطالعه اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران و کشورهای منتخب منا از طریق برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت ۸۷
مهناز حسین‌پور، کامبیز هژبرکیانی، فاطمه زندی، علی دهقانی، خلیل سعیدی

رانت منابع طبیعی و کارآفرینیِ ضرورت یا فرصت ۱۱۱
هدی زبیری، مانی موتمنی، عاطفه رئیسی

اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران ۱۲۵
احمد علی اسدپور

سخن سردبیر

جدیت و اهتمام هیئت اجرایی فصلنامه باعث شد شماره سی هفت فصلنامه علمی پژوهشی ***پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*** که مربوط به زمستان سال ۱۳۹۸ است قبل از پایان یافتن فصل پاییز منتشر شود. انتشار به موقع این شماره و سه شماره قبل، پیرو وعده داده شده در ابتدای سال، صورت می‌گیرد و خدا را شاکریم که توانستیم به اهداف برنامه‌ریزی شده در ابتدای سال ۱۳۹۸ دست یابیم. این موفقیت را وامدار همه نویسندگان گرامی هستیم که با دقت و سرعت، اصلاحات پیشنهادی داوران محترم و دبیرخانه فصلنامه را انجام داده و ارسال کرده‌اند.

علاوه بر این شایسته است از درایت و تلاش مدیر مسئول، مدیر داخلی و کارشناس فصلنامه نام برد، چرا که همدلی و هم‌زبانی این عزیزان عامل مهمی در موفقیت‌های روز افزون فصلنامه است. همچنین راهنمایی‌ها و حمایت‌های ارزنده اعضاء محترم هیئت تحریریه، معاونت محترم فناوری و پژوهش دانشگاه، مدیر کل گرامی دفتر تحقیقات و خدمات پژوهشی و همچنین کارشناسان ارجمند دانشگاه در دستیابی به اهداف فصلنامه نقش بسزایی داشته‌اند.

در سال ۱۳۹۸ همه مقالات فصلنامه با شناسه DOI منتشر شده‌اند و فصلنامه موفق شد سامانه مشابهت یاب را فعال نماید تا آثار بدیع و دارای ویژگی‌های نوآورانه و کاربردی در بین مقالات منتشر شده فصلنامه دارای اولویت باشد.

محمدرضا لطفعلی‌پور

زمستان ۱۳۹۸

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۳۲-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (15-32)

تحلیل آثار عبور عوامل اقتصاد کلان از نرخ تورم در اقتصاد ایران: کاربردی از الگوهای غیرخطی و نامتقارن

زهرا شریف[۱]، *مسعود نونژاد[۲]، علی حقیقت[۳]، مهرزاد ابراهیمی[۴]

۱. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران
۴ استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۲/۵ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۴)

Analyzing the Effects of the Macroeconomics Pass-through to Inflation Rate in Iran's Economy: An Application of a Non-Linear and Asymmetric Model

Zahra Sharif[1], *Masoud Nonejad[2], Ali Haghighat[3], Mehrzad Ebrahimi[4]

1. Ph.D. Student in Economics, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
2.Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Faculty of Economics and Management, Islamic Azad University, Shiraz, Iran

(Received: 24/Feb/2019 Accepted: 14/May/2019**)**

چکیده:

سؤال اساسی این مطالعه عبارت است از اینکه «آیا عواملی که منجر به افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شوند، به همان شدت و در همان بازه زمانی منجر به کاهش سطح عمومی قیمت‌ها می‌گردند؟». در راستای پاسخ‌گویی به این سؤال، به بررسی عبور مهمترین عوامل اقتصادی اثرگذار بر نرخ تورم در کشور ایران پرداخته می‌شود. در این راستا، با استفاده از داده‌های سری‌زمانی ماهانه عوامل اقتصادی (که عبارتند از متغیرهای حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، قیمت نفت خام ایران و درجه باز بودن اقتصاد) طی دوره زمانی آبان‌ماه ۱۳۸۷ لغایت آبان‌ماه ۱۳۹۷ به برآورد الگوی CECM که قابلیت تفکیک رفتار نامتقارن قیمت‌ها در هنگام افزایش و کاهش را داشته باشد، پرداخته شده است. نتایج بدست آمده از این پژوهش ضمن تأیید وجود ارتباط نامتقارن میان عوامل اقتصادی و نرخ تورم، بر ناقص بودن عبور کلیه عوامل اقتصادی مذکور از نرخ تورم تأکید داشته است. همچنین، این نتایج نقش پررنگ متغیرهای حجم پول و تولید ناخالص حقیقی در قیاس با سایر متغیرهای تحقیق در امر کنترل تورم را تأیید نموده و الگوسازی مبتنی بر تجزیه داده‌ها در قالب اجزای مثبت و منفی (تفکیک افزایش یا کاهش قیمت‌ها) نیز ضمن ارائه نتایج دقیق‌تر، بر این امر تأکید داشته‌اند که مدت زمان بازگشت نرخ تورم به میزان تعادلی خود در اثر اعمال سیاست افزایش یا کاهش هر یک از عوامل اقتصادی، به طور قابل توجهی متمایز از هم بوده که این نتیجه می‌بایست در امر سیاست‌گذاری‌های هدف‌گذاری تورمی مورد توجه قرار گیرد.

واژگان کلیدی: نرخ تورم، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی حقیقی، قیمت نفت خام ایران، درجه باز بودن اقتصاد، الگوی CECM.
طبقه‌بندی JEL: E58، E61، F29.

Abstract:

The fundamental question of this study is whether the variables that generally lead to increase in the general price level of goods and services in an economy over a period of time can reduce the prices level with the same intensity and during the same time period? To answer this question, according to the stylized facts and evidence of Iran's economy, the results of the most important studies available, and the accurate official statistics, we investigate the main economic factors affecting the inflation in Iran. In this regard, using monthly time series data of economic factors (which include the liquidity, GDP, Iran's crude oil prices, and openness) over the period from November 2008 to October 2018, an error correction model based on hidden cointegration approach, CECM (Crouching Error Correction Model), has been used to differentiate between the asymmetric behaviour of variables through decomposing the variables into positive and negative components to distinguish the accurate relationships between the variables when they increase and decrease. The results of this study, while confirming the existence of the significant asymmetric relationships between the economic factors and inflation, emphasised on the incomplete pass-through of all of the factors mentioned above into the inflation rate. Furthermore, these results have confirmed the crucial role of the liquidity and real GDP in comparison to the other research variables to control the inflation rate. The results also highlighted that the period of returning the inflation rate to its long-run equilibrium would be significantly different if the policy of increase or decrease in each of the economic factors occurs; consequently, this issue should be taken into account in inflation-targeting policies.

Keywords: Inflation Rate, Liquidity, The Real Gross Domestic Products, Iran's Crude Oil Price, The Openness Degree of Economy, CECM Approach.
JEL: E58, E61, F29.

* **نویسنده مسئول:** مسعود نونژاد
E-mail: mnonejad.iaushiraz@yahoo.com

*Corresponding Author: Masoud Nonejad

۱- مقدمه

اساساً، درک صحیح مفهوم تورم و عوامل اثرگذار بر آن از ضروریات دستیابی به ثبات سطح عمومی قیمت‌ها و متعاقباً گسترش ثبات اقتصادی در یک جامعه می‌باشد (کولیبالی و کمپف[1]، ۲۰۱۹: ۲۰). تورم از جمله متغیرهایی است که نه تنها توجه اقتصاددانان را به خود جلب نموده، بلکه به دلیل آثار و پیامدهای اجتماعی آن، سیاستمداران نیز تمایل بسیاری جهت رصد نمودن روند تغییرات تورم دارند. از این‌رو است که در برخی مواقع، افزایش مداوم سطح تورم منجر به افزایش مداخلات سیاستمداران در مباحث اقتصادی نیز گشته است (زرین فر و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۴). به‌علاوه، اقتصاددانان معتقدند که هزینه‌هایی که تورم بر پیکره یک اقتصاد وارد می‌آورد، می‌تواند به مراتب جدی‌تر از هزینه‌های ناشی از کند شدن رشد اقتصادی باشد (یزدانی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۵۶). با توجه به اهمیت توجه به مقوله تورم، باید اظهار داشت که تبعات مخرب تورم بالا و بی‌ثباتی‌های ناشی از آن، تنها محدود به ایجاد اختلال در نظام تخصیص قیمت‌ها و نیز برهم خوردن توزیع درآمد به نفع صاحبان دارایی‌ها و به زیان حقوق‌بگیران در سطح جامعه نبوده، بلکه در بخش واقعی اقتصاد نیز موجبات بروز پیامدهای اقتصادی مخربی نظیر کوتاه‌تر شدن افق زمانی تصمیم‌گیری، کاهش حجم سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت و نیز خدشه‌دار شدن اعتبار سیاست‌گذاران کلان اقتصادی به ویژه بانک مرکزی را به همراه داشته و بالتبع تداوم وضعیت تورمی بی‌ثبات، می‌تواند موارد حاد بی‌ثباتی اقتصادی و حتی سیاسی کشور را نیز به دنبال داشته باشد (لوپز-ویلاویسنیشیو و میگنون[2]، ۲۰۱۷: ۲۳).

با در نظر گرفتن ماهیت و اهمیت تورم از یکسو و نیز ضرورت توجه به تبعات غیرقابل اجتناب آن در بخش‌های مختلف جامعه، مسئله اساسی در جهت رفع این پیامدها، تلاش در جهت ریشه‌یابی علل بروز تورم در یک اقتصاد بوده که در این راستا، مطالعه حاضر نیز درصدد شناسایی و تحلیل عبور عوامل تعیین‌کننده تورم در اقتصاد ایران می‌باشد. به همین منظور، پیش از تبیین چارچوب اجرایی و ضرورت انجام این مطالعه، باید اذعان داشت که دغدغه اساسی سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران کلان اقتصادی کشور، به ویژه در حوزه پولی، در حوزه کنترل پدیده تورم آن است که علیرغم وجود تعریفی مشخص در خصوص تورم، دیدگاه واحدی در خصوص علل ایجاد تورم وجود ندارد. برخی از اقتصاددانان رشد بی‌رویه حجم پول، گروهی دیگر اضافه تقاضا در بازار کالا، برخی فشار هزینه و افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی و در نهایت عده‌ای دیگر ساختار اقتصادی کشور و وجود تنگناهای متعدد در بخش‌های مختلف نظیر بخش تولید، بخش تجارت بین‌المللی و... را منشأ اصلی تورم عنوان می‌نمایند (سرا[3]، ۲۰۱۹: ۲). با این همه، آنچه در میان عوامل اثرگذار بر نرخ تورم بیش از هر چیزی جلب توجه می‌نماید، تعدد عوامل اقتصادی بوده که این امر ضرورت بررسی این گروه از عوامل را بیش از پیش مشخص نموده و به همین سبب مسئله اساسی این مطالعه نیز تجزیه و تحلیل آثار عبور عوامل اقتصادی از نرخ تورم در اقتصاد ایران بوده، تا از این طریق بتوان ضمن بکارگیری یک ساختار غیرخطی متناسب با ساختار سری زمانی تورم، به تبیین ماهیت مقوله عبور و کارکردهای آن در تحلیل اثرات عوامل اقتصادی بر نرخ تورم، پرداخت (حسینی غفار و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۷).

در باب ضرورت بکارگیری رویکرد عبور در تجزیه و تحلیل‌های این مطالعه باید به این نکته اشاره نمود که به سبب کارکرد حیاتی سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی در بخش کنترل تورم از یکسو و نیز عدم وجود اتفاق نظر در خصوص علل ایجاد کننده تورم، اقتصاددانان همواره درصدد بکارگیری رویکردها و نوآوری‌های مختلف به منظور تبیین دقیق‌تر علل ایجادکننده تورم در سطوح مختلف و بهینه‌سازی روش‌های کنترل این متغیر بوده‌اند. یکی از این رویکردها، تجزیه و تحلیل «عبور» عوامل مختلف (نظیر عوامل اقتصادی) از نرخ تورم می‌باشد (ویلیانی و همکاران[4]، ۲۰۱۸: ۳). در حقیقت، بکارگیری رویکرد مبتنی بر عبور غیرخطی عوامل اقتصادی از نرخ تورم که مهمترین جنبه نوآورانه این مطالعه را تشکیل می‌دهد، این امکان را برای سیاست‌گذاران و تصمیم‌گیران کلان اقتصادی کشور از یکسو و نیز عاملان اقتصادی از دیدگاه خرد (نظیر سرمایه‌گذاران و خانوارها) فراهم می‌آورد که با تغییر یک عامل اقتصادی، در چه بازه زمانی و با چه شدت اثرگذاری تغییر در آن عامل اقتصادی به سطح عمومی قیمت‌ها رسوخ نموده تا بر پایه آن بتوانند تصمیمات آتی خود را بهینه نمایند. مفهوم تئوریک «عبور» در حقیقت به نرخی اشاره دارد که در آن اثرات ناشی از تغییرات ایجادشده در یک متغیر، با گذشت زمان و به‌طور ناقص یا کامل در متغیر دیگری منعکس می‌گردد. از سوی دیگر، عبور یک متغیر از متغیر دیگر به لحاظ کمی نیز به صورت نسبت درصد (کشش) تغییر در متغیرها بر حسب ارزش پول رایج کشور برآورد

1. Coulibaly & Kempf (2019)
2. Lopez-Villavicencio & Mignon (2017)
3. Cerra (2019)
4. Viliani et al. (2018)

خواهد شد (نادری و همکاران، ۱۳۹۳، ۱۳۶).

بر پایه این مفاهیم، این تحقیق درصدد است تا به طور جامعی به تجزیه و تحلیل میزان عبور مهمترین عوامل اقتصادی از نرخ تورم، طی دوره آبان ۱۳۸۰ الی آبان ۱۳۹۷ به کمک الگوی هم‌انباشتگی پنهان CECM بپردازد. در این راستا، در کنار تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی برآمده از این مطالعه، دو هدف اساسی دیگر که این تحقیق در پی بررسی و تحلیل آن می‌باشد نیز عبارتند از اینکه آیا عبور عوامل اقتصادی از نرخ تورم، کامل است یا ناقص؟ و دیگر اینکه آیا عبور عوامل مزبور، به صورت متقارن صورت می‌پذیرد، یا نامتقارن؟ بر این اساس لازم به تأکید است که در الگوی نامتقارن CECM بکار گرفته شده، ایده اصلی برای الگوسازی روابط میان متغیرها، آن بوده است که اولاً، روند افزایشی (تکانه‌های مثبت) و کاهشی (تکانه‌های منفی) متغیرهای اقتصادی یکدیگر را طور متفاوت دنبال می‌کنند، ثانیاً، آحاد جامعه (به ویژه در اقتصاد ایران) روند افزایشی قیمت‌ها را (در قیاس با حالت کاهش قیمت‌ها) سریع‌تر و با چسبندگی کمتر به یکدیگر اطلاع داده و لذا اثرگذاری متغیرهای مختلف بر یکدیگر در حالت افزایش قیمت‌ها، متفاوت از حالت کاهش قیمت‌ها خواهد بود. از این‌رو، در این مطالعه ضمن تفکیک حالات افزایش و کاهش قیمت‌ها بر مبنای متدولوژی الگوی CECM (یا به‌صورت تجمعی Cumulative) مطرح شده توسط گرنجر و یون[1] (۲۰۰۲)، به بررسی و تحلیل عبور آثار تغییرات عوامل اقتصادی تحقیق از نرخ تورم پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مفهوم درجه عبور، انواع و کارکردهای آن

با توجه به اینکه این مطالعه درصدد بررسی عبور عوامل اقتصادی از نرخ تورم می‌باشد، پیش از هر چیزی باید اذعان داشت که یکی از مهمترین عناصر تحلیلی در تشریح عبور اثرات عوامل اقتصادی از نرخ تورم، مفهوم درجه عبور می‌باشد. از نظر «سان و همکاران»[2] (۲۰۱۹)، درجه عبور به لحاظ مفهومی بیانگر شدت انتقال تغییرات در سطح عمومی قیمت‌های داخلی به ازای یک درصد تغییر در یک متغیر برون‌زا می‌باشد. در یک تقسیم‌بندی کلی، درجه عبور عوامل اقتصادی (شدت عبور اثرات این عوامل از نرخ تورم) را می‌توان به دو حالت درجه عبور کامل و درجه عبور ناقص یا جزئی تقسیم نمود. بر این اساس، در صورتی که افزایش یک درصدی در یکی از متغیرهای اقتصادی تحقیق (مانند حجم نقدینگی) منجر به تغییر دقیقاً یک درصد تغییر در سطح قیمت‌های داخلی گردد، عبور متغیر حجم نقدینگی از تورم به‌صورت کامل بوده، اما در صورتی که افزایش یک درصدی حجم نقدینگی نتواند موجبات تغییر معادل یک درصدی در سطح قیمت‌های داخلی را فراهم آورد (یا به بیان دیگر تغییر کمتر از یک درصد را در نرخ تورم موجب شود)، عبور متغیر حجم نقدینگی از تورم به‌صورت جزئی یا ناقص خواهد بود (لانگ و لیانگ[3]، ۲۰۱۸: ۲۴۹). البته باید توجه داشت که این امر به دنبال تحلیل و بررسی میزان (شدت) واکنش نرخ تورم نسبت به تغییرات در حجم نقدینگی در ابعاد زمانی مختلف بوده و درصدد تحلیل پدیده خنثایی پول که مورد توافق مکتب کلاسیک‌ها و نیز جریان متعارف اقتصاد (همان اقتصاددانان کینزی جدید و کلاسیک جدید) بوده، نمی‌باشد. به بیان روشن‌تر، در تحلیل عبور، هدف آن است که به کمک این معیار بتوان میزان و درجه تأثیرات قیمتی حاصل از تغییرات در عوامل اقتصادی را از تورم برآورد و تحلیل نمود و لذا اینکه این تغییرات آیا می‌توانند متغیرهای حقیقی اقتصاد را در ابعاد زمانی مختلف، دستخوش تغییر نمایند، در رویکرد تحلیلی عبور نمی‌گنجد. به علاوه، در راستای اتخاذ تصمیمات و سیاست‌های کارا و اثر بخش در حوزه‌های مختلف اقتصادی، در نظر گرفتن شدت عبور یک متغیر، این امکان را فراهم خواهد آورد تا با شناسایی علل ناقص بودن عبور آن متغیر، سیاست‌گذاری‌های مدونی را در جهت کنترل و هدف‌گذاری متغیرهای اقتصادی نظیر نرخ تورم، تولید، سرمایه‌گذاری، حجم صادرات و واردات و... اتخاذ نمود (سان و همکاران[4]، ۲۰۱۹: ۱۶۸).

۲-۲- تحلیل عبور عوامل اقتصادی از نرخ تورم

با توجه به اینکه تورم مزمن پدیده‌ای نسبتاً بلندمدت در اقتصاد ایران بوده و بالا گرفتن نرخ تورم در سال‌های اخیر یکی از اساسی‌ترین مشکلات کشور است، لذا همواره شناسایی ریشه‌ها و علل شکل‌گیری و تشدید تورم، از موضوعات تحقیقاتی جذاب در اقتصاد ایران بوده است. تورم در اقتصاد ایران ریشه‌ها و علل بسیار متنوعی داشته که عمده‌ترین آنها عبارتند از شوک‌های قیمت نفتی و اتکای بیش از حد بودجه عمومی به درآمدهای نفت، کسری بودجه پیاپی دولت‌ها و استقراض از بانک مرکزی، رشد نقدینگی، سیاست‌های حمایتی دولت، سیاست قیمت‌گذاری

1. Granger & Yoon (2002)
2. Sun et al. (2019)
3. Long & Liang (2018)
4. Sun et al. (2019)

ناکارا، وابستگی به واردات، تحریم‌های بین‌المللی و بحران ارزی ناشی از آن و... از میان این عوامل، مطالعه حاضر درصدد است تا به بررسی مهمترین عوامل اقتصادی اثرگذار بر تورم بپردازد که بر همین اساس، متغیرهای منتخب اقتصادی این تحقیق، عبارتند از: درجه باز بودن اقتصاد، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت. در ادامه به تشریح نظری ماهیت، اهمیت، کارکرد و مکانیسم اثرگذاری و عبور تک تک این متغیرها از نرخ تورم می‌پردازیم.

۲-۲-۱- بررسی آثار عبور درجه باز بودن اقتصاد از نرخ تورم

درجه باز بودن اقتصاد یکی از مؤثرترین عوامل برای ایجاد و افزایش رقابت پذیری و انگیزه وجود بازارهای رقابتی بوده که اغلب این مفهوم با استفاده از شاخص‌ها و مفاهیم درجهٔ باز بودن اقتصادی و مناسب بودن فضای کسب و کار تبیین می‌گردد. به بیان دیگر، درجه باز بودن اقتصاد معیاری اقتصادی است که ارزش کل تجارت بین‌المللی یک اقتصاد را برآورد نموده و به لحاظ کمی (در این مطالعه) از طریق نسبت مجموع صادرات به مجموع واردات کالاها و خدمات، بدون در نظر گرفتن بخش نفت برآورد می‌گردد. ماهیت درجه باز بودن اقتصاد بر مبنای نظریه‌های محض تجارت بین‌الملل حاکی از آن است که تجارت آزاد جهانی و وجود درجه بالایی از باز بودن اقتصادی، منجر به افزایش سطح تولیدات داخلی، درآمد و روابط مالی و تجاری یک اقتصاد می‌شود (حامی، ۱۳۹۳: ۸۲). با این وجود، سؤال اساسی این است که در صورت تغییر درجه باز بودن یک اقتصاد (به عنوان مثال به واسطه تغییر یکی از این عوامل مؤثر بر آن)، نرخ تورم در آن چگونه دستخوش تغییر می‌شود؟

در پاسخ به این سؤال باید اظهار داشت که اساساً، باز بودن اقتصاد از دو طریق عمده بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر می‌گذارد: نخست به این صورت که با باز بودن اقتصاد و فراهم شدن بستری برای تولید و صادرات بیشتر و رشد مبتنی بر صادرات، منابع بیشتری در اختیار کشور قرار گرفته و این امر به کشور اجازه می‌دهد تا جایی که مواد اولیه و امکانات برای صادرات اجازه بدهد، صادرات را افزایش، درآمدهای ارزی و عرضه ارز را نیز به تبع آن افزایش و در مقابل کسری تراز تجاری و بدهی‌های خارجی خود را کاهش داده و در نتیجه این شرایط نه تنها عرضه کالا و خدمات بیشتر خواهد شد، بلکه قدرت خرید پول داخلی افزایش یافته و نتیجه نهایی این شرایط نیز کاهش نرخ تورم و بهبود رفاه عمومی خواهد بود (لین و همکاران[1]، ۲۰۱۷: ۱۳۷). علاوه بر این، با باز بودن اقتصاد، بهره‌وری، بکارگیری تکنولوژی‌های مدرن و بازدهی نسبت به مقیاس تولید در کشور رشد کرده و چرخه صادرات در پی آن بهبود خواهد یافت. این امر نیز به افزایش ارزآوری و جبران کسری تراز پرداخت‌ها، افزایش ارزش پول داخلی و متعاقباً بهبود قدرت خرید عمومی مردم و کاهش نرخ تورم منجر خواهد شد (ساهو و کومارشارما[2]، ۲۰۱۸: ۳۱).

۲-۲-۲- تحلیل عبور حجم نقدینگی از نرخ تورم

به طور کلی، یکی از مهم‌ترین دلایل نابسامانی‌های اخیر در بازارها که به شاخص‌های اقتصاد کلان نظیر نرخ تورم نیز رسیده، رشد شتابان حجم نقدینگی بوده است. حجم نقدینگی در کشور در طول سالیان مختلف به واسطه افزایش بدهی‌های دولت به بانک مرکزی، وجود کسری بودجه‌های پی‌درپی دولت و تحت سیطره درآوردن بخش پولی اقتصاد توسط دولت‌ها در اقتصاد متکی به درآمدهای نفتی ایران، گسترش فرایند خلق پول توسط بانک‌های عامل، در دستور کار قرار دادن رشد ضریب فزاینده نقدینگی توسط بانک مرکزی، وجود ساختار درآمدی ناپایدار دولت‌ها و ناکافی بودن منابع مالیاتی، نوسانات درآمدهای نفتی و... رشد بسیار لجام گسیخته‌ای را تجربه نموده که این امر، تبعات اصلی خود را در بروز و تقویت استعدادهای تورمیِ اقتصاد نمایان ساخته است (تقی‌زاده و روشنی، ۱۳۹۵: ۱۵۳). بنابراین، تغییرات بسیاری از متغیرها، فارغ از اینکه علل اصلی آنها چه بوده است، تبعات خود را با عبور از تورم در اقتصاد نشان داده‌اند، لذا، نکته قابل توجه آن است که به لحاظ نظری عبور آثار افزایش نقدینگی چگونه از نرخ تورم ممکن و قابل استدلال خواهد بود؟

در ارتباط با تأثیر سیاست پولی بر بخش حقیقی اقتصاد، عموماً متغیرهای سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال بیش از سایر متغیرها مورد تأکید قرار می‌گیرند. به‌طور کلی، راه‌های تأثیرگذاری نقدینگی حاصل از اتخاذ یک سیاست پولی انبساطی بر نرخ تورم و نیز متغیرهای حقیقی نظیر پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، تولید، مصرف، تولید ناخالص داخلی و... را می‌توان به کانال‌های نرخ بهره، نرخ ارز، تغییر قیمت دارایی‌ها و اعتبارات بانکی تقسیم‌بندی نمود. به طور کلی، نرخ بهره حلقه ارتباطی و انتقالی آثار تغییرات سیاست پولی نظیر افزایش حجم نقدینگی به بخش واقعی اقتصاد محسوب می‌شود. با افزایش حجم نقدینگی در

1. Lin et al. (2017)
2. Sahu & Kumar Sharma (2018)

اقتصاد معمولاً نرخ بهره (بهای پول) به منظور برقراری تعادل در اقتصاد، کاهش یافته و سرمایه گذاری و تولید نیز (با فرض ثبات سایر شرایط) افزایش می‌یابند و متعاقباً با افزایش عرضه کل، قدرت خرید آحاد جامعه افزایش و نرخ تورم کاهش می‌یابد. در مورد کانال نرخ ارز نیز عبور اثرات افزایش نقدینگی از نرخ تورم نیز بدین صورت خواهد بود که با افزایش نقدینگی، نرخ بهره کاهش یافته و در نتیجه جذابیت سپرده‌گذاری نیز متعاقباً کاهش می‌یابد و بدین ترتیب تقاضای پول داخلی در مقابل پول خارجی کاهش یافته و ارزش پول ملی نیز بالتبع کاهش خواهد یافت. با تضعیف ارزش پول ملی، کالاهای صادراتی برای واردکنندگان خارجی این کالاها ارزانتر شده و لذا این امر افزایش صادرات و به دنبال آن افزایش تولید را در پی خواهد داشت، که مجموعه این شرایط (با فرض ثبات سایر متغیرها) منجر به بهبود وضعیت اقتصادی، افزایش قدرت خرید پول داخلی و کاهش تورم خواهد شد (تقی‌زاده و روشنی، ۱۳۹۵: ۱۶۷). همچنین، در رابطه با کانال دارایی‌ها در عبور اثرات افزایش حجم نقدینگی از نرخ تورم نیز باید اظهار داشت که در صورت اعمال یک سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بهره، تقاضا برای خرید دارایی‌های منقول و غیر منقول افزایش یافته و با افزایش قیمت اقلام مختلف دارایی‌ها به سبب قدرت خرید ایجاد شده در اثر افزایش حجم نقدینگی، سطح عمومی قیمت‌ها افزایش خواهد یافت. در نهایت، کارکرد کانال اعتباری در مقوله عبور اثرات حجم نقدینگی از نرخ تورم بدین صورت است که با افزایش حجم پول (سیاست پولی انبساطی) موجبات افزایش سپرده‌های بانکی فراهم می‌شود و بدین ترتیب قدرت وام دهی بانک‌ها افزایش خواهد یافت. با افزایش اعطای وام‌های بانکی، سرمایه‌گذاری و تولید ملی افزایش یافته و لذا قدرت خرید پول داخلی افزایش و تورم نیز کاهش می‌یابد (تورکای[1]، ۲۰۱۸: ۱۱). بنابراین، ماحصل اتخاذ سیاست‌های پولی تجربه شده در اقتصاد ایران را می‌توان در سیر صعودی حجم نقدینگی جست‌وجو نمود که این امر تبعات مخربی را در بخش‌های مختلف نظیر افزایش تلاطم در بازار ارز، افزایش نرخ تورم، افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، اختلال در بخش تولید و... در پی داشته است.

۲-۲-۳- تشریح مبانی نظری اثرات عبور تولید ناخالص داخلی از تورم

میزان تولید ناخالص داخلی یکی از مهمترین شاخص‌های عملکرد اقتصادی یک کشور بوده، چرا که این شاخص اندازه اقتصاد یک کشور و ظرفیت‌های تولیدی آن را نشان می‌دهد. مهمترین کارکرد تولید ناخالص داخلی به عنوان شاخص سلامت اقتصاد، نقش پررنگ این متغیر جهت مقایسه سطح زندگی عموم مردم در کشورهای مختلف، بر اساس یک پیمانه استاندارد مقایسه با دقت بسیار بالا بوده (جویک و همکاران[2]، ۲۰۱۹: ۳۳۶) که این امر خود را به واسطه اثرگذاری و عبور غیرقابل اجتناب اثرات تولید ناخالص داخلی از تورم نمایان می‌سازد. در پاسخ به این مسئله که تغییرات تولید ناخالص داخلی (رشد اقتصادی) چگونه از نرخ تورم در ایران عبور می‌کند، باید اظهار داشت که این اثرگذاری‌ها به سبب تغییراتی که در اقتصاد داخلی به علت تغییر در سطح تولیدات داخلی و بالتبع قدرت اقتصادی کشور ایجاد می‌کنند، موجبات تغییر نرخ تورم را فراهم خواهند آورد (عظیمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۵۳). به بیان روشن‌تر، تغییرات در تولید ناخالص داخلی دربردارنده انبوهی از تغییر و تحولات در سطح سرمایه‌گذاری‌ها و تولیدات داخلی بوده که برآیند آن خود را در میزان شاخص تولید ناخالص داخلی نمایان می‌سازد. بر این اساس، با افزایش سطح تولیدات داخلی در یک کشور، میزان پس‌انداز و سرمایه‌گذاری نیز در آن کشور متأثر شده و این امر زمینه افزایش مجدد سطح تولیدات و صادرات را فراهم خواهد آورد و با افزایش صادرات نیز عرضه ارز حاصل از صادرات بیشتر از پیش گشته و بالتبع زمینه کاهش نرخ ارز و متعاقباً کاهش نرخ تورم نیز فراهم خواهد آورد (ایجازحسین و ظفر[3]، ۲۰۱۸: ۱۶).

همچنین، افزایش سطح تولیدات ناخالص داخلی در یک دوره، درآمد سرانه افراد جامعه را نیز افزایش داده که این امر می‌تواند با تغییر میزان مصرف بخش خصوصی، تمایل به واردات بیشتر را نیز در سطح جامعه منجر گردد. با افزایش واردات نیز تراز پرداخت‌ها متأثر شده و این امر سبب افزایش تقاضا برای ارز در کشور شده و این امر بر خلاف حالت قبل می‌تواند زمینه‌ساز افزایش نرخ ارز، کاهش قدرت خرید پول داخلی و متعاقباً، کاهش نرخ تورم در کشور شود (جویک و همکاران[4]، ۲۰۱۹: ۳۳۶). لذا، بررسی اینکه افزایش صادرات ناشی از افزایش تولید ناخالص داخلی بیشتر است یا افزایش واردات ناشی از آن، ارتباط تنگاتنگی با زیرساخت‌های اقتصادی – تولیدی کشورها، کشش قیمتی تقاضای کالاهای تولید داخلی و بسیاری عوامل دیگر داشته و این امر بیانگر آن است

1. Turkay (2018)

2. Jovic et al. (2019)
3. Ijaz Hussain & Zafar (2018)
4. Jovic et al. (2019)

که برآیند اثرات تغییرات سطح تولیدات داخلی بر نرخ ارز امری کاملاً شفاف نبوده و ضرورت بررسی تجربی آن وجود داشته و تحقق این امر می‌تواند در اتخاذ سیاست‌های اقتصادی بلندمدتِ کارا و مؤثر، راهگشا باشد. درهمین راستا، حتی اگر با چارچوب‌های تحلیلی مبتنی بر رویکردهای کلاسیک، نئوکلاسیک، کینزی‌ها، نئوکینزی‌ها و پساکینزی‌ها و... نیز به نحوه ارتباط و اثرگذاری تغییرات تولیدات داخلی بر نرخ ارز بنگریم، شاهد خواهیم بود که دیدگاه مشترک و جهان شمولی در ارتباط با این اثرگذاری‌ها وجود نداشته و ضرورت بررسی‌های تجربی به خوبی قابل دفاع خواهد بود.

۲-۲-٤- تجزیه و تحلیل آثار عبور قیمت نفت از تورم در اقتصاد ایران

بخش نفت در اقتصاد ایران سال‌های زیادی است که عمده درآمد ملی کشور را تأمین نموده و تغییرات قیمتی حاصل از این کالا، به شدت بر تغییرات متغیرهای اقتصاد ایران در هر دو بخش خرد و کلان اثرگذار خواهد بود. در این راستا، در تحلیل عبور اثرات شوک‌های قیمت نفت از نرخ تورم باید اظهار داشت که شوک‌های قیمت نفت در هر دو دسته از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، از دو طریق می‌توانند فعالیت‌های اقتصادی یک کشور را تحت تأثیر قرار دهند. یکی از طریق تأثیر بر طرف عرضه اقتصاد است که این تأثیرات اصولاً با وقفه نمایان می‌گردند و با تأثیرگذاری بر ظرفیت تولیدی کشور نقش خود را آشکار می‌سازند. دیگری از طریق تأثیر بر تقاضای کل می‌باشد که می‌تواند در کوتاه مدت آثار خود را بر فعالیت‌های اقتصادی کشور بر جای گذارد.

از طرف عرضه اقتصاد، در هر دو دسته از کشورهای صادرکننده و واردکننده نفت، از یکسو با افزایش قیمت نفت به عنوان یکی از نهاده‌های تولید، هزینه‌های تولید افزایش یافته و این امر به افزایش مخارج مصرفی خانوارها و افزایش تورم منجر خواهد شد و از سوی دیگر، با افزایش درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت برای کشورهای صادرکننده، نرخ ارز کاهش و قدرت خرید پول ملی افزایش و تورم کاهش می‌یابد. اما، تجربه کشورهای متکی به نفت نشان داده است که نه تنها شوک‌های منفی قیمت نفت بلکه شوک‌های مثبت نیز به سود کشورهای صادر کننده نفت نمی‌باشند. تحلیل این امر نیز بدین صورت است که غالباً دولت‌ها تحت تأثیر شوک‌های منفی قیمت نفت، مجبور می‌شوند تا بر واردات کالا و خدمات محدودیت بیشتری را اعمال نمایند تا از طریق صرفه‌جویی‌های ارزی امکان تأمین نیازهای ضروری کشور و بازپرداخت به موقع تعهدات خارجی فراهم گردد. با توجه به اینکه در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت از جمله ایران، بخش عمده‌ای از واردات را کالاهای سرمایه‌ای تشکیل می‌دهد، قادر خواهد بود تا آثار نامساعدی بر بخش تولیدی کشور به جای گذارد. نتیجه اجتناب‌ناپذیر چنین شرایطی، بروز فشارهای تورمی، افزایش نرخ ارز، رکود اقتصادی و افزایش بیکاری در جامعه خواهد بود (اثنی‌عشری و همکاران، ۱۳۹۵: ۹۷).

در مقابل، شوک‌های مثبت قیمت نفت نیز در عمل بجای آنکه به کاهش تورم منجر شود، با افزایش درآمدهای ارزی به عنوان یکی از منابع پایه پولی، اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت را با سیاست‌های پولی انبساطی و رشد نقدینگی و تورم دست به گریبان خواهد ساخت. به بیان روشن‌تر، در مورد کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای نفتی به مثابه درآمدی اضافی برای جامعه بوده و عموماً در شرایط افزایش قیمت‌های جهانی نفت، اقدام به شروع سرمایه‌گذاری‌های زیادی می‌کنند و در شرایط کاهش قیمت، منابع لازم برای تأمین مالی این حجم از سرمایه‌گذاری‌ها را ندارند و نهادهای مالی بیشتر به صورت مستمر با تقاضای بالا مواجه خواهند بود. این عدم تعادل در بخش مالی اقتصاد این قبیل کشورها عمدتاً در سایر بخش‌های اقتصادی آنان، نظیر عدم تعادل در بخش‌های تولید، بازارهای کالا و خدمات، ارز و... نیز وجود دارند و این امر سبب بروز و گسترش نااطمینانی در سطح اقتصاد شده و در نتیجه اثرات ناشی از افزایش سطح تولیدات داخلی با وقفه بیشتری به اقتصاد منتقل می‌شود و نتایج حاصل از اثرگذاری مثبت افزایش GDP، با شدت (درجه عبور) کمتری در اقتصاد نمایان می‌گردد (ابونوری و همکاران، ۲۰۱۴: ۶۶۰). همچنین، در کشورهای صادرکننده نفت نظیر ایران، درآمد نفت می‌تواند به عنوان جایگزینی برای پس‌انداز خصوصی نیز تلقی شده و علاوه بر آن، اختلال در سیستم قیمت‌گذاری‌ها، اتخاذ تصمیمات غیراقتصادی در انتخاب پروژه‌های سرمایه‌گذاری، تغییر تمایل از سرمایه‌گذاری و تولید به فعالیت‌های واسطه‌گری و فعالیت‌های غیرتولیدی، می‌تواند زمینه‌ساز گسترش عدم تعادل در بخش‌های مختلف اقتصاد گردد (رابینسون[1]، ۲۰۱۷: ۱۱۲).

۲-۳- پیشینه پژوهش

اهمیت عبور اثرات عوامل اقتصادی از نرخ تورم در کشورهای

1. Robinson (2017)

مختلف مورد توجه محققان و سیاست‌گـذاران بـوده و بـه منظـور ارائه درک عمیق‌تری از نتایج ارائه شده در کشورهای مختلف، بـه تبیین مهمترین آنها در قالب جدول (۱) پرداخته خواهند شد.

جدول ۱. جدیدترین پژوهش‌ها در حوزه عبور عوامل اقتصادی از نرخ تورم

ردیف	پژوهشگران	انتشار	دوره زمانی	روش تحقیق	نتیجه
مطالعات بین‌المللی					
۱	لانگ و لیانگ	۲۰۱۸	Q۱ ۱۹۸۸ Q۱ ۲۰۱۴	ARDL و NARDL	قیمت جهانی نفت خام به‌طور نامتقارن و غیرخطی از تورم در چین عبور می‌کند.
۲	چوی و همکاران	۲۰۱۸	M۱ ۱۹۷۰ M۱۲ ۲۰۱۵	Panel Data	قیمت جهانی نفت به‌طور ناقص از نرخ تورم در هر دو دسته کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه عبور می‌کند.
۳	تورکای	۲۰۱۸	Q۱ ۲۰۰۱ Q۲ ۲۰۱۵	PVAR	با افزایش نقدینگی جهانی، اگرچه بازده اوراق قرضه در کشورهای G7 کاهش می‌یابد، اما این تغییر تأثیر محدودی بر تولید، تورم و نرخ ارز واقعی آنها خواهد داشت.
۴	پدرسن[1]	۲۰۱۸	M۱ ۲۰۰۲ M۱۲ ۲۰۱۷	VECM	عبور آثار سیاست‌های پولی و ریسک اعتباری بر نرخ تورم در کشور شیلی ناقص و تدریجی می‌باشد.
۵	الینگتون و میلاس[2]	۲۰۱۸	Q۱ ۱۹۷۰ Q۴ ۲۰۱۷	SETAR	حجم نقدینگی به‌طور کاملاً معناداری از نرخ تورم در انگلستان عبور می‌کند.
۶	خان و حنیف	۲۰۱۸	۱۹۸۱-۲۰۱۵	Panel GMM	رابطه منفی میان رشد GDP و نرخ تورم در میان اقتصادهای نوظهور مورد تأیید قرار گرفت.
۷	ایجازحسین و ظفر	۲۰۱۸	۱۹۷۲ -۲۰۱۵	ARDL	در ابعاد زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت، رابطه منفی میان رشد GDP و نرخ تورم در کشور پاکستان وجود دارد.
۸	ساهو و کومارشارما	۲۰۱۸	Q1 ۲۰۰۰ Q۲ ۲۰۱۶	ARDL	عبور درجه باز بودن اقتصاد از تورم به صورت مثبت و معنادار در هر دو بعد زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد.
۹	بودلر و ملیک[3]	۲۰۱۷	Q۱ ۱۹۶۱ Q۴ ۲۰۰۰	Dynamic Panel	در کشورهای OECD، درجه باز بودن اقتصاد بر نوسانات نرخ تورم، به‌طور منفی و معنادار اثرگذار می‌باشد.
۱۰	لین و همکاران	۲۰۱۷	۲۰۱۲-۱۹۸۵	Panel Data	نظر رومر (۱۹۹۳) در رابطه با رابطه منفی درجه باز بودن اقتصاد و نرخ تورم در کشورهای شمال آفریقا مجدداً مورد تأیید قرار گرفت.
۱۱	آلموهالی[4]	۲۰۱۷	۲۰۱۶-۱۹۷۶	VECM	درجه باز بودن اقتصاد در کشور اتیوپی، به صورت مثبت و معنادار در هر دو بعد زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت، تورم را متأثر می‌سازد.
مطالعات داخلی					
۱	محمودی	۱۳۹۷	۲۰۱۴-۱۹۹۴	Panel Data	رابطه منفی میان نرخ تورم و درجه باز بودن اقتصاد در کشورهای آسیایی منتخب وجود دارد.
۲	فلاحتی و همکاران	۱۳۹۶	۱۳۹۱-۱۳۵۹	VAR	رابطه میان نرخ تورم و حجم نقدینگی در ایران، مثبت و معنادار است.
۳	شهیدی	۱۳۹۶	۲۰۱۴-۲۰۰۲	Panel Data	میان نرخ تورم و درجه باز بودن اقتصاد، رابطه مثبت و معناداری وجود دارد.
۴	جاودان و همکاران	۱۳۹۶	Q ۱ ۱۳۷۱ Q ۴ ۱۳۹۲	MS-VAR	عبور قیمت‌های جهانی از شاخص قیمت کالاهای منتخب در ایران، معنادار است.

1. Pedersen (2018)
2. Ellington & Milas (2018)
3. Bowdler & Malik (2017)
4. Alemu Haile (2017)

۵	اثنی عشری و همکاران	۱۳۹۵	فروردین ۱۳۴۰ اسفند ۱۳۹۰	VAR	اثرگذاری قیمت نفت بر نرخ تورم در طول ادوار مختلف، متفاوت بوده است.
۶	محنت‌فر	۱۳۹۵	۱۳۹۰-۱۳۵۰	VAR	شواهدی دال بر وجود رابطه مثبت میان افزایش قیمت نفت و نرخ تورم در اقتصاد ایران ارائه نموده است.
۷	کاکویی و نقدی	۱۳۹۳	۱۳۸۷-۱۳۵۸	ARDL	رابطه مثبت میان حجم نقدینگی و نرخ تورم در ایران مورد تأیید قرار گرفت، اما رابطه GDP و نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت یکسان ارزیابی نگردید.
۸	عظیمی و همکاران	۱۳۹۳	۱۳۹۱-۱۳۸۹	VAR	رابطه میان GDP و نرخ تورم در کوتاه‌مدت معنادار بوده ولی در بلندمدت ارتباط معناداری میان این متغیرها یافت نشد.
۹	حامی	۱۳۹۳	۱۳۸۶-۱۳۴۴	VECM	رابطه میان تورم و درجه باز بودن اقتصاد مثبت و معنادار است.
۱۰	نادری و همکاران	۱۳۹۳	فروردین۱۳۸۰ فروردین ۱۳۹۲	VECM	قیمت نفت در ایران به طور مثبت و ناقص از نرخ تورم در ابعاد کوتاه‌مدت و بلندمدت عبور می‌کند.

مأخذ: طبقه‌بندی مطالعات موجود

بررسی عمده مطالعات داخلی در حوزه عوامل مؤثر بر نرخ تورم مبین آن است که مطالعات موجود عمدتاً در پی تحلیل اثرات متغیرهای مختلف اقتصادی (نظیر درجه باز بودن اقتصاد، حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، قیمت نفت و...) بر نرخ تورم با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی خطی و غیرخطی مختلف بوده‌اند و در این میان، مطالعات اندکی به بررسی عوامل مختلف اقتصادی بر نرخ تورم پرداخته‌اند. با این همه، مهمترین جنبه قابل توجه این حوزه را می‌توان به عدم وجود مطالعه‌ای که بتواند به طور جامع (درنظرگرفتن عوامل اقتصادی) به شناسایی، تحلیل و ارزیابی و نهایتاً مقایسه درجه عبور آثار متغیرهای اقتصادی بر تغییرات نرخ تورم بپردازد، نسبت داد. حقیقت قابل توجه دیگری که مقایسه مطالعات موجود در این حوزه پرده از آن برمی‌دارد، آن است که در عمده مطالعات معناداری ضرایب اثرگذاری متغیرها به کمک الگوهای مختلف آماری و اقتصادسنجی (فارغ از تحلیل اثرات غیرخطی و وجود ارتباط نامتقارن میان متغیرها) مورد توجه قرار داشته، حال آنکه در این مطالعه ضمن بررسی کمی و مبتنی بر تجزیه و تحلیل‌های آماری روابط میان متغیرهای تحقیق، ارتباط میان متغیرها در قالب رویکرد عبور مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد و وجود مفهوم درجه عبور، این قابلیت را فراهم می‌سازد که شدت درجه عبور اثرات متغیرهای اقتصادی مختلف را از نرخ تورم، مورد مقایسه و تحلیل قرار داده تا بر اساس آن بتوان امکان تدوین استراتژی‌های کارا و اثربخش در جهت کنترل تورم را به تصمیم‌گیران کلان اقتصادی کشور ارائه نمود.

۳- روش شناسی

رویکرد مدل‌سازی هم‌انباشتگی پنهان (CECM[1]) که در سال ۲۰۰۲ توسط گرنجر و یون[2] مطرح شد، به دنبال بررسی روابط غیرخطی میان اجزای مدل، بر اساس این ایده بود که افزایش قیمت‌ها و کاهش قیمت‌ها، به طور مجزا و با شدت اثرگذاری‌های مختلف اثرات خود را لحاظ می‌کنند. به بیان دیگر، مدل CECM، به بررسی هم‌انباشتگی میان ترکیبات مثبت و منفی تجمعی داده‌های سری زمانی می‌پردازد. بر اساس این نظریه در صورتی که ترکیبات داده‌های دو سری زمانی (مثبت و منفی) هم‌انباشتگی داشته باشند، آنگاه داده‌های مذکور دارای ارتباط هم‌انباشتگی پنهان می‌باشند. هم‌انباشتگی پنهان به عنوان مثال یک نوع هم‌انباشتگی غیرخطی است که با آزمون‌های معمول هم‌انباشتگی خطی در رابطه با آن با شکست مواجه شده است. شرح مدل مذکور از این قرار است که فرض کنید که x_t و y_t دو متغیر تصادفی سری زمانی هستند، آنگاه در صورتی که x_t و y_t هم‌انباشته بوده و حداقل یک بردار هم‌انباشتگی خطی بین آنها وجود داشته باشد، آنگاه یک هم‌انباشتگی نرمال بین x_t و y_t وجود خواهد داشت. در مقابل، هنگامی که روابط میان x_t و y_t، نامتقارن و غیرخطی باشد، آنگاه احتمال وجود یک هم‌انباشتگی پنهان با بردار غیرخطی بین آنها وجود خواهد داشت. بر این اساس، گرنجر و یون (۲۰۰۲) شوک‌های مثبت و منفی از طریق تجزیه

1. Crouching Error Correction Model
2. Granger & Yoon (2002)

متغیرهای x_t و y_t به اجزای منفی (x^-_t و y^-_t) و مثبت (x^+_t و y^+_t) متناظر استخراج می‌نمایند. تفاوت عمده تجزیه متغیرها در رویکرد هم‌انباشتگی پنهان با سایر روش‌ها در این است که در این روش، ابتدا سری تغییرات متغیرهای مورد نظر را برآورد نموده و در گام بعد، سری تغییرات هر متغیر را به دو بخش سری در بر دارنده تغییرات مثبت و منفی تفکیک نموده و برای دوره‌هایی که در هر سری تغییر معناداری وجود نداشت، عدد صفر را در نظر می‌گیریم (به عنوان مثال سری تغییرات مثبت متغیر x در مواردی که تغییرات مثبت وجود داشته باشد، شامل میزان عددی همان تغییرات خواهد بود و در سایر موارد عدد صفر را شامل می‌شود). پس از آن برای محاسبه اجزاء مثبت و منفی متناسب با رویکرد هم‌انباشتگی پنهان، به روش تجمعی[1] عمل نموده و از ابتدای دوره، تغییر متناظر با هر دوره را با تغییرات دوره‌های قبل تجمیع می‌نماییم و این عمل را برای تمامی دوره‌های زمانی هر جزء از یک متغیر (اعم از مثبت و منفی) اعمال کرده و بدین ترتیب، اجزاء مثبت و منفی مزبور ساخته خواهند شد. گرنجر و یون (۲۰۰۲) اثبات می‌کنند که این شیوه از تجزیه متغیرها، ضمن ایجاد امکان بررسی وجود هم‌انباشتگی پنهان میان متغیرهای غیرخطی، امکان تحلیل دقیق‌تر شوک‌های برون‌زا را نیز در افق‌های زمانی گوناگون فراهم می‌آورد. به بیان روشن‌تر، در این روش، اگر یک شوک برون‌زای مثبتی در یک متغیر رخ دهد و اثرات آن در چندین دوره باقی بماند، تجزیه تجمعی متغیرها در قالب الگوی CECM، امکان بررسی روابط را در ابعاد زمانی گوناگون و به طور دقیق‌تر فراهم می‌سازد.

به همین منظور، آنها ثابت می‌کنند که x, y زمانی هم‌انباشته پنهان هستند که ترکیبات آنها هم‌انباشته باشد. همچنین، احتمال بررسی هم‌انباشتگی پنهان میان همه ترکیبات محتمل اجزای مثبت و منفی $\{y_t, x_t\}$ نیز وجود دارد. بر اساس نظر گرنجر و یون (۲۰۰۲)، ممکن است که ما با یک شرح ۴ موردی میان $\{x^+_t, y^+_t\}$ یا $\{x^-_t, y^-_t\}$ مواجه شویم، آنگاه اگر،

۱) نه $\{x^+_t, y^+_t\}$ و نه $\{x^-_t, y^-_t\}$ هم‌انباشتگی پنهان نداشته باشند در آن صورت x و y هم‌انباشته نیستند.

۲) هر یک از $\{x^+_t, y^+_t\}$ یا $\{x^-_t, y^-_t\}$ و نه هر دوی آنها هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند. در آن صورت x و y نامتقارند.

۳) هم $\{x^+_t, y^+_t\}$ یا $\{x^-_t, y^-_t\}$ هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند. اما بردارهای هم‌انباشتگی آنها مختلف باشد در آن صورت x و y انباشته نیستند.

۴) هر دو $\{x^+_t, y^+_t\}$ یا $\{x^-_t, y^-_t\}$ هم‌انباشتگی پنهان داشته باشند و بردارهای هم‌انباشتگی آنها مشترک یا هم جهت باشد. در آن صورت x و y انباشته هستند.

بر پایه مفاهیم ارائه شده، حال می‌توان اشاره داشت که مدل CECM شبیه مدل ECM استاندارد بوده که در آن تجزیه تغییرات قیمت با اجزای مثبت و منفی لحاظ می گردد. بر اساس نظر گرنجر و یون (۲۰۰۲) عدم تقارن هم‌انباشتگی بین یک جفت از ترکیبات داده‌هایی است که این داده‌ها در بین پارامترهای تعدیل شده تفاضلی نیستند. جمله اصلاح خطا در مدل CECM تعدیلات تعادل بلندمدت بین اجزای هم‌انباشته تعبیر می‌شود در حالی‌که وقفه در اولین تفاضل در این مدل تعدیلات کوتاه‌مدت که تعادل بلندمدت پنهان دارد را تفسیر می‌نماید. همچنین باید توجه داشت که اگرچه این مدل براساس مدل دو مرحله‌ای انگل ـ گرنجر بوده، اما در پی تحمیل ساختاری یک بردار هم‌انباشتگی بین x , y نیست، بلکه آن یک تحقیق میان همه هم‌انباشتگی‌های موجود میان اجزای مختلف داده‌ها می‌باشد (هنرور[2]، ۲۰۰۹).

همان‌گونه که مک‌کینان[3] (۱۹۹۱) ارزش مقادیر بحرانی را برای آزمون هم‌انباشتگی قابل اجرا درآورد، گرنجر و یون (۲۰۰۲) نیز این مقادیر را برای آزمون هم انباشتگی بر پایه مدل CECM نشان داده‌اند. فرض کنید که $\{x^+_t, y^+_t\}$ تنها ترکیباتی هستند که هم‌انباشتگی با بردار هم‌انباشتگی $(1,\beta)$ دارند و لذا مدل ECM می‌تواند تعیین کند که:

(۱)

$$\Delta y^+_t = \psi_O + \psi_1(Y^+_{T-1} - \beta x^+_{t-1}-) + \sum_{i=1}^{k} \psi_{xi}\Delta x^+_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \psi_{y_j}\Delta y^+_{t-j} + \gamma_t$$

$$\Delta x^+_t = \gamma_o + \gamma_1(y^+_{t-1} - \beta x^+_{t-1}) + \sum_{i=1}^{k} \gamma_{xi}\Delta x^+_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{y_j} y^+_{t-j} + \varepsilon_t$$

اگر $\{x^-_t, y^-_t\}$ هم‌انباشته باشند ما می‌توانیم نتایج مدل ECM را برای تغییرات منفی نشان دهیم (نادری و همکاران، ۱۳۹۳،

1. Cumulative

2. Honarvar (2009)

3. Mackinnon (1991)

۱۵۰).

٤- نتایج برآورد مدل

این مطالعه درصدد بررسی آثار عبور عوامل مختلف اقتصادی نظیر درجه باز بودن اقتصادی (OPEN)، حجم نقدینگی (M)، تولید ناخالص داخلی (GDP) و قیمت نفت (OIL) از نرخ تورم در ایران می‌باشد. لازم به ذکر است که در این تحقیق، از شاخص قیمت مصرف کننده جهت برآورد نرخ تورم بهره برده خواهد شد. بر این مبنا، جهت انجام تجزیه و تحلیل‌های تحقیق، از داده‌های سری زمانی ماهانه از آبان ۱۳۸۰ لغایت آبان ۱۳۹۷ استفاده شده است، که آمار و اطلاعات آنها از بانک مرکزی و مرکز آمار ایران جمع‌آوری گردیده‌اند. لازم به تأکید است که به منظور همگن‌سازی داده‌های مورد استفاده در این تحقیق، کلیه داده‌ها به سال پایه ۱۳۸۹ (اردیبهشت ماه) رسیده‌اند تا بر اساس آن بتوان تورش ناشی از همگن نبودن داده‌ها را از بین برد. با توجه به اینکه، هدف اصلی این مطالعه بررسی اثرات عبور غیرخطی و نامتقارنِ بلندمدت میان عوامل مختلف اقتصادی و شاخص تورم در قالب الگوی CECM بوده، ضروری است تا ابتدا به معرفی متغیرها در قالب الگوی مورد استفاده پرداخته شود.

INF: نرخ تورم که از طریق شاخص قیمت مصرف کننده (CPI) قابل برآورد می‌باشد، بدین صورت که دیفرانسیل لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده بیانگر شاخص تورم خواهد بود (DLCPI = INF).

INF^{+} و INF^{-}: به ترتیب مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) شاخص تورم.

$OPEN^{+}$ و $OPEN^{-}$: به ترتیب مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) متغیر درجه باز بودن اقتصادی.

LM^{+} و LM^{-}: به ترتیب مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) متغیر حجم نقدینگی.

$LGDP^{+}$ و $LGDP^{-}$: به ترتیب مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) متغیر تولید ناخالص داخلی.

$LOIL^{+}$ و $LOIL^{-}$: به ترتیب مجموع تجمعی مثبت (اجزاء مثبت) و منفی (اجزاء منفی) متغیر قیمت نفت.

پس از معرفی متغیرها و پیش از الگوسازی روابط میان آنها، جهت کاهش احتمال بروز رگرسیون کاذب، می‌بایست مانایی متغیرهای تحقیق را بررسی نمود. در صورت الگوسازی متغیرهای نامانا، نتایج برآوردها قابل اعتماد نبوده، به این علت که، آماره‌های میانگین، واریانس و کوواریانسِ متغیرهای نامانا در طول زمان تغییر می‌کنند و این امر منجر به تغییر و بی‌ثباتی آماره t و بالتبع آماره‌هایF و R^2 شده و تصمیم‌گیری در رابطه با معناداری کل مدل با ابهام مواجه خواهد شد. بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی به کمک آزمون‌های متنوعی قابل انجام می‌باشد که بسته به نوع داده‌ها و هدف الگوسازی‌ها، نوع این آزمون‌ها را می‌توان انتخاب نمود (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲، ۷۷).

در این میان، همانگونه که آرلتوا و فدروا[1] (۲۰۱۶) تأکید دارند، در حالی‌که در داده‌های زمانی با تواتر طولانی (نظیر داده‌های فصلی و سالانه) و نیز نمونه‌های کوچک، بکارگیری آزمون‌های دیکی-فولر تعمیم یافته و فیلیپس پرون از تورش کمتر و کارایی بالاتری برخوردارند و نیز آزمون مانایی KPSS نیز برای نمونه‌های بسیار کوچک از نتایج قابل اتکاتری برخوردار است، آزمون مانایی NP (Ng-Perron) (۲۰۰۱) در نمونه‌های مختلف و به ویژه در داده‌های ماهانه و فصلی (با تواتر کوتاه)، داده‌های با رفتار غیرخطی و نیز داده‌های دارای فرایند MA منفی[2]، دارای قوی‌ترین عملکرد بوده است. لازم به ذکر است که آزمون مانایی NP، ترکیبی و تعدیل شده از آزمون‌های مانایی فیلیپس-پرون[3] (در راستای در نظر گرفتن آماره‌های Z_t ، Z_α)، ERS[4] (به منظور در نظر گرفتن آماره MPT)، سارجن-باهاراگاوا[5] (MSB)، بوده که با درنظر گرفتن مراتب مختلف برآوردگرهای اتورگرسیو[6] (AR(P)) یا وقفه‌های متغیر مورد بررسی (به عنوان برآوردگر تراکم طیفی[7] موجود در آن متغیر)که بر پایه روش برآورد GLS روندزدایی شده است، سعی در تعدیل معیارهای بررسی مانایی یک متغیر با عنایت به آماره‌های آزمون مختلف برآمده از آزمون‌های مانایی نام برده شده (MZa، MZt، MSB و MPT) نموده تا بر اساس آن بتوان جهت جلوگیری از ایجاد رگرسیون کاذب، به بررسی دقیق مانایی متغیرها پرداخت. بر این اساس، به بررسی مانایی متغیرهای پژوهش به کمک آزمون NP در قالب جدول (۲)

1. Arltová & Fedorová (2016)
2. Negative Moving Average Process
3. Phillips-Perron (1988)
4. Elliot, Rothenberg & Stock (1996)
5. Sargan-Bhargava (1986)
6. Autoregressive
7. Spectral Density

پرداخته خواهد شد.

جدول ۲. بررسی مانایی NP متغیرهای تحقیق در سطح معناداری ۹۵ درصد

نام متغیر	MZa-Stat.	MZt-Stat.	MSB-Stat.	MPT-Stat.	نتیجه آزمون
	-۸/۱	-۱/۹۸	۰/۲۳	۳/۱۷	
LCPI	-۱/۴۳	-۰/۶۱	۲/۷۹	۸/۵۹	نامانا I(1)
INF	-۱۵/۱۶	-۴/۷۱	۰/۱۸	۱/۷۱	مانا I(0)
INF +	۰/۹۳	۱/۳۹	۱/۴۶	۱۴/۴۶	نامانا I(1)
INF -	-۱۱/۰۸	-۳/۳۷	۰/۱۳	۱/۵۵	مانا I(0)
LOPEN	-۵/۶۲	۰/۹۱	۱/۵۶	۵/۲۷	نامانا I(1)
+LOPEN	-۳/۱۹	۰/۶۴	۰/۸۹	۴/۹۲	نامانا I(1)
LOPEN -	-۶/۷۲	-۰/۰۷	۱/۹۲	۵/۸۴	نامانا I(1)
LM	-۱/۲۷	۱/۲۱	۳/۱۲	۱۵/۳۶	نامانا I(1)
LM +	-۱/۱۹	۱/۰۸	۳/۹۴	۱۳/۷۴	نامانا I(1)
LM -	-۲/۷۴	۱/۴۶	۲/۵۹	۱۸/۴۲	نامانا I(1)
LGDP	-۴/۸۱	۰/۴۹	۱/۳۲	۵/۸۸	نامانا I(1)
LGDP +	-۳/۹۰	۱/۱۲	۱/۲۹	۵/۳۷	نامانا I(1)
LGDP -	-۵/۲۵	۰/۵۸	۱/۴۸	۵/۶۹	نامانا I(1)
LOIL	-۳/۵۸	۰/۶۳	۲/۱۶	۷/۴۱	نامانا I(1)
LOIL+	-۳/۱۶	۰/۹۲	۱/۹۰	۶/۷۳	نامانا I(1)
LOIL-	-۳/۹۲	۰/۷۴	۲/۳۸	۸/۱۶	نامانا I(1)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول فوق نشان می‌دهد که بر اساس مقادیر بحرانی و مقادیر جدول برای کلیه آماره‌های آزمون (MZa، MZt، MSB و MPT) فارغ از متغیر تورم، تمامی متغیرهای تحقیق و اجزاء مثبت و منفی آنها در سطح ۹۵ درصد اطمینان، نامانا بوده‌اند. در مورد متغیر تورم نیز باید اذعان داشت که اگرچه متغیر تورم و اجزاء منفی آن بر اساس آماره‌های آزمون مزبور، متغیری مانا شناسایی شده است، اما اجزاء مثبت این متغیر، در سطح ۹۵ درصد اطمینان، نامانا ارزیابی گردیده است (لازم به ذکر است که این تفاوت در مانایی یک متغیر و اجزاء مثبت ومنفی آن، بر اساس روش تجزیه تجمعی[1] متغیرها بر اساس رویکرد هم‌انباشتگی پنهان و الگوی CECM قابل توجیه می‌باشد). همچنین، نتایج این جدول بیانگر این امر است که، تخمین رابطه میان عوامل اقتصادی مورد مطالعه و نرخ تورم به روش OLS نادرست بوده، چراکه مرتبه هم‌انباشتگی این متغیرها با یکدیگر برابر نمی‌باشد، لذا، ترسیم رابطه بلندمدت میان متغیرهای مذکور به لحاظ کمی با ابهام مواجه خواهد شد. در چنین شرایطی، می‌توان وجود رابطه هم‌انباشتگی پنهان میان اجزاء این متغیرها را به کمک روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر آزمون نمود. در این روش ابتدا یک رابطه رگرسیونی میان متغیرهای نامانای مورد نظر تخمین زده می‌شود و سپس به بررسی مانایی پسماندهای معادله برآوردی پرداخته خواهد شد. در صورتی که، این پسماندها مانا باشند، آنگاه میان متغیرهای مورد بررسی، رابطه بلندمدت وجود خواهد داشت. به همین منظور، ابتدا دو رابطه رگرسیون برآورد خواهد شد، یکی میان اجزاء مثبت متغیرهای اقتصادی و اجزاء مثبت تورم و دیگری میان اجزاء منفی این دو گروه از متغیرها. نتایج برآورد این الگوها در معادلات (۲) و (۳) ارائه شده است[2].

(۲)

$$INF_t^{+} = 14/63 + 0/45\ LM_t^{+} - 0/19 LOPEN_t^{+} - 0/33 LGDP_t^{+} + 0/31\ LOIL_t^{+} + E1$$

$$t: (7/46)\ (28/87)\ (-13/25)\ (-23/42)\ (14/97)$$

(۳)

$$INF_t^{-} = 5/18 + 0/34\ LM_t^{-} - 0/20 LOPEN_t^{-} - 0/41 LGDP_t^{-} + 0/27\ LOIL_t^{-} + E2$$

$$t: (1/63)\ (19/26)\ (-18/47)\ (-27/36)\ (20/16)$$

1. Cumulative

۲. در مدل‌سازی‌های این مطالعه، از یکسو با توجه به اینکه درجه باز بودن حاصل از نسبت مجموع صادرات (Total Exports) به مجموع واردات (Total Imports) می‌باشد و از سوی دیگر با عنایت به لگاریتمی بودن متغیرها و نکات مربوط به متغیرهای لگاریتمی در الگوسازی‌های آماری خواهیم داشت:

$$LOPEN = \log\left(Total\ Exports / Total\ Imports\right) = \log(Total\ Exports) - \log(Total\ Imports)$$

پس از برآورد الگوی رگرسیونی مرحله اول آزمون انگل- گرنجر، جهت اطمینان حاصل نمودن از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق، به بررسی مانایی پسماندهای هر یک از الگوها پرداخته خواهد شد. نتایج این آزمون در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. بررسی مانایی پسماندها به کمک آزمون مانایی NP

نام متغیر	MZa-Stat.	MZt-Stat.	MSB-Stat.	MPT-Stat.	نتیجه آزمون
	-۸/۱	-۱/۹۸	۰/۲۳	۳/۱۷	
E1	-۱۳/۵۹	-۶/۴۲	۰/۱۴	۱/۸۵	مانا I(0)
E2	-۱۲/۷۳	-۵/۲۷	۰/۱۶	۱/۵۱	مانا I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج این جدول بیانگر مانایی پسماندهای الگوهای فوق بوده و این امر مؤید وجود رابطه بلندمدت معنادار میان اجزاء مثبت و منفی متغیرهای اقتصادی و نرخ تورم (به طور متناظر) با یکدیگر بوده که بر این اساس فرم تصریحی رابطه بلندمدت این متغیرها همان الگوهای تصریح شده در معادلات (۲) و (۳) می‌باشند. بنابراین، می‌توان دریافت که میان عوامل اقتصادی مورد نظر این مطالعه و نرخ تورم هم انباشتگی پنهان وجود دارد. با توجه به این امر، جهت بررسی رابطه پویا میان متغیرهای معادلات (۲) و (۳) از مدل CECM استفاده خواهد شد. اما پیش از استفاده از این مدل، تعیین وقفه بهینه الزامی بوده، چراکه نتایج مدل مذکور شدیداً به تغییر وقفه حساس می‌باشد. لازم به ذکر است که در این مطالعه، به کمک مدل VAR وقفه بهینه متغیرهای مدل تعیین شده است. به همین منظور، جهت تعیین وقفه‌ی مناسب میان اجزاء مثبت عوامل اقتصادی و تورم، از معیارهای اطلاعات آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC)، هنان-کوئین (HQ)، خطای پیش بینی نهایی (FPE) و آزمون نسبت درست‌نمایی تعدیل شده (LR) استفاده می‌شود. بر این اساس، آماره‌های مذکور برای وقفه‌های ۱ الی ۸ آزمون شده و طبق تمامی معیارها (به جز معیار شوارتز- بیزین (SBC) که وقفه بهینه را عدد یک گزارش نموده است)، وقفه بهینه برابر دو به دست آمده است. همچنین جهت تعیین وقفه بهینه میان اجزاء منفی عوامل اقتصادی و تورم نیز از معیارهای فوق استفاده شده و نتایج این آماره‌ها بیانگر یک وقفه به عنوان بهترین وقفه جهت ترسیم رابطه پویای میان متغیرها بوده‌اند. لازم به ذکر است که تعداد وقفه‌های بهینه در مدل CECM، از لحاظ عددی یک واحد کوچک‌تر از حالت معمول بوده، چرا که در این مدل متغیرها به‌صورت تفاضلی هستند و در حقیقت یک وقفه در آنها وجود دارد. بنابراین، نتایج تخمین مدل CECM برای هر دو دسته از اجزاء مثبت و منفی به تفکیک در روابط (۴) و (۵) ارائه شده است:

(۴)

$$dINF_t^+ = 7/29 + 0/26dLM_t^+ + 0/11dLM_{t-1}^+ + 0/08dLM_{t-2}^+ - 0/10dLOPEN_t^+ - 0/06dLOPEN_{t-1}^+ - 0/04dLOPEN_{t-2}^+ - 0/21dLGDP_t^+ - 0/07dLGDP_{t-1}^+ - 0/05dLGDP_{t-2}^+ + 0/14dLOIL_t^+ + 0/05dLOIL_{t-1}^+ + 0/04dLOIL_{t-2}^+ + 0/46dINF_{t-1}^+ + 0/11dINF_{t-2}^+ - 0/19\ E1(-1)$$

$$(3/01)\ (15/71)\ (13/47)\ \ (12/46)\ \ (-14/29)\ \ (-8/38)\ (-6/72)\ (-28/18)\ (-10/67)\ \ (-8/85)\ \ (19/06)\ (8/83)\ (5/48)\ \ (14/12)\ (7/74)\ (-9/06)$$

$$\bar{R}^2 = 0/99\ \ F: 14957/72\ (0/0000)\ \ DW: 1/9896$$

بر اساس نتایج معادله (۴) مطابقت با اشارات تئوریکی مطرح شده، اجزاء مثبت (تغییرات مثبت) متغیرهای حجم پول، درجه باز بودن اقتصاد و قیمت نفت، در هر دو وقفه زمانی مورد نظر الگوی ترسیم شده، با اجزاء مثبت تورم (تغییرات مثبت) رابطه مستقیم و معنادار داشته و این بدین معنا است که افزایش متغیرهای نامبرده شده اگرچه به طور مستقیم از نرخ تورم عبور می‌کند اما درجه عبور آن ناقص بوده بدین معنا که به همان اندازه افزایش در این متغیرها، نرخ تورم افزایش نیافته است. به عنوان مثال اگر میزان حجم پول یک واحد در وقفه اول خود افزایش یابد میزان نرخ تورم، در همان زمان معادل ۰/۲۶ واحد افزایش یافته است. همچنین، با عنایت به هم‌انباشته بودن متغیرها، انتظار بر این بوده است که اثرات متغیرها بر روی یکدیگر در طول زمان (با افزایش طول وقفه‌ها) رو به کاهش باشد. از این‌رو، نتایج تحقیق نیز نشان داده‌اند که میزان اثرات حجم پول در وقفه دوم بر تغییرات نرخ تورم کاهش یافته و افزایش یک واحدی حجم پول در وقفه نخست، به میزان ۰/۱۱ واحد و به‌طور مستقیم از نرخ تورم عبور نموده و متناظر با افزایش یک واحدی وقفه دوم حجم پول، نرخ تورم به‌طور

متوسط معادل ۰/۰۸ افزایش معنادار را تجربه نموده است. با این حساب، افزایش در حجم پول به طور متوسط حدود ۰/۴۵ واحد از نرخ تورم عبور می‌کند، آن هم به‌طور معنادار و مستقیم (به ازاء هر یک واحد افزایش در حجم پول). این نحوه عبور برای متغیرهای درجه باز بودن و قیمت نفت نیز متناظراً به همین شکل تفسیر خواهند شد.

به‌علاوه، نکته قابل تأمل در این بین آن است که شدت عبور حجم پول از نرخ تورم بیش از عبور متغیرهای تولید ناخالص حقیقی، قیمت نفت و درجه باز بودن اقتصاد بوده که این امر دال بر آن است که ریشه اصلی تغییرات تورم را می‌توان در تغییرات حجم پول جست و جو نمود. از طرف دیگر، عبور اجزاء مثبت تولید ناخالص حقیقی از تورم بر اساس معادله شماره (۴) به‌صورت معکوس بوده و شدت این ارتباط در سطح و وقفه‌های اول و دوم معادل ۰/۲۱ و ۰/۰۷ و ۰/۰۵ واحد کاهش در تورم به ازاء یک واحد افزایش در سطح و وقفه‌های اول و دوم تولید ناخالص حقیقی (به طور متناظر) می‌باشد. همچنین، ضریب تصحیح خطا E1(-1) در معادله (۴) نیز بیانگر همگرا بودن تغییرات مثبت متغیرهای تحقیق و تورم بوده است. بر این اساس و با عنایت به ماهیت تئوریک ضریب تصحیح خطا در مشخص نمودن زمان نسبی بازگشت به مسیر تعادلی در صورت انحراف از این مسیر تعادلی بلندمدت باید اظهار داشت که در صورتی که در کوتاه‌مدت یک تغییر از ناحیه اجزاء مثبت متغیرهای حجم نقدینگی، درجه باز بودن، تولید ناخالص حقیقی یا قیمت نفت به نرخ تورم وارد شود، آنگاه نرخ تورم پس از حدود پنج دوره (پنج ماه) به تعادل بلندمدت باز خواهد گشت. این امر دربردارنده این حقیقت می‌باشد که تعادل بلندمدتی که پیشتر میان متغیرهای تحقیق برآورد و تصریح گردید، یک رابطه معنادار بوده و بر اساس معادله تصحیح خطای مبتنی بر آن می‌توان استدلال نمود که به طور متوسط آثار شوک‌های مثبت متغیرهای مستقل تحقیق در طول پنج دوره می‌توانند اثر معنادار بر افزایش تورم داشته باشند. علاوه بر این، ضریب تعیین مدل حاکی از آن است که الگوی برآورد شده، ۹۹ درصد رفتار متغیر وابسته را توضیح می‌دهد و آماره F نیز مبین معنادار بودن کل مدل در سطح خطای صفر درصد است. همچنین، آماره دوربین واتسون نشان می‌دهد که بعلت وارد کردن دو وقفه از متغیر وابسته در مدل، مشکل خودهمبستگی در پسماندهای الگوی وجود نداشته است.

(۵)

$$dINF_t^- = -1/19 + 0/23dLM_t^- + 0/10dLM_{t-1}^- - 0/11OPEN_t^- - 0/08OPEN_{t-1}^-$$
$$(-1/98)\ (23/65)\ (16/08)\ (-18/73)\ (-9/86)$$
$$0/27dLGDP_t^- - 0/12dLGDP_{t-1}^- + 0/15dLOIL_t^- + 0/07dLOIL_{t-1}^- + 0/51dINF_{t-1}^- - 0/12\ E2(-1)$$
$$(-31/24)\ (-29/73)\ (19/43)\ (11/29)\ (27/91)\ (-23/04)$$

$$\bar{R}^2 = 0/97 \quad F: 11348/11\ (0/0000) \quad DW: 1.9958$$

معادله (۵) نیز نشان می‌دهد که، عبور اجزاء منفی متغیرهای حجم پول، درجه باز بودن اقتصاد، قیمت نفت و تولید ناخالص حقیقی از اجزاء منفی نرخ تورم در کوتاه‌مدت به‌صورت معناداری بوده و صرف نظر از جهت ارتباط تغییرات متغیرها با اجزاء منفی متغیر نرخ تورم، شدت عبور آنها از تورم نیز با یکدیگر برابر نبوده و با کاهش یک واحدی این متغیرها، اجزاء منفی نرخ تورم به میزان کمتر از یک واحد کاهش را تجربه می‌نماید. در این میان، عبور اجزاء منفی تولید ناخالص حقیقی از تورم، به‌طور مستقیم و معنادار بوده، به گونه‌ای که با کاهش تولید ناخالص حقیقی، تغییرات منفی نرخ تورم نیز کاهش یافته که این امر به معنای افزایش نرخ تورم خواهد بود (اما نه به همان شدت) اما این امر در زمینه ارتباط بین اجزاء منفی متغیرهای حجم پول، قیمت نفت و درجه باز بودن اقتصاد با اجزاء منفی نرخ تورم، به‌صورت معکوس بوده است. بدین صورت که به عنوان مثال با کاهش یک واحدی در سطح و وقفه‌های اول و دوم متغیر حجم پول، تغییرات منفی نرخ تورم به میزان ۰/۴۴ واحد افزایش یافته که این امر مؤید کاهش قابل توجه نرخ تورم در نتیجه کاهش حجم پول در بازه‌های زمانی مختلف می‌باشد. شدت این ارتباط برای مقادیر سطح و وقفه‌های اول اجزاء منفی متغیرهای درجه باز بودن و تولید ناخالص حقیقی نیز یک رابطه معکوس و با شدت ارتباط (به ترتیب و به‌طور متوسط) برابر ۰/۱۹ و ۰/۳۹ بوده که این موضوع مطابق با مباحث تئوریک مطرح شده می‌باشد. همچنین، ارتباط میان متغیر اجزاء منفی قیمت نفت و تورم، چه در سطح و چه در وقفه اول متغیر اجزاء منفی قیمت نفت، یک ارتباط معنادار و مستقیم بوده که شدت اثرگذاری میان آنها برای سطح و وقفه متغیر قیمت نفت معادل ۰/۱۵ و ۰/۰۷ واحد

محاسبه گردیده است. علاوه بر آن، ضریب E2(-1) نیز نشان می‌دهد تغییرات منفی متغیرهای تحقیق و تورم همگرا بوده و در این صورت اگر یک تغییر منفی از جانب هر یک از متغیرهای تحقیق به نرخ تورم وارد شود، آنگاه نرخ تورم پس از حدود (اندکی بیشتر از) هشت دوره مجدداً به مسیر تعادلی بلندمدت خود باز می‌گردد.

در راستای معناداری کل مدل، آماره F مؤید قابل اتکا بودن نتایج کل مدل در سطح اطمینان ۱۰۰ درصد بوده و ضریب تعیین تعدیل شده نیز مبین آن است که ۹۷ درصد رفتار متغیر وابسته توسط الگوی برازش شده، توضیح داده شده است. به‌علاوه، آماره دوربین واتسون حاکی از عدم وجود خودهمبستگی سریالی میان اجزاء اخلال مدل برآورد شده، می‌باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر تلاش شده است تا به تجزیه و تحلیل آثار عبور مهمترین عوامل اقتصادی از نرخ تورم در اقتصاد ایران با بکارگیری الگوهای غیرخطی و نامتقارن CECM پرداخته شود. به همین منظور، نخست با تکیه بر شواهد تجربی اقتصاد ایران، مهمترین مطالعات موجود و بررسی آمارهای رسمی انتشار یافته، سعی در شناسایی اثرگذارترین متغیرهای اقتصادی نموده و پس از آن به انجام الگوسازی عبور متغیرها از نرخ تورم با تکیه بر الگوسازی‌های غیرخطی و نامتقارن به عنوان جدیدترین رویکردهای آماری و اقتصادسنجی پرداخته شد. شایان ذکر است که اهمیت بکارگیری این رویکرد الگوسازی بدان سبب است که به علت انطباق بیشتر با حقایق دنیای موجود، تحقق اهداف با قابلیت اتکای بالاتر را ممکن ساخته و از این نظر، سیاست‌گذاری بر پایه نتایج به دست آمده را از ضمانت اجرایی بالاتری برخوردار خواهد ساخت. برای نیل به هدف اصلی تحقیق، در بخش الگوسازی، بر مبنای اصول اساسی اقتصادسنجی، مانایی متغیرها با استفاده از آزمون مانایی NP مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از این آزمون‌ها، نشان داد که در حالی که سری زمانی شاخص قیمت مصرف‌کننده نامانا، تفاصل مرتبه اول آن (نرخ تورم) و نیز اجزاء منفی نرخ تورم، مانا و I(0) بوده، اجزای مثبت نرخ تورم در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بر اساس نتایج آزمون مانایی NP، نامانا از مرتبه اول تشخیص داده شد. همچنین، نتایج این آزمون مانایی مؤید نامانایی و I(1) بودن کلیه اجزاء مثبت و منفی سایر متغیرهای تحقیق در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده‌اند. بر پایه این نتایج آنچه حائز اهمیت است آن است که به سبب برابر نبودن مرتبه هم‌انباشتگی این متغیرها با یکدیگر، برآورد رابطه معنادار و قابل اتکا میان عوامل اقتصادی تحقیق و نرخ تورم به روش OLS میسر نبوده و لذا، ابهام در ترسیم رابطه بلندمدت میان اجزاء مثبت و منفی متغیرهای مذکور از طریق آزمون هم‌انباشتگی پنهان میان اجزاء این متغیرها را به کمک روش دو مرحله‌ای انگل-گرنجر بررسی و برطرف گردید. در ادامه بررسی‌ها در بخش الگوسازی، با به کارگیری مدل CECM، به برآورد رابطه بلندمدت غیرخطی (هم‌جمعی پنهان) و مدل‌سازی آن در میان اجزاء مثبت و منفی متغیرها پرداخته شد. نتایج بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای تحقیق بیانگر آن بوده است که اجزاء مثبت متغیرها با یکدیگر و اجزاء منفی آنها نیز با هم (به طور مجزا) دارای رابطه بلندمدت با یکدیگر بوده‌اند. پس از برآورد روابط بلندمدت و تصحیح خطای میان متغیرها، نتایج تحقیق از قرار زیر بوده‌اند:

۱) عبور اجزاء منفی متغیرهای حجم پول و قیمت نفت در کوتاه‌مدت از اجزاء منفی (تغییرات منفی) نرخ تورم مستقیم و معنادار بوده و این امر بدین معناست که کاهش در حجم پول (به عنوان مؤثرترین متغیر اثرگذار بر تغییرات نرخ تورم) منجر به کاهش شاخص تورم می‌گردد به طوری‌که اگر میزان حجم پول و قیمت نفت یک واحد کاهش یابد، در آن صورت شاخص تورم به طور متوسط و به ترتیب به میزان ۰/۴۳ و ۰/۲۱ واحد کاهش خواهد یافت، که این امر نشان از عبور ناقص این متغیرها از نرخ تورم دارد. در این میان قابل توجه بودن شدت عبور کاهش حجم پول از متغیر تورم بیانگر آن است که در صورت وجود هدف‌گذاری تورمی، سیاست کاهش حجم پول (در قیاس با سایر متغیرهای اقتصادی تحقیق) نه تنها از کارایی و اثربخشی بیشتر برخوردار بوده، بلکه ابزاری قابل کنترل توسط مقامات پولی کشور بوده و تغییر آن همانند متغیرهای قیمت نفت یا تولید ناخالص داخلی حقیقی، زمان‌بر نخواهد بود.

۲) همچنین، عبور اجزاء منفی درجه باز بودن اقتصاد و تولید ناخالص حقیقی از نرخ تورم که جملگی معنادار بوده‌اند، بر این نکته تأکید دارند که ارتباط معکوسی میان اجزاء منفی این

متغیرها با نرخ تورم وجود دارد، بدین معنا که هرچه تولید ناخالص داخلی حقیقی کاهش یابد، نرخ تورم نیز به طور متوسط کاهش معناداری (۰/۳۹ واحد به ازاء هر یک واحد کاهش در GDP حقیقی) را تجربه می‌نماید. این در حالی است که درجه باز بودن اقتصاد، به طور متوسط عبور به مراتب ضعیف‌تری (حدوداً نصف) از کاهش نرخ تورم در قیاس با این متغیر داشته است. این نتیجه از دو منظر حائز اهمیت خواهد بود: نخست آنکه رشد تولید ناخالص حقیقی همان‌گونه که تئوری‌های اقتصادی نیز بیان می‌دارند، نقش پررنگی در کاهش نرخ تورم ایفا می‌کند و دیگر اینکه درجه باز بودن اقتصاد به تنهایی قادر به تغییر قابل توجه در نرخ تورم نخواهد بود و در صورتی که با سیاست کاهش در حجم پول یا رشد تولید ناخالص حقیقی همراه شود، می‌تواند به طرز قابل توجهی به کاهش نرخ تورم بیانجامد.

۳) بر اساس عبور اجزاء مثبت متغیرهای مستقل تحقیق از نرخ تورم نیز می‌توان دریافت که به ترتیب افزایش حجم پول، کاهش تولید ناخالص حقیقی، افزایش قیمت نفت و کاهش درجه باز بودن اقتصاد بیشترین اثرات را در افزایش نرخ تورم ایفا می‌کنند. بر اساس نتایج تحقیق، رشد حجم پول اثری حتی بیشتر از مجموع اثرات درجه باز بودن اقتصاد و افزایش قیمت نفت در رشد نرخ تورم را در بازه زمانی تحقیق ایفا نموده‌اند که این امر ریشه در چند علت اساسی دارد که مهمترین آنها عبارتند از: در انحصار دولت بودن درآمدهای حاصل از صادرات نفت، عدم استقلال بانک مرکزی، سهم کوچک بخش خصوصی در صادرات و واردات کشور، بزرگ بودن بخش دولتی، سیاست‌های افزایشی حجم نقدینگی بدون پشتوانه نظیر سیاست هدفمندی یارانه‌ها، فعالیت بی‌رویه بانک‌های دولتی و خصوصی در ایجاد شبه پول و... بنابراین، جهت کنترل نرخ تورم، تنها اتکا نمودن به یک سیاست خاص نمی‌توان به موفقیت‌های چشمگیری دست یافت، بلکه این امر نیازمند یک عزم همه جانبه در کلیه بخش‌های اقتصادی کشور خواهد بود. با این حال، نتیجه این تحقیق، بر اهمیت کنترل حجم پول و رشد تولید ناخالص داخلی، تأکید به مراتب بیشتری را داشته است.

۴) با مقایسه نتایج الگوسازی در دوبخش اجزاء مثبت و منفی نیز می‌توان دریافت که اگرچه شدت عبور متغیرهای تحقیق از نرخ تورم با یکدیگر متفاوت بوده که این امر در سیاست‌گذاری‌های کنترل تورم نیز بسیار حائز اهمیت است، اما این نتیجه بر رتبه‌بندی میزان اهمیت متغیرها در تغییر نرخ تورم هیچ تأثیری نداشته است. از سوی دیگر، نتایج این الگوسازی‌ها نشان دهنده این مهم بوده‌اند که زمان بازگشت به تعادل در هنگام سیاست‌گذاری کاهش تورم و افزایش تورم بسیار متفاوت خواهد بود. به بیان روشن‌تر، بر اساس نتایج ضریب تصحیح خطا می‌توان دریافت که نقش عوامل اقتصادی مزبور در ایجاد تورم بسیار سریع‌تر از نقش آنها در کاهش این نرخ می‌باشد و لذا، در سیاست‌گذاری‌های تورمی به این عامل اساسی می‌بایست توجه شایان توجهی نمود.

در بخش مقایسه نتایج مطالعه حاضر با سایر مطالعات صورت پذیرفته در زمینه نوع ارتباط عوامل اقتصادی با نرخ تورم، می‌توان اظهار داشت که یافته‌های این تحقیق با نتایج لانگ و لیانگ (۲۰۱۸)، چوی و همکاران (۲۰۱۸)، تورکای (۲۰۱۸)، الینگتون و میلاس (۲۰۱۸)، خان و حنیف (۲۰۱۸)، ایجازحسین و ظفر (۲۰۱۸)، بودلر و ملیک (۲۰۱۷)، لین و همکاران (۲۰۱۷)، محمودی (۱۳۹۷)، محنت‌فر و همکاران (۱۳۹۵) و نادری و همکاران (۱۳۹۳) سازگار بوده در حالی‌که با نتایج مطالعات پدرسن (۲۰۱۸)، ساهو و کومارشارما (۲۰۱۸)، آلموهالی (۲۰۱۷)، ویلیانی و همکاران (۲۰۱۸)، فلاحتی و همکاران (۱۳۹۶)، شهیدی (۱۳۹۶)، کاکویی و نقدی (۱۳۹۳)، عظیمی و همکاران (۱۳۹۳) و ابونوری و همکاران (۲۰۱۴) مغایرت دارد. با توجه به نتایج تحقیق و از آنجایی که کنترل نرخ تورم در کشور ما از اهمیت بسزایی برای دولت، بانک مرکزی، سیاست‌گذاران خرد و کلان، سرمایه‌گذاران بخش‌های خصوصی و دولتی و... برخوردار است، پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران در اعمال برنامه‌ریزی در جهت کاهش نرخ تورم توجه خاصی به ترتیب به متغیرهای حجم پول، تولید ناخالص حقیقی، قیمت نفت و درجه باز بودن اقتصاد داشته باشند و با عنایت به نوع سیاست‌های بانک مرکزی مبنی بر افزایش یا کاهش نرخ تورم و همچنین بسته به بازه زمانی مورد انتظار جهت مشاهده نتایج سیاست‌ها، اقدام به اتخاذ سیاست‌های مختلف نمایند. با این همه نتایج این تحقیق بر نقش به مراتب پررنگ‌تر حجم پول و تولید ناخالص حقیقی در کنترل نرخ تورم، تأکید داشته است.

منابع

ابونوری، عباسعلی؛ نادری، اسماعیل؛ گندلی علیخانی، نادیا و عبدالهی، پرستو (۱۳۹۲). "تجزیه و تحلیل عدم تقارن میان شاخص سهام و نرخ تورم به کمک رویکرد هم انباشتگی پنهان: (مطالعه موردی ایران)". *فصلنامه راهبرد اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۵، ۹۴-۶۹.

اثنی‌عشری، ابوالقاسم؛ ندری، کامران؛ ابوالحسنی، اصغر؛ مهرگان، نادر و بابایی سمیرمی، محمدرضا (۱۳۹۵). "تأثیر تکانه‌های قیمت نفت بر تورم، رشد و پول، مطالعه موردی ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۲، ۱۰۲-۸۵.

تقی‌زاده، خدیجه و روشنی، کلثوم (۱۳۹۵). "رابطه تورم و رشد نقدینگی در اقتصاد ایران". *انتشارات دفتر تحقیقات و سیاست‌های پولی و بازرگانی، معاونت امور اقتصادی.*

جاودان، ابراهیم؛ پیش‌بهار، اسماعیل؛ حقیقت، جعفر و محمدرضایی، رسول (۱۳۹۶). "اندازه‌گیری اثر عبور قیمت جهانی به قیمت داخلی مواد غذایی منتخب در ایران". *فصلنامه اقتصاد کشاورزی و توسعه*، دوره ۱۰۰، شماره ۴، ۱۶۵-۱۴۷.

حامی، مهیار (۱۳۹۳). "تورم و باز بودن تجارت در ایران: یک تحلیل تجربی". *فصلنامه مجله اقتصادی*، شماره ۵ و ۶، ۸۴-۷۷.

شهیدی، فریبا (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر ثبات سیاسی بر باز بودن اقتصادی در کشورهای خاورمیانه". *اولین کنفرانس ملی نقش حسابداری، اقتصاد و مدیریت.*

عظیمی، سیدرضا؛ میری‌طامه، اشرف سادات؛ تقی‌زاده، خدیجه و صمدی، رضا (۱۳۹۳). "بررسی روند و علل تورم در ایران در سال‌های (۱۳۹۱-۱۳۸۹) و اقدامات صورت گرفته برای مهار آن". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، جلد ۱، شماره ۱، ۵۸-۲۵.

فلاحتی، علی؛ سهیلی، کیومرث و صادقی‌نسب، شبنم (۱۳۹۶). "درون‌زایی پول در ایران و پیامدهای آن". *دوفصلنامه اقتصاد پولی و مالی (دانش و توسعه سابق)*، شماره ۱۳، ۲۱-۱.

کاکویی، نصیبه و نقدی، یزدان (۱۳۹۳). "رابطه پول و تورم در اقتصاد ایران: شواهدی بر اساس مدل *P". *پژوهش‌های رشد و توسعه پایدار (پژوهش‌های اقتصادی)*، دوره ۱۴، شماره ۲، ۱۵۶-۱۳۵.

محمودی، الهه (۱۳۹۷). "جهانی شدن اقتصاد و تأثیر آن بر تورم در کشورهای در حال توسعه آسیایی". *فصلنامه سیاست‌های کاربردی و کلان*، شماره ۲۴، ۲۲-۱.

محنت‌فر، یوسف (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر شوک‌های نفتی بر متغیرهای اقتصاد کلان در ایران (۱۳۹۰-۱۳۵۰)". *مطالعات اقتصادی کاربردی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۱۵۶-۱۳۵.

مهرآرا، محسن و قبادزاده، رضا (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر تورم در ایران مبتنی بر رویکرد میانگین‌گیری بیزینی (BMA) و میانگین‌گیری حداقل مربعات (WALS)". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه*، سال بیست و یکم، شماره ۱، ۸۲-۵۷.

نادری، اسماعیل؛ گندلی علیخانی، نادیا و امیری، اشکان (۱۳۹۳). "آیا قیمت نفت از نرخ تورم در ایران عبور می‌کند؟". *نشریه انرژی ایران*، دوره ۱۷، شماره ۲، ۱۵۸-۱۳۲.

یزدانی، مهدی؛ درگاهی، حسن و اکبری افروزی، رقیه (۱۳۹۶). "هدف گذاری تورم با تأکید بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد کلان ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۲۲، شماره ۷۲، ۱۸۶-۱۵۱.

Abounoori, A. A., Nazarian, R. & Amiri, A. (2014). "Oil Price Pass-Through into Domestic Inflation: The Case of Iran". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 4(4), 662-669.

Alemu Haile, M. (2017). "Does Trade Openness Reduce Inflation? Empirical Evidence from Ethiopia". *Global Journal of Management and Business*, 17(1-B), 32-41.

Arltová, M. & Fedorová, M. (2016). "Selection of Unit Root Test on the Basis of Length of the Time Series and Value of AR(1) Parameter". *Statistica*, 4(3), 47-64.

Bowdler, Ch. & Malik, A. (2018). "Openness and Inflation Volatility: Panel Data

Evidence". *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 57-69.

Cerra, V. (2019). "How Can a Strong Currency or Drop in Oil Prices Raise Inflation and the Black-Market Premium?". *Economic Modelling*, 76, 1-13.

Choi, S., Furceri, D., Loungani, P., Mishra, S. & Poplawski-Ribeiro, M. (2018). "Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies". *Journal of International Money and Finance*, 82(2), 71-96.

Coulibaly, D. & Kempf, H. (2019). "Inflation Targeting and the Forward Bias Puzzle in Emerging Countries". *Journal of International Money and Finance*, 90, 19-33.

Ellington, M. & Milas, C. (2018). "Global Liquidity, Money Growth and UK Inflation". *Journal of Financial Stability,* SSRN, 1-17.

Granger, C.W. & Yoon, G. (2002). "Hidden Co-integration", Department of Economics, Working Paper, *University of California*, San Diego.

Honarvar, A. (2009). "Asymmetry in Retail Gasoline and Crude Oil Price Movement in the United States: An Application of Hidden Cointegration Technique". *Energy Economics*, 31, 395-402.

Ijaz Hussain, M. & Zafar, T. (2018). "The Interrelationship between Money Supply, Inflation, Public Expenditure and Economic Growth". *European Online Journal of Natural and Social Sciences*, Vol. 7, No. 1,1-24.

Jovic, S., Miladinovic, J. S., Micic, R., Markovic, S. & Rakic, G. (2019). "Analysing of Exchange Rate and Gross Domestic Product (GDP) by Adaptive Neuro-Fuzzy Inference System (ANFIS)". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 513, 333-338.

Khan, M. & Hanif, W. (2018). "Institutional Quality and the Relationship between Inflation and Economic Growth". *Empirical Economics*, 55, 1-23.

Lin, F., Mei, D., Wang, H. & Yao, X. (2017). "Romer Was Right on Openness and Inflation: Evidence from Sub-Saharan Africa". *Journal of Applied Economics*, 20(1), 121-140.

Long, Sh. & Liang, J. (2018). "Asymmetric and Nonlinear Pass-Through of Global Crude Oil Price to China's PPI and CPI Inflation". *Economic research - Ekonomska istraživanja*, 31(1), 240-251.

Lopez-Villavicencio, A. & Mignon, V. (2017). "Exchange Rate Pass-Through in Emerging Countries: Do the Inflation Environment, Monetary Policy Regime and Central Bank Behaviour Matter?". *Journal of International Money and Finance*, 79, 20-38.

Mackinnon, J.G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests", *Queen's Economics Department Working Paper*, No. 1227.

MacKinnon, J.G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests", Que*en's Economics Department Working Paper*, No. 1227.

Pedersen, M. (2018). "Credit Risk and Monetary Pass-Through—Evidence from Chile". *Journal of Financial Stability*, 36(2), 144-158.

Robinson, Z. (2017). "Sustainability of Platinum Production in South Africa and the Dynamics of Commodity Pricing". *Resources Policy*, 51, 107-114.

Sahu, P. & Kumar Sharma, N. (2018). "Impact of Trade Openness on Inflation in India: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach". *The Empirical Economics Letters*, 17(1), 21-32.

Sun, Y., Zhang, X., Hong, Y. & Wang, Sh. (2019). "Asymmetric Pass-Through of Oil Prices to Gasoline Prices with Interval Time Series Modelling". *Energy Economics*, 78, 165-173.

Turkay, M. (2018). "Does International

Liquidity Matter for G-7 Countries? A PVAR Approach". *International Econometric Review*, 10(1), 1-13.

Viliani, Sh., Ghaffari, F. & Hojhabr Kiani, K. (2018). "Does Oil Price Asymmetrically Pass-through Banking Stock Index in Iran?". *Iranian Economic Review*, Articles in Press, Accepted Manuscript, Available Online from 17 December 2018.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۵۰-۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (33-50)

مدلسازی اثرات اقتصادی و رفاهی گسترش بخش سلامت و کاهش بیماری در ایران (رویکرد CGE)

احسان طاهری[۱]، *حسین صادقی[۲]، لطفعلی عاقلی[۳]، علیرضا ناصری[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. دانشیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۳. دانشیار اقتصاد، پژوهشکده اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۴. استادیار اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۳/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۱۳)

Modelling the Economic and Welfare Effects of Expanding Health Sector and Sickness Reduction in Iran (CGE Approach)

Ehsan Taheri[1], *Hossein Sadeqi[2], Lotfali Agheli[3], Alireza Naseri[4]

1. Ph.D. Student of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
2. Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
3. Associate Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

(**Received:** 8/July/2019 **Accepted:** 4/Aug/2019)

چکیده:

کاهش دسترسی به خدمات سلامت و گسترش بیماری، می‌تواند با کاهش مشارکت نیروی کار، آثار کلان منفی را بر رشد اقتصادی و رفاه جامعه بگذارد. افزایش مخارج سلامت دولت، یکی از راه‌های رفع این مشکلات می‌باشد اما اجرای این سیاست در کنار اثرات مثبت خود، اثرات منفی نیز بر عرضه نیروی کار سایر بخش‌ها خواهد داشت. لذا هدف این تحقیق بررسی این اثرات با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه بر پایه ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ ایران است. نتایج نشان می‌دهند که کاهش عرضه نیروی کار به علت بیماری باعث کاهش رفاه و GDP واقعی می‌شود، اما پس از افزایش مخارج سلامت دولت، رفاه در کوتاه‌مدت و بلندمدت افزایش می‌یابد. با این حال اثرات بر GDP واقعی بستگی به نوع بستن بازار کار دارد به طوری که در شرایط عدم تحرک نیروی کار بخش سلامت، مقدار آن کماکان کاهش می‌یابد اما با تحرک کامل نیروی کار، افزایش می‌یابد. بر این اساس به دلیل اثرات رفاهی مثبت افزایش مخارج سلامت دولت، پیشنهاد می‌شود که دولت در این زمینه کماکان سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهد. همچنین برای کاهش هزینه‌ها و جلوگیری از کاهش GDP واقعی، لازم است تا زمینه را برای افزایش نیروی کار در بخش سلامت به گونه‌ای فراهم کند که عرضه نیروی کار سایر بخش‌ها کاهش نیابد.

واژگان کلیدی: مخارج سلامت دولت، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، نیروی کار، رفاه، اقتصاد کلان.
طبقه‌بندی JEL: C68، J48، I38.

Abstract:

Reduction in the access to health care services and spread of disease can have a negative effects on the economic growth and welfare of the community by reducing the labor force participation. Increasing government health expenditures is one of the ways to overcome these problems. However, implementing this policy, along with its positive effects, will have a negative impact on the effective labor supply of other sectors. Therefore, the purpose of this study is to investigate these effects using a computable general equilibrium model based on the 2011 social accounting matrix of Iran. The results showed that illness, reduced welfare and real GDP, but increasing government health expenditures, increased welfare in the short run and long run. Although effects on real GDP depend on the closure of labor market, so that in the situation of immobile labor force of the health sector, it is decreased, but with full labor mobility, it increased. So because of the positive welfare effects of government health expenditures, it is suggested that government still more invest in this sector. Also to reducing the costs and preventing the real GDP reduction it is necessary to provide the ground to increase labor force in the health sector in such a way as to the labor supply of other activities doesn't decrease.

Keywords: Government Health Expenditures, Computable General Equilibrium, Labor Market, Welfare, Macroeconomics.
JEL: C68, J48, I38.

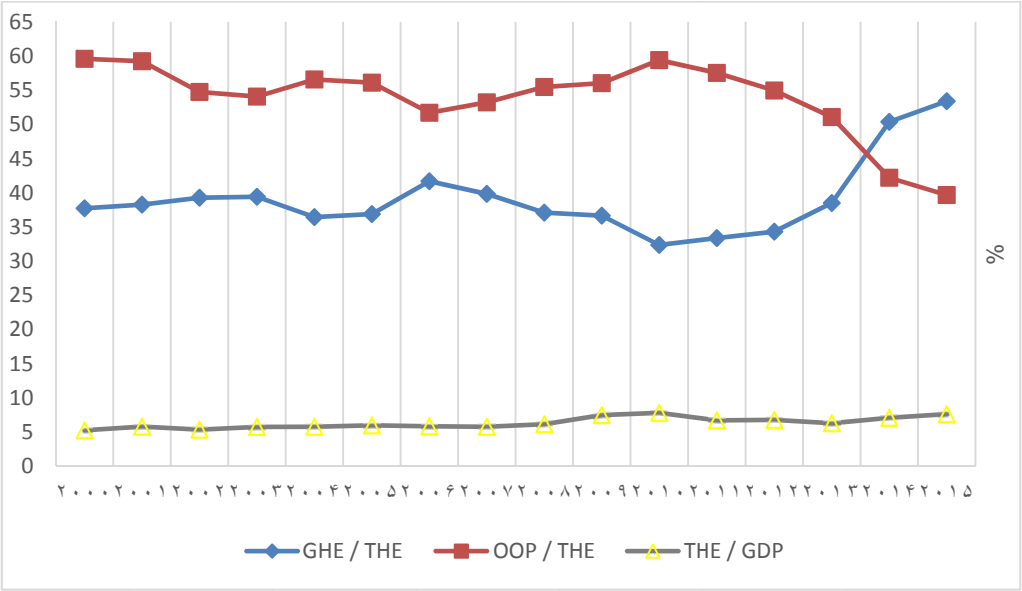
* **نویسنده مسئول:** حسین صادقی
E-mail: Sadeghih@modares.ac.ir

*Corresponding Author: Hossein Sadeqi

۱- مقدمه

امروزه بخش سلامت یکی از مهمترین بخش‌های خدماتی و یکی از شاخص‌های اصلی توسعه و رفاه اجتماعی تلقی می‌گردد؛ لذا تأمین منابع مالی مراقبت‌های سلامت با توجه به هزینه‌های رو به رشد آنها، یکی از دغدغه‌های اصلی دولت‌ها می‌باشد. از طرف دیگر محدودیت منابع، دولت را ناگزیر به در نظر گرفتن ملاحظات و محاسبات اقتصادی در مورد هزینه – اثربخشی این خدمات کرده است (ابراهیم نژاد و همکاران، ۱۳۹۵: ۵).

دو مورد از مشکلات عمده در نظام سلامت ایران، پایین بودن سهم بخش سلامت از GDP و بالا بودن سهم پرداخت از جیب خانوارها برای خدمات سلامت می‌باشند. در سال ۲۰۱۵ در حالی سهم بخش سلامت از GDP در ایران به ۷/۵ درصد رسیده است که تا قبل از آن این نسبت در حدود ۶ درصد بوده است. همچنین سهم پرداخت از جیب خانوارها از هزینه‌های سلامت در ایران در این سال ۳۹/۶ درصد می‌باشد، در حالی که در سال‌های قبل، این نسبت در حدود ۵۵ درصد بوده است (WDI, 2017). این آمارها هر چند در مقایسه با کشورهای منطقه منا وضعیت تقریباً مشابهی را نشان می‌دهد اما در مقایسه با کشورهای پیشرفته نشان دهنده وضعیت نامناسب بخش سلامت ایران می‌باشد.



شکل ۱. روند سهم مخارج سلامت دولت و خانوارها در ایران[۱] (WDI, 2017)

جدول ۱. وضعیت مخارج و شاخص‌های سلامت در کشورهای منتخب در سال ۲۰۱۵

کشورها	THE / GDP	OOP / THE	تخت بیمارستان (به ازای هر هزار نفر)	پزشک (به ازای هر هزار نفر)	مرگ و میر نوزادان (به ازای هر هزار تولد)
OECD	۱۲/۴	۱۳/۷۶	۴/۷	۳	۴
اتحادیه اروپا	۹/۹۳	۱۵/۳	۵/۴	۳/۵	۴
دنیا	۹/۹	۱۸/۱۵	۲/۷	۱/۵	۴۹
منا	۵/۴	۳۸/۲	۲	۱/۶	۲۱/۴
ایران	۷/۵	۳۹/۶	۱/۷	۱/۵	۳۸

مأخذ: (WDI, 2017)

۱. OOP: پرداخت از جیب. GHE: مخارج سلامت دولت – THE: مخارج سلامت کل – GDP: تولید ناخالص داخلی.

در واقع کم بودن سهم بودجه سلامت از بودجه دولت، ناکارایی بیمه سلامت ملی در سه بُعدِ جمعیت تحت پوشش، خدمات تحت پوشش و سطح حمایت مالی برای خدمات، در کنار پرداخت‌های زیرمیزی در بخش سلامت به دلیل تعرفه‌های رسمی پایین، باعث بالا رفتن سهم خانوارها از هزینه‌های سلامت شده است (پیروزی و همکاران[1]، ۲۰۱۷: ۵۷۳). این مشکلات باعث پایین بودن شاخص‌های سلامت (امید به زندگی، تعداد پزشک، تعداد تخت بیمارستان، تعداد مرگ و میر نوزادان) در مقایسه با کشورهای توسعه یافته (جدول ۱)، کاهش عدالت در دسترسی به خدمات سلامت و افزایش هزینه‌های کمرشکن سلامت (مرادی و همکاران، ۲۰۱۸: ۶۵۲) شده است که در مجموع باعث کاهش سطح سلامت جامعه می‌گردد.

از طرف دیگر، کاهش سلامت جامعه در کنار عدم مطلوبیتی که به دلیل بیماری برای مردم به همراه دارد (گروسمن[2]، ۱۹۷۲: ۲۲۳)، منجر به افزایش غیبت از کار (بارمبی و همکاران[3]، ۲۰۰۰: ۱۵)، کاهش بهره‌وری (سوامینتان و لیارد[4]، ۲۰۰۰: ۵)، کاهش مشارکت و عرضه نیروی کار (کای[5]، ۲۰۱۰: ۷۷) می‌شود که خود آثار منفی بر رشد اقتصادی و رفاه جامعه دارد. در واقع یکی از مواردی که در رویکرد هزینه بیماری برای محاسبه بار بیماری مد نظر قرار می‌گیرد، هزینه‌های ناشی از تولید از دست رفته شامل هزینه‌های مربوط به از دست دادن تولید به دلیل ناتوانی یا مرگ زودرس است که به جامعه تحمیل می‌شود. در این رویکرد ارزش افراد بر اساس تولید و درآمد آنها برای جامعه محاسبه می‌شود. بنابراین هزینه‌های غیرمستقیم بیماری بر اساس سال‌های عمر از دست رفته به علت مرگ زودرس و یا روزهای غیبت از کار به علت ناتوانی یا جستجو و پیگیری درمان محاسبه می‌شود (آکوبوندو و همکاران[6]، ۲۰۰۶: ۸۶۹)

یکی از راه‌های برطرف کردن این مشکلات، افزایش دخالت دولت در بخش سلامت است، که دولت ایران نیز از سال ۱۳۹۳ با عنوان طرح تحول سلامت با سه هدف ارتقای کیفیت خدمات سلامت، ایجاد عدالت در دسترسی به خدمات سلامت و کاهش پرداخت از جیب خانوارها آن را اجرا کرده است (اولیایی‌منش و همکاران، ۲۰۱۸: ۳)، چرا که بالا بردن درآمد مردم برای سرمایه‌گذاری بر روی سلامت‌شان و بهبود عملکرد بیمه‌های درمان، به زمان طولانی‌تری نیاز دارند.

اما اجرای این سیاست، با چالش‌های مختلفی مواجه است که هر کدام می‌توانند بخشی از اثرات مثبت گفته شده را کم کنند. نکته اول اینکه تأمین مالی این هزینه‌ها در صورتی که از طریق کاهش بودجه سایر بخش‌ها نباشد، باعث فشار بر مردم و بنگاه‌ها برای پرداخت مالیات بیشتر شده و همچنین دولت مجبور می‌شود که برای تأمین مخارج خود اقدام به کاهش سایر مخارج درمانی از جمله کاهش واجدین شرایط بیمه، کاهش بازپرداخت به تهیه کنندگان و افزایش سهم بیمار نماید که می‌تواند رفاه خانوارها را کاهش دهد (سود و همکاران[7]، ۲۰۰۷: ۷)؛ البته ممکن است دولت در کوتاه‌مدت از طریق سیاست کسری بودجه اقدام به تأمین مالی این هزینه‌ها نماید و این مشکل را برطرف نماید. از طرف دیگر گسترش بخش سلامت باعث افزایش تقاضا برای نیروی کار در این بخش می‌شود و می‌تواند عرضه نیروی کار برای سایر بخش‌ها را کاهش دهد (راتن و رید[8]، ۲۰۰۹: ۲۲۶). همچنین در کوتاه‌مدت به دلیل ثابت بودن عرضه نیروی کار، این افزایش تقاضا منجر به افزایش دستمزد در بخش سلامت می‌گردد که می‌تواند توزیع درآمد را در جامعه بدتر کند.

با توجه به توضیحات فوق، این تحقیق به دنبال ارزیابی اثرات بیماری و جنبه‌های مثبت و منفی کاهش آن از طریق سیاست افزایش مخارج سلامت دولت می‌باشد. برای این منظور پس از مرور ادبیات و مبانی نظری، در کنار استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه[9] (CGE)، ابتدا از یک سری معادلات بر اساس چند پارامتر رفتاری، برای مدلسازی غیبت از کار و تبدیل مخارج سلامت به سلامت استفاده شده است. سپس اثرات مثبت سلامت به عنوان یک کالای سرمایه‌ای، در قالب افزایش مشارکت نیروی کار ناشی از کاهش غیبت از کار وارد شده است. اثرات مثبت سلامت بر مطلوبیت هم در تابع رفاه خانوار در نظر گرفته شده است. اثرات بین بخشی گسترش بخش سلامت و افزایش نیروی کار و اثرات منفی بر عرضه نیروی کار سایر بخش‌ها نیز در مدلسازی لحاظ شده است تا نتایج واقع بینانه‌تری بدست آید.

1. Piroozi et al. (2017)
2. Grossman (1972)
3. Barmby et al. (2002)
4. Swaminathan & Lillard (2000)
5. Cai (2010)
6. Akobundu et al. (2006)
7. Sood et al (2007)
8. Rutten & Reed (2009)
9. Computable General Equilibrium

۲- مبانی نظری و مرور ادبیات

مطالعاتی که در زمینه ارزیابی اثرات مخارج سلامت دولت انجام شده است را می‌توان به طور کلی در دو دسته مدل‌های تعادلی جزئی (که عموماً با روش‌های اقتصادسنجی انجام می‌شوند) و تعادل عمومی طبقه‌بندی کرد.

در مدل‌های تعادل جزئی کلان گروهی از مطالعاتی مانند ریورا و کورایس[1] (۲۰۰۴: ۸۷۱) و وانگ[2] (۲۰۱۱: ۱۵۳۶) به بررسی اثرات مثبت افزایش مخارج سلامت بر رشد اقتصادی از طریق بهبود سلامت و بهره‌وری پرداخته‌اند. این مطالعات صرفاً از رگرسیون مخارج سلامت و بهره‌وری به عنوان کانال اثرگذاری افزایش سلامت استفاده کرده‌اند و هیچ معیاری برای اندازه‌گیری وضعیت سلامت ارائه نکرده‌اند. در ایران نیز مطالعاتی از جمله قنبری و باسخا (۱۳۸۷: ۱۸۷)، حسنی صدرآبادی و همکاران (۱۳۸۹: ۵۷) و صادقی (۱۳۹۳: ۷)، تأثیر هزینه‌های سلامت دولتی بر رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داده‌اند و یافته‌های آنها حاکی از تأثیر مثبت افزایش مخارج سلامت دولت بر رشد اقتصادی می‌باشد. آنها کانال‌های متعددی مانند افزایش بهره‌وری نیروی کار، کاهش روزهای غیبت از کار و افزایش امید به زندگی را در شکل‌گیری این رابطه مؤثر می‌دانند.

لذا طیف وسیعی از مطالعات مانند ساها[3] (۲۰۱۳: ۳۰۳) و بارگاوا و همکاران[4] (۲۰۰۱: ۴۲۳)، بلوم و همکاران[5] (۲۰۰۴: ۱)، آکاروگلو[6] (۲۰۱۴: ۲۰۵)، کول و نیومایر[7] (۲۰۰۷: ۹۱۸) از معیارهایی مانند امید به زندگی، نرخ زاد و ولد، نرخ زنده ماندن بزرگسالان، وضعیت تغذیه و ... برای اندازه‌گیری سلامت استفاده کرده و سپس اثرات مثبت آن بر رشد اقتصادی و بهره‌وری (اندازه‌گیری شده توسط معیار پسماند سولو) را نشان داده‌اند.

در مطالعات داخلی، رئیس‌پور و پژویان نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری‌های بهداشتی دولت در مجموع ۶/۳ درصد از کل رشد اقتصادی ناشی شده از بهبود بهره‌وری عوامل در این دوره را تبیین می‌نماید. نکته حائز اهمیت آن است که مخارج جاری بهداشتی دولت، ۲۰ برابر اثرگذاری بیشتری در مقایسه با مخارج عمرانی بهداشتی دولت در این دوره داشته است (رئیس‌پور و پژویان، ۱۳۹۲: ۴۳).

همچنین نتایج امینی و حجاری آزاد حاکی از آن است که در طی سال‌های ۱۳۸۳-۱۳۴۵، بهره‌وری نیروی کار به طور متوسط سالانه ۱/۸ درصد افزایش یافته و حدود ۳۸/۲ درصد از آن در اثر ارتقای سطح سلامتی و بهداشت نیروی کار بوده است (امینی و حجاری آزاد، ۱۳۸۶: ۱۳۷).

مطالعه سرلک نیز که تأثیر برون‌دادهای سلامت بر رشد اقتصادی را بررسی کرده، نشان داد موجودی سلامت استان‌ها که از شاخص امید زندگی به عنوان جانشین آن استفاده شده، با ضریب ۰/۳۴۲ و مخارج بهداشتی با ضریب ۰/۰۹۹۷ بر رشد اقتصادی استان‌های ایران تأثیرگذار است (سرلک، ۱۳۹۴: ۷).

مطالعات دیگری از قبیل پاندی[8] (۲۰۰۹: ۵)، کای[9] (۲۰۰۹: ۷۷)، لروکس و همکاران[10] (۲۰۱۲: ۵۲۵)، بایرد و همکاران[11] (۲۰۱۱: ۷)، نوسو و وولارد[12] (۲۰۱۷)، دوگرول[13] (۲۰۱۵: ۱۶۸) و سوامینتان و لیارد (۲۰۰۰: ۳) نیز برای اندازه‌گیری سلامت، از معیارهای خودگزارشی و تخمین وضعیت سلامت افراد استفاده کرده‌اند و سپس تأثیر مثبت سلامت بر مشارکت و دستمزد نیروی کار را تأیید کرده‌اند.

در دسته مدل‌های تعادل عمومی، مطالعاتی مانند هی[14] (۲۰۱۱: ۲۳۹)، پروبلی و همکاران[15] (۲۰۱۵: ۱۰۷) و یاماداو و ایماناکا (۲۰۱۵: ۳۷۹) از طریق روش I-O و برخی دیگر مانند اودیور (۲۰۱۵: ۹)[16]، سیاشینی و همکاران[17] (۲۰۱۴: ۱) و برتلا و دونی[18] (۲۰۰۹: ۶) از طریق مدل‌های CGE ایستا و پویا اثرات مثبت افزایش مخارج سلامت به عنوان یک سیاست مالی انبساطی بر تولیدات بخش‌ها، درآمد نیروی کار، رشد اقتصادی و رفاه را بررسی کرده‌اند. مطالعات تعادل عمومی داخلی در این زمینه به مدل‌های داده ستانده و ماتریس حسابداری اجتماعی محدود شده‌اند که توسط لطفی و همکاران (۱۳۹۳: ۲۸)، توسلی و مهاجری (۱۳۹۶: ۷۷) و طاهری و همکاران (۱۳۹۸: ۱) انجام گردیده است.

علاوه بر این، برخی از مدل‌های CGE مانند راتن و رید

1. Rivera & Currais (2004)
2. Wang (2011)
3. Saha (2013)
4. Bhargava et al. (2001)
5. Bloom et al. (2004)
6. Acaroğlu (2014)
7. Cole & Neumayer (2007)
8. Pandey (2009)
9. Cai (2009)
10. Leroux et al. (2012)
11. Baird et al. (2011)
12. Nwosu & Woolard (2017)
13. Dogrul (2015)
14. Hy (2011)
15. Perobelli et al. (2015)
16. Odior (2015)
17. Ciaschini et al. (2014)
18. Berrittella & Donni (2009)

(۲۰۰۹: ۲۲۱)، ساهای و همکاران[1] (۲۰۱۳: ۲۰) و کابایولیزی[2] (۲۰۱۶: ۳۱۶) اثرات کلان ناشی از بیماری به صورت کلی و برخی دیگر تأثیر یک نوع بیماری خاص مانند آنفولانزا (اسمیت و همکارن[3]، ۲۰۰۹: ۵)، دیابت (براون و همکاران[4]، ۲۰۰۹: ۵۲۷)، ایدز (دیکسون و همکاران[5]، ۲۰۰۴: ۱۸)، آنتی میکروبیال (اسمیت و همکاران[6]، ۲۰۰۵: ۱۰۵۵) و مالاریا (یروشالمی و همکاران[7]، ۲۰۱۲: ۲) را بر بهره‌وری و مشارکت نیروی کار در نظر گرفته و سپس تأثیر آن بر تولیدات بخش‌ها، رشد اقتصادی و رفاه را ارزیابی کرده‌اند.

گروهی از مطالعات نیز در قالب مدل‌های CGE-OLG به بررسی اثرات کلان سلامت (کان و پرتنیر[8]، ۲۰۱۲: ۱۰۰ و باتاچاریا و کیاو[9]، ۲۰۰۷: ۲۵۱۹)، و پیری جمعیت (چوی و شین[10]، ۲۰۱۵: ۱۳۸؛ لیسنکووا و همکاران[11]، ۲۰۱۲: ۱ و فوگره و همکاران[12]، ۲۰۰۹: ۹) بر اقتصاد پرداخته‌اند که به دلیل تمرکز آنها بر اثرات تغییر در عرضه نیروی کار، مشابه مدل‌های قبلی می‌باشند. در واقع در این مدل‌ها، اثرات بر بهره‌وری و عرضه نیروی کار به ترتیب از طریق تغییر در سلامت و پیری جمعیت رخ می‌دهد.

در مورد بار بیماری، مطالعات مربوط به اثرات اقتصادی بیماری‌هایی از قبیل عروق کرونر قلب (راغفر و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۴۱؛ ملانی و همکاران[13]، ۲۰۱۳: ۳۰۲۸)، بیماری‌های مزمن (کریمی و همکاران، ۱۳۹۰: ۹۸۴؛ ناجنت[14]، ۲۰۰۸: ۷۰) و گلوکوم (شاکری و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۸۴؛ کریستنسن و همکاران[15]، ۲۰۰۵: ۱۸۳۷) انجام شده است که به تخمین هزینه‌های مستقیم و غیرمستقیم این بیماری‌ها پرداخته‌اند.

در زمینه غیبت از کار به دلیل بیماری، در ایران مطالعات اعتمادی‌نژاد و همکاران (۱۳۸۶: ۶۷) و محبی و شریفیان (۱۳۸۴: ۲۲۹) در سطح سازمانی به بررسی فراوانی غیبت از کار در بین افراد با سن، جنس و شغلی متفاوت پرداخته‌اند. در سطح بین‌الملل، مطالعه بارمبی و همکاران (۲۰۰۲: ۳۲۵) به بررسی غیبت از کار در ۹ کشور کانادا، چک، فرانسه، لوکزامبورگ، اسلونی، اسپانیا، سوئد، سوئیس و انگلستان پرداخته است که نتایج آن نشان داد نرخ غیبت از کار در این کشورها بین ۲ تا ۶ درصد بوده است (بارمبی و همکاران، ۲۰۰۲: ۳۱۵).

مبنای نظری تأثیر سلامت بر بهره‌وری و مشارکت نیروی کار در این مدل‌ها از تئوری سرمایه انسانی اتخاذ شده است. طی چند دهه گذشته، انقلابی در تفکر اقتصادی رخ داده است که طی آن سرمایه انسانی و به طور خاص کارگرانِ تحصیل کرده را همراه با سرمایه فیزیکی در تولید وارد کرده است. بر اساس این استدلال، افزایش سلامت نیز جنبه دیگری از سرمایه انسانی است، که در تولید وارد می‌شود (بلوم و کانینگ[16]، ۲۰۰۰: ۱۲۰۷).

اهمیت سرمایه انسانی به عنوان یک عامل تأثیرگذار بر رشد اقتصادی، توسط بکر[17] (۱۹۶۴: ۲۹) و مینسر و پولاچک[18] (۱۹۷۴: ۷۶) بیان گردید و باعث وارد کردن تأثیر مخارج بهداشتی بر رشد اقتصادی از طریق بهبود شاخص‌های بهداشتی گردید؛ چرا که هزینه‌های بهداشتی، سلامت نیروی کار را افزایش داده و افراد سالم‌تر و دارای توانایی روانی و جسمی بالاتری را وارد فرایند تولید نموده و باعث افزایش بهره‌وری می‌گردد و افزایش رشد اقتصادی را نتیجه می‌دهد. وجود افراد سالم‌تر، ترکیب مناسب‌تری برای عوامل تولید جهت افزایش بهره‌وری و رشد اقتصادی را فراهم می‌کند (سرلک، ۱۳۹۴: ۱۲).

منکیو و همکاران[19] (۱۹۹۲) سرمایه انسانی را به عنوان یک عامل در کنار سایر عوامل وارد تابع تولید نمودند، نالس و اوون[20] با بسط مدل آنها، بهداشت را نیز به عنوان یکی از اجزاء سرمایه انسانی در مدل‌های رشد در نظر گرفتند که از طریق افزایش بهره‌وری نیروی کار، رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهد (نالس و اوون، ۱۹۹۵: ۱۰۳).

همچنین گروسمن بیان می‌کند که سرمایه سلامت باعث افزایش زمان در دسترس شده و از طریق افزایش ساعات کار یا کاهش ساعات غیبت از کار سبب افزایش درآمد فرد می‌شود. در کنار جنبه سرمایه انسانی، سلامت می‌تواند به عنوان یک کالای مصرفی در تابع مطلوبیت نیز در نظر گرفته شود که از

1. Sahay et al. (2013)
2. Kabajulizi (2016)
3. Smith et al. (2009)
4. Brown et al. (2009)
5. Dixon et al. (2004)
6. Smith, et al. (2005)
7. Yerushalmi et al. (2012)
8. Kuhn & Prettneer (2012)
9. Bhattacharya & Qiao (2007)
10. Choi & Shin (2015)
11. Lisenkova et al. (2012)
12. Fougere et al. (2009)
13. Melanie et al. (2013)
14. Nugent (2008)
15. Christensen et al. (2005)
16. Bloom & Canning (2000)
17. Becker (1964)
18. Mincer & Polachek (1974)
19. Mankiw et al. (1992)
20. Knowles & Owen (1995)

طریق بهبود کیفیت روزهای عمر یا کاهش درد ناشی از بیماری، باعث افزایش مطلوبیت افراد شود (گروسمن، ۱۹۷۲: ۲۳۰).

پاگلین[1] بیان می‌کند که اثرات سرمایه‌ای سلامت در کشورهای در حال توسعه چندان زیاد نیست و لذا بایستی در تصمیم‌گیری‌های کلان سلامت، اثرات بر امید به زندگی در نظر گرفته شود (پاگلین، ۱۹۷۴: ۴۳۲).

تا جایی که نویسندگان اطلاع دارند، تا کنون هیچ مطالعه‌ای با استفاده از روش CGE جهت بررسی بخش سلامت حتی بدون در نظر گرفتن اثرات سلامت نیز انجام نشده است. اکثر مطالعات در این زمینه از نوع مدل‌های تعادل جزئی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی بوده و مدل‌های تعادل عمومی نیز به روش داده ستانده محدود شده‌اند.

۳- روش تحقیق

تجزیه و تحلیل در این تحقیق بر اساس یک مدل CGE ایستا بوده و کالیبراسیون آن با استفاده از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۹۰ ایران که آخرین SAM موجود می‌باشد انجام شده است. این ماتریس با استفاده از آمارهای مختلفی از قبیل حساب‌های ملی سال ۱۳۹۰، بهنگام سازی جدول داده ستاده سال ۱۳۸۰ و آمارگیری از بودجه خانوار سال ۱۳۹۰ ایجاد شده است. ماتریس اصلی و دارای ۷۱ فعالیت می‌باشد اما ماتریس مورد استفاده در این تحقیق بر اساس اهمیت بخش‌های مرتبط با سلامت و با توجه به طبقه‌بندی استاندارد بین‌المللی تمامی فعالیت‌های اقتصادی، به ۱۸ فعالیت تقسیم شده که لیست آنها در نتایج تحقیق آمده است. علاوه بر SAM، برخی از پارامترهای مدل مانند کشش‌های جانشینی و درآمدی به صورت برون‌زا در مدل وارد می‌شوند که در این تحقیق این کشش‌ها از مطالعه سانچز[2] (۲۰۰۴) گرفته شده است.

مدل‌های CGE به صورت گسترده‌ای از اواخر دهه ۱۹۷۰ به عنوان مدل‌های تحلیل سیاستی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. این مدل‌ها با در نظر گرفتن قانون والراس در بازارها، توانایی زیادی برای دربرگرفتن مباحث مختلف اقتصادی دارند. مزیت بزرگ این رویکرد، آن است که به اقتصاددان‌ها اجازه می‌دهد تا اثرات تغییرات سیاستی و یا عوامل برون‌زا را در چارچوب سیستمی که به تمام بخش‌های اقتصادی مرتبط است، بررسی و تحلیل کنند (طیب‌نیا و فولادی، ۱۳۸۸: ۱۶۵). هر چند این مدل‌ها با ایراداتی چون انعطاف‌ناپذیری در ساختار مدل مواجه‌اند[3]، اما تا حدودی می‌توانند شرایط بسیار پیچیده دنیای واقعی را منعکس کنند. اهمیت این مدل‌ها به عنوان ابزاری برای تحلیل سیاست‌ها، کمتر مرهون دقت پیش‌بینی آنها بوده و بیشتر به خاطر توانائی آنها در مشخص کردن مکانیسم‌های مؤثر در تعدیل قیمت‌ها و مقادیر در میان بازارها مورد توجه قرار گرفته‌اند. بنابراین، این مدل‌ها باید به عنوان یک آزمایشگاه محاسباتی نگریسته شوند که پویائی‌های تعاملات اقتصادی در نتیجه اعمال سیاست‌ها را نشان می‌دهد (وینگ[4]، ۲۰۰۷: ۱۰).

۳-۱- مدل تحقیق

مدل استفاده شده در این تحقیق برگرفته از مدل CGE استاندارد دکالو و همکاران[5] (۲۰۱۳) می‌باشد که جهت انطباق با داده‌های SAM ایران، تغییراتی در برخی از معادلات آن انجام شده است[6]. معادلات این مدل در شش بلوک کلی دسته‌بندی شده‌اند. در بلوک تولید، توابع تولید و تقاضای عوامل تولید (نیروی کار ماهر و غیرماهر و سرمایه) تصریح شده است. در بلوک درآمد و پس‌انداز، به اجزای مختلف درآمد نهادهایی مانند خانوارها (شهری و روستایی)، مؤسسات، دولت و دنیای خارج و همچنین انتقالات بین آنها پرداخته شده است. بلوک تقاضا، به تقاضای خانوار و دولت برای کالاها و خدمات می‌پردازد. در بلوک عرضه محصولات و تجارت بین‌الملل، ساختار عرضه کالاهای داخلی در داخل، صادرات و واردات مدل‌سازی شده است. در بلوک قیمت، معادلات مربوط به قیمت کالاهای واسطه، نهایی، صادراتی، وارداتی و ...، قیمت عوامل تولید و شاخص‌های قیمت مصرف‌کننده، تعدیل کننده GDP[7] و ... تصریح شده است. نهایتاً در بلوک تعادل، معادلات مربوط به شرط تسویه شوندگی[8] حساب‌های کالا، عوامل تولید، دولت و دنیای خارج آورده شده است.

1. Paglin (1974)
2. Sánchez (2004)

3. Stylized
4. Wing (2007)
5. Decaluwé et al. (2013)
۶. به جهت محدودیت صفحات، معادلات مدل در مقاله آورده نشده و خواننده محترم می‌تواند برای جزئیات بیشتر به رفرنس مربوطه مراجعه نماید.
7. GDP Deflator
8. Clearing

۳-۲- بخش سلامت

مدلسازی بخش سلامت در این تحقیق بر اساس مقاله راتن و رید (۲۰۰۹) انجام شده است. در مقاله آنها رابطه بین سلامت و نیروی کار مؤثر با استفاده از نرخ عدم مشارکت نیروی کار (γ_l) مدلسازی شده است. این نرخ نشان دهنده نسبت افرادی است که در نیروی کار قرار دارند اما در حال حاضر به علت بیماری قادر به کار نیستند و اصطلاحا در لیست انتظار قرار دارند. لذا لیست انتظار (WL_l) عبارت است از:

$$WL_l = \gamma_l \bar{F}_l$$

که در آن $\bar{F}$ موجودی نیروی کار می‌باشد. عرضه نیروی کار مؤثر (FEL_l) هم از معادله زیر بدست می‌آید:

$$FEL_l = \bar{F}_l - WL_l$$

نرخ عدم مشارکت نیروی کار ابتدا به صورت برون‌زا و بر اساس سایر مطالعات تعیین می‌شود[۱] و در مدل تابعی منفی از سطح سلامت نیروی کار (HC_l) و کشش لیست انتظار (ε_l) است.

$$\gamma_l = \gamma_{0l} HC_l^{-\varepsilon_l}$$

γ_{0l} نیز یک پارامتر مقیاس است که اثربخشی سطح خاصی از خدمات سلامت برای درمان مردم را اندازه‌گیری می‌کند به طوری که $0 < \gamma_l < 1$ باشد.

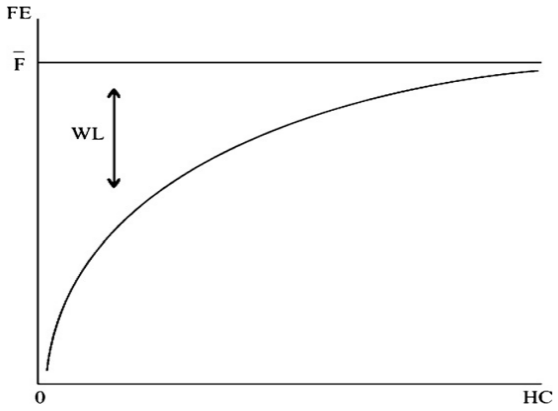
کشش لیست انتظار نیز نشان دهنده اثربخشی تغییر در خدمات سلامت در درمان مردم بوده و عبارت است از درصد تغییرات نیروی کار مؤثر به درصد تغییرات در سطح سلامت[۲].

$$\varepsilon_l = - (\partial WL_l / \partial HC_l).(HC_l / WL_l)$$

وضعیت سلامت نیروی کار نیز تابعی از سطح تولید سلامت دولت (Q_{GH})، مجموع مخارج سلامت خصوصی خانوارها ($\sum_h C_{h,PH}$) و میزان مشارکت دولت در تأمین مالی مخارج سلامت (v) است[۳].

$$HC_l = Q_{GH}^{v} (\sum_h C_{h,PH})^{(1-v)}$$

لذا هر چقدر سطح سلامت جامعه بهبود یابد و این امر بتواند باعث بهبود وضعیت نیروی کار شود، مقدار لیست انتظار کم شده و عرضه نیروی کار مؤثر به موجودی نیروی کار نزدیک می‌شود.



شکل ۲. رابطه بین وضعیت سلامت و نیروی کار مؤثر

مأخذ: (راتن و رید، ۲۰۰۹)

رفاه خانوارها با استفاده از معیار تغییرات جبرانی[۴] (EV) محاسبه شده (که در آن p و m به ترتیب قیمت و درآمد، قبل (بالانویس صفر) و بعد (بالانویس یک) از اعمال سناریوها هستند) و سپس اثرات رفاهی افزایش مخارج سلامت دولت (HW) نیز به آن اضافه شده است (که در آن α_h سهم فعلی خانوارها از این هزینه‌ها و GC_{GH} مخارج سلامت دولت می‌باشد) تا رفاه کل (EVT) بدست آید.

$$\text{EV} = \text{E}\,(p^0; p^1, m^1) - m^0$$

$$\text{HW} = \sum_h \alpha_h . \left(\frac{Q_{GH}^1 - Q_{GH}^0}{Q_{GH}^0}\right). GC_{GH}^0$$

$$\text{EVT} = \sum_h EV_h + \text{HW}$$

۳-۳- بستن مدل

بستن مدل با توجه به وضعیت اقتصاد ایران طراحی شده است. در واقع بستن مدل به معنی انتخاب متغیرهای برون‌زا در بین تمام متغیرهای مدل است (هوسوه و همکاران[۵]، ۲۰۱۰: ۱۲۲). برای تراز خارجی نرخ ارز به صورت ثابت و پس‌انداز خارجی متغیر در نظر گرفته شده است. در حساب دولت، مخارج و درآمد دولت ثابت و پس‌انداز آن متغیر (کسری بودجه) می‌باشد. در تراز پس‌انداز – سرمایه‌گذاری نیز نرخ پس‌انداز خانوار ثابت بوده و سرمایه‌گذاری نقش تعدیل کننده را دارد. در حساب عوامل تولید، عرضه نیروی کار ثابت بوده و نیروی کار ماهر بخش سلامت، خاص فعالیت[۶] است. این شرایط در واقع نشان دهنده وضعیتی است که در کوتاه‌مدت با آن مواجه هستیم؛ یعنی با گسترش بخش سلامت و افزایش تقاضا برای نیروی کار، دستمزد در این بخش افزایش می‌یابد، چرا که نیروی کار سایر

---

۱. از آنجا که مطالعه‌ای در ایران برای این موضوع انجام نشده است، مقدار این پارامتر بر اساس مطالعه بارمبی و همکاران (۲۰۰۲)، ۳ درصد در نظر گرفته شده، به طوری که این مقدار، متوسط کشورهای مورد بررسی بوده و با توجه به پیشرفته بودن آنها به نظر نمی‌رسد که این درصد در ایران کمتر باشد. یعنی در واقع حداقل مقدار ممکن در نظر گرفته شده است.

۲. مقدار این پارامتر برابر با ۲ درصد در نظر گرفته شده است که در تطابق با Folland et al. (2001). است که در آن کشش سلامت عرضه نیروی کار ۰/۱ است.

۳. به دلیل سهم ۵۳ درصدی دولت از مخارج سلامت در ایران، پارامتر v برابر با ۰/۵۳ در نظر گرفته شده است.

4. Equivalent Variation
5. Hosoe et al. (2010)
6. Activity Specific

بخش‌ها در کوتاه‌مدت قادر به کسب تخصص‌های بخش سلامت نیستند. همچنین عرضه نیروی کار متغیری است که در کوتاه‌مدت چندان تغییر نمی‌کند. نیروی کار غیرماهر و نیروی ماهر غیرسلامت امکان تحرک بین بخش‌ها را دارد چرا که امکان عدم تحرک نیروی کار و ثابت بودن برای تمام بخش‌ها وجود ندارد. عرضه سرمایه نیز به صورت متغیر در نظر گرفته شده و تحرک کامل دارد. در صورتی که عرضه سرمایه ثابت در نظر گرفته شود، به دلیل خاص فعالیت بودن نیروی کار، هرگونه گسترش بخش سلامت منجر به افزایش قیمت نهاده‌های تولید خواهد شد نه تولید.

۳-٤- سناریوها

برای بررسی هدف تحقیق، چهار سناریو در نظر گرفته شده است. در سناریوی اول، به بررسی اثرات غیبت نیروی کار به دلیل بیماری، بر اقتصاد پرداخته می‌شود. در سناریوی دوم تأثیر افزایش مخارج سلامت بر کاهش اثرات بیماری در سناریوی قبل بررسی شده است. سناریوی سوم نیز مشابه سناریوی دوم می‌باشد با این تفاوت که در آن تحرک کامل نیروی کار نیز در نظر گرفته شده است. در سناریوی چهارم علاوه بر موارد فوق، عرضه نیروی کار نیز متغیر می‌باشد که به نوعی نشان دهنده اثرات بلندمدت سناریوی قبلی است.

٤- یافته‌ها

در ادامه به بررسی اثرات سناریوها بر متغیرهایی از قبیل تولید، دستمزد، سرمایه، رفاه و GDP می‌پردازیم.

٤-۱- تغییرات تولید فعالیت‌ها

در سناریوهای یک تا سه، بخش‌های ۸ و ۵ بیش از سه درصد، بخش‌های ۳، ۱، ۴، ۶، ۱۰و ۹ بین دو تا سه درصد، بخش‌های ۱۷، ۱۶، ۱۵، ۷، ۱۸و ۱۱ بین یک تا دو درصد و بخش‌های ۲ و ۱۳ بین ۰/۵ تا یک درصد کاهش تولید داشته‌اند در حالی که در سناریوی چهارم به جز بخش‌های ۱۲، ۸، ۱۱، ۱۶ و ۱۷، بقیه بخش‌ها هر چند اندک ولی با افزایش تولید مواجه شده‌اند. بخش سلامت پس از افزایش مخارج سلامت دولت، در سناریوی چهارم با ۸/۱۷ درصد افزایش و در سناریوی سوم با ۴/۳۱ درصد افزایش، به ترتیب بیشترین و کمترین مقدار تولید را داشته است. تولید کل فعالیت‌ها نیز در سناریوی چهارم با ۰/۱۵ درصد افزایش و در سناریوی دوم با ۲/۱۹ درصد کاهش، به ترتیب بیشترین و کمترین میزان را داشته‌اند. عرضه نیروی کار مؤثر یکی از عواملی است که به طور مستقیم بر تغییرات در تولید بخش‌ها تأثیر می‌گذارد. برای مثال در سناریوی چهارم، چون محدودیت کمتری در استفاده از نیروی کار وجود دارد، هزینه تولید کمتر تحت تأثیر قرار گرفته و طبیعتاً مقدار تولید نیز بیشتر افزایش یافته ولی در سناریوی اول چون بیشترین محدودیت بر نیروی کار اعمال شده است، بیشترین کاهش تولید اتفاق افتاده است. این نتیجه مطابق با راتن و رید (۲۰۰۹) می‌باشد. علاوه بر این، میزان کشش جانشینی بین واردات و کالاهای داخلی، تعیین کننده میزان افزایش در قیمت کالاها متعاقب افزایش هزینه‌های تولید است. به عبارت دیگر در صورتی که از طریق روابط بین بخشی تقاضا برای تولیدات یک بخش افزایش یابد، هرچه کشش جانشینی بین واردات و کالاهای داخلی بیشتر باشد، با افزایش قیمت کالاهای داخلی، واردات با شدت بیشتری صورت می‌گیرد و در نتیجه تولیدکنندگان داخلی که امکان افزایش قیمت ندارند، مجبور به کاهش تولید می‌شوند. البته در صورتی که با افزایش قیمت‌ها تقاضا برای تولیدات کم شود، این امر نیز باعث کاهش تولید خواهد شد.

٤-۲- تغییرات بازار عوامل تولید

عرضه نیروی کار در سناریوی اول به صورت برون‌زا ۳ درصد کم شده است. سپس در سناریوهای دوم و سوم به ترتیب با ۲/۸۳ و ۲/۷۶ درصد کاهش، اندکی افزایش یافته اما در سناریوی چهارم عرضه نیروی کار ماهر و غیرماهر به ترتیب ۰/۰۷ و ۰/۵۷ درصد بیشتر شده است که بیشترین میزان در میان تمام سناریوها است. عرضه نیروی کار مؤثر تحت تأثیر شوک برون‌زا در مدل، وضعیت سلامت و تحرک نیروی کار قرار دارد که به طور معکوس بر دستمزد نیروی کار اثر می‌گذارد. از آنجا که بیشترین کاهش در عرضه نیروی کار در سناریوی اول رخ داده است، طبیعتاً دستمزد نیروی کار به میزان بیشتری در این سناریو افزایش یافته است. اما در سناریوی چهارم چون محدودیت کمتری بر نیروی کار اعمال شده است مقدار دستمزد نیز کمتر افزایش یافته است. این نتیجه در مطالعات اسمیت و همکاران (۲۰۰۹)، دیکسون و همکاران (۲۰۰۴)، اسمیت و همکاران (۲۰۰۵) و یروشلما و همکاران (۲۰۱۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. درصد تغییرات در متغیرهای مدل پس از اعمال سناریوها

			سناریوها		
			۱	۲	۳	۴
فعالیت‌ها	1	کشاورزی	-۲/۷۵	-۲/۶۸	-۲/۵۷	۰/۰۳۹
	2	نفت خام و گاز طبیعی	-۰/۷۸	-۰/۶۷	-۰/۷۵	۰/۰۲۴
	3	سایر معادن	-۲.۹۳	-۲/۹۷	-۳/۰۵	۰/۰۰۲
	4	ساخت مواد شیمیایی و محصولات شیمیایی	-۲/۸۴	-۲/۵۶	-۲/۸۵	۰/۰۹۷
	5	ساخت ابزار پزشکی، ابزار اپتیکی، ابزار دقیق و انواع ساعت	-۳/۳۸	-۳/۷۹	-۳/۵۱	۰/۰۳۸
	6	سایر صنایع	-۲/۷۲	-۲/۵۱	-۲/۶۶	۰/۰۵۸
	7	آب و برق و گاز	-۱/۶۷	-۱/۰۶	-۱/۴۶	۰/۱۷۶
	8	ساختمان	-۳/۵۰	-۴/۱۹	-۳.۸۷	-۰/۱۲۵
	9	بازرگانی و رستوران و هتل	-۲/۵۸	-۲/۱۷	-۲.۳۷	۰/۰۹۴
	10	حمل و نقل	-۲/۷۱	-۲/۳۹	-۲.۵۷	۰/۰۷۲
	11	امور عمومی، شهری، نظامی و دفاعی	-۱/۳۲	-۱/۴۹	-۱.۵۲	-۰/۰۳۷
	12	تأمین اجتماعی اجباری	۰/۲۳	-۱/۶۸	-۰/۶۸	-۰/۳۸۶
	13	آموزش	-۰/۷۰	-۰/۴۳	-۰/۷۳	۰/۰۴۱
	14	بهداشت و درمان دولتی	-۰/۰۲	۴/۳۱	۷/۵۲	۸.۱۷۵
	15	بهداشت و درمان خصوصی	-۱/۷۰	-۱/۰۹	-۱/۵۲	۰/۱۱۸
	16	دامپزشکی و مددکاری اجتماعی	-۱۷۵	-۱/۹۲	-۱/۹۴	-۰/۰۳۰
	17	تفریحی، فرهنگی، ورزشی، مذهبی و سیاسی	-۱/۸۰	-۱/.۹۳	-۱.۹۴	-۰/۰۱۹
	18	سایر خدمات	-۱/۵۵	-۰/۶۵	-۱/۲۹	۰/۱۵
		کل	-۲/۱۹	-۱/۸۹	-۲/۰۳	۰/۱۵
عرضه عوامل تولید		نیروی کار ماهر	-۳	-۲/۷۶	-۲/۸۳	۰/۰۷
		نیروی کار غیرماهر	-۳	-۲/۷۶	-۲/۸۳	۰/۵۷
		نیروی کار ماهر بخش سلامت	۰	۰	۱۰	۰/۰۷
		سرمایه	-۱/۰۶	۰/۳۷	- ۰/۲۸	۰/۱۲
		سرمایه بخش سلامت	-۰/۰۸	۲۴	۲۴	۸
دستمزد		نیروی کار ماهر	۶/۱	۵/۷	۷/۲	۰
		نیروی کار غیرماهر	۳/۷	۴	۳/۲	۰
		نیروی کار ماهر سلامت	-۰/۲	۵/۸	۷/۲	۰
		شاخص قیمت مصرف کننده	۲	۲/۴	۲/۱	۰
رفاه		EV (هزار میلیارد ریال)	-۹/۴۷	۲۳/۳۱	۱/۷۶	۵/۹۴
		HW (هزار میلیارد ریال)	-	۴/۴۱	۷/۲۷	۷/۷۸
		EVT (هزار میلیارد ریال)	-۹/۴۷	۲۷/۷۳	۹/۰۳۹	۱۳/۷۲
		GDP واقعی	-۱/۹۸	-۱/۲۵	-۱/۶۶	۰/۱۸

مأخذ: محاسبات تحقیق

دستمزد نیروی کار ماهر در سناریوی سوم با ۷/۲ درصد افزایش، و برای نیروی کار غیرماهر در سناریوی دوم با ۴ درصد افزایش، بیشترین مقدار را داشته اند. در سناریوی چهارم نیز مقدار آنها بدون تغییر مانده است. دستمزد نیروی کار ماهر بخش سلامت، در سناریوی دوم با ۵۸ درصد افزایش بسیار بیشتر از میانگین افزایش دستمزد نیروی ماهر سایر بخش‌ها (۵/۷ درصد) بوده در حالی که در سناریوی اول مقدارش کمتر از آن می‌باشد و در سناریوی سوم با آن برابر است. با بهبود وضعیت سلامت در سناریوهای دو تا چهار، به تدریج عرضه نیروی کار زیاد شده و دستمزد نیز کاهش یافته است. در سناریوی دوم به دلیل فرض عدم تحرک نیروی کار در بخش سلامت، دستمزد این بخش بسیار بیشتر از سایر بخش‌ها افزایش یافته اما با تحرک کامل نیروی کار در سناریوی سوم، دستمزد بخش سلامت نسبت به سناریوی دوم کاهش یافته

ولی دستمزد نیروی ماهر سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد. این نتیجه مطابق با راتن و رید (۲۰۰۹) می‌باشد. مطالعات ساهای و همکاران (۲۰۱۳) و کان و پرتنیر (۲۰۱۲) هم اثر افزایش سلامت بر نیروی کار را نشان دادند. همچنین در مطالعات فوگره و همکاران (۲۰۰۹)، لیسنکووا و همکاران (۲۰۱۲) و چوی و شین (۲۰۱۵) با سرمایه‌گذاری در سرمایه انسانی و افزایش عرضه نیروی کار، به تدریج کاهش نیروی کار ناشی از پیری جمعیت از بین رفته است.

مقدار تقاضا برای سرمایه در سناریوی اول با ۱/۰۶ درصد کاهش، کمترین و در سناریوی چهارم با ۰/۱۲ درصد افزایش، بیشترین مقدار را داشته است. در سناریوهای دوم و سوم، تقاضا برای سرمایه در بخش سلامت به عنوان عامل ارزان‌تر، ۲۴ درصد افزایش می‌یابد که بسیار بیشتر از تقاضای سایر بخش‌ها برای سرمایه است. قیمت سرمایه نیز در تمامی سناریوها بدون تغییر می‌باشد. با توجه به متغیر در نظر گرفتن عرضه سرمایه و تحرک کامل آن بین تمام بخش‌ها، قیمت این عامل ثابت بوده و لذا در صورت بالا رفتن دستمزد، بخش‌ها می‌توانند بسته به امکان جانشینی بین عوامل، سرمایه را جانشین نیروی کار کنند. از طرف دیگر محدودیت در جانشینی عوامل تولید و همچنین کاهش تولید، باعث کاهش استفاده از سرمایه شده است. برای مثال در سناریوی چهارم چون مقدار دستمزد بدون تغییر مانده است، برای افزایش تولید از هر دو نهاده نیروی کار و سرمایه بیشتر استفاده شده است در حالی که در سناریوی دوم که دستمزد به میزان زیادی افزایش یافته، مقادیر سرمایه بیشتری (به عنوان عامل ارزان‌تر) استفاده شده است. در سناریوی اول نیز با وجود اینکه دستمزد در بالاترین مقدار خود قرار دارد، اما به علت کاهش در تولید فعالیت‌ها، استفاده از نهاده سرمایه نیز کمتر شده است. این نتیجه مطابق با راتن و رید (۲۰۰۹) و اسمیت و همکاران (۲۰۰۹) می‌باشد.

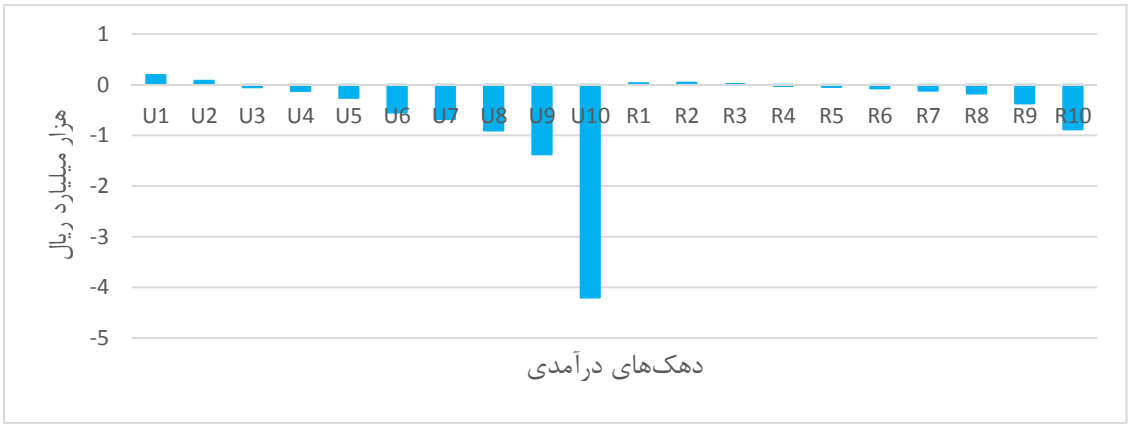
٤-۳- تغییرات شاخص قیمت مصرف کننده[1]

این شاخص در سناریوی دوم با ۲/۴ درصد افزایش، بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است در حالی که در سناریوی چهارم بدون تغییر مانده است. رفاه کل خانوار در سناریوی دوم با ۲۷/۷۳ هزار میلیارد ریال بیشترین و در سناریوی اول با ۹/۴۷- هزار میلیارد ریال، کمترین مقدار را به خود اختصاص داده است. از یک طرف کاهش در عرضه نیروی کار باعث افزایش هزینه تولید و در نتیجه افزایش قیمت‌ها می‌شود که افزایش سلامت و عرضه نیروی کار مقداری از این اثرات را جبران می‌کند. از طرف دیگر افزایش مخارج سلامت دولت به عنوان یک سیاست انبساطی، از طریق افزایش تقاضا برای تولیدات سایر بخش‌ها، دارای آثار تورمی نیز می‌باشد که باعث افزایش قیمت‌ها می‌شود. در سناریوی اول، کاهش تولید ناشی از افزایش هزینه‌ها می‌باشد و قیمت کالاها برای جبران این هزینه‌ها افزایش می‌یابد درحالی که در سناریوی چهارم تأثیر افزایش عرضه نیروی کار غالب بوده و توانسته است با کاهش هزینه تولید، سبب کاهش کمتر قیمت‌ها شده و در عین حال تولید را نیز به میزان بیشتری افزایش دهد.

٤-٤- تغییرات رفاه

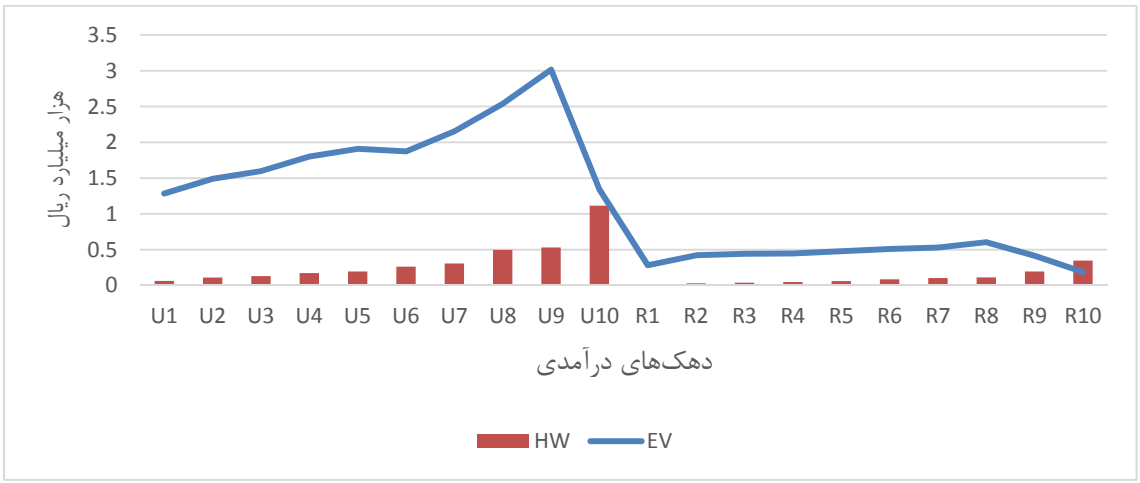
مقدار EV در سناریوهای دوم و چهارم برای خانوارهای شهری (U) نسبت به خانوارهای روستایی (R) و برای دهک‌های درآمدی بالاتر نسبت به دهک‌های پایین‌تر بیشتر می‌باشد در حالی که در سناریوهای اول و سوم این قضیه برعکس است. با این حال HW در تمام سناریوها برای دهک‌های درآمدی بالاتر بیشتر از دهک‌های پایین‌تر می‌باشد. معیار EV برای اندازه‌گیری رفاه رابطه مستقیمی با درآمد خانوارها داشته و رابطه معکوسی با قیمت کالاها دارد، و معیار HW نیز تابعی از مخارج سلامت دولت است. در سناریوی دوم از یک طرف دستمزدها و مخارج سلامت افزایش یافته است که تأثیر مثبتی بر رفاه دارد و از طرف دیگر هم عرضه نیروی کار کمتر شده و هم قیمت‌ها افزایش یافته‌اند که اثر منفی بر رفاه خانوار دارند. لذا بالاتر بودن رفاه در این سناریو بدین معنی است که تأثیر اثرات مثبت بسیار بیشتر از اثرات منفی بوده است اما برای مثال در سناریوی اول اثرات منفی نقش پررنگ‌تری داشته‌اند و کمترین رفاه بدست آمده است. این نتیجه مطابق با راتن و رید (۲۰۰۹)، کابایولیزی (۲۰۱۶)، اسمیت و همکاران (۲۰۰۹) و ساهای و همکاران (۲۰۰۹) می‌باشد. دلیل بالاتر بودن مقدار EV برای خانوارهای شهری نسبت به روستایی، و همچنین دهک‌های بالای درآمدی نسبت به دهک‌های پایین درآمدی در سناریوهای دوم و چهارم (و عکس آن در سناریوهای اول و سوم)، ناشی از اثرات مثبت افزایش عرضه نیروی کار و دستمزد نیروی کار بخش سلامت بر درآمد خانوار می‌باشد.

1. Consumer Price Index (CPI)



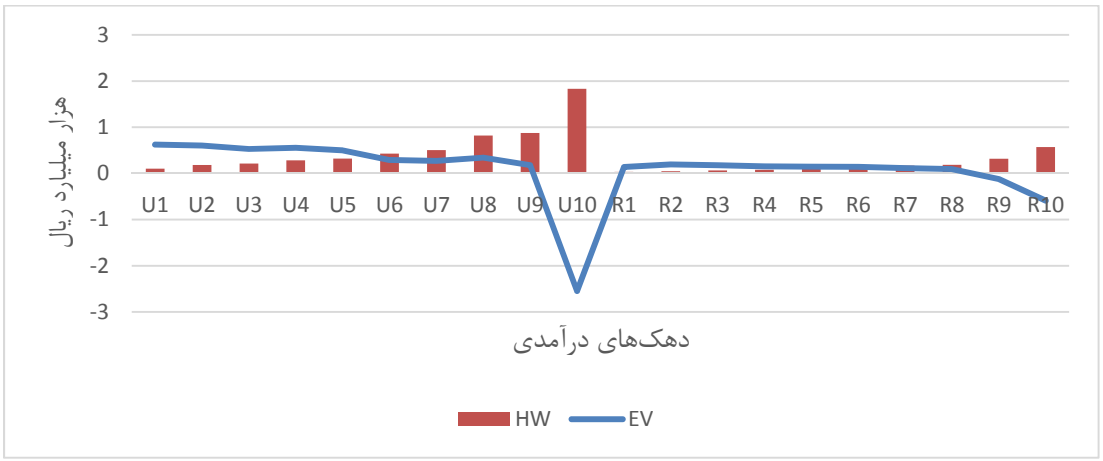
شکل ۳. رفاه خانوارها در سناریوی اول (EV)

مأخذ: محاسبات تحقیق



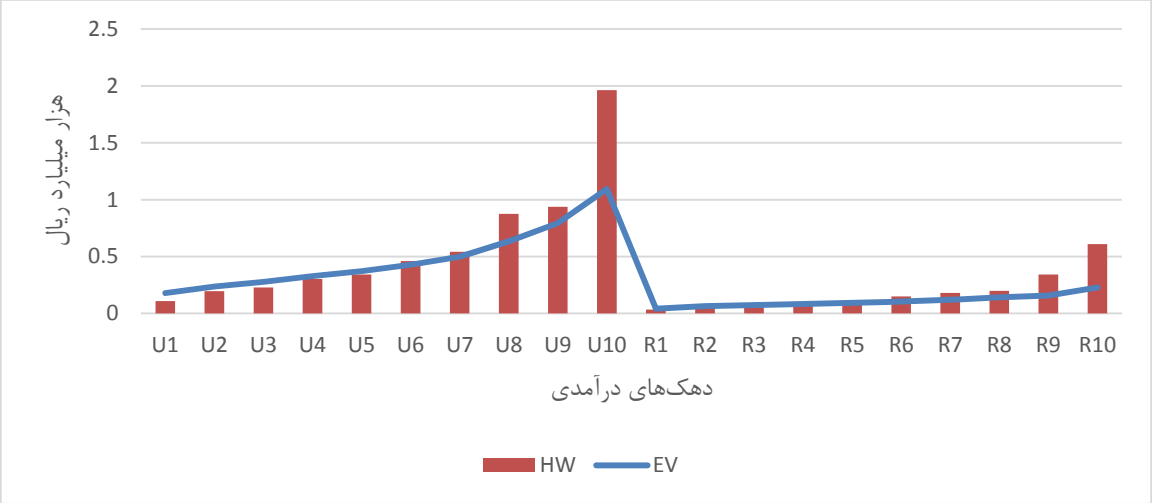
شکل ٤. رفاه خانوارها در سناریوی دوم

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل ۵. رفاه خانوارها در سناریوی سوم

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل ٦. رفاه خانوارها در سناریوی چهارم

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۷. تحلیل حساسیت

مأخذ: محاسبات تحقیق

٤-٥- تغییرات GDP واقعی

GDP واقعی در سناریوی اول با ۱/۹۸ درصد کاهش، کمترین مقدار را داشته است در حالی که تنها در سناریوی چهارم، مقدار آن افزایش یافته است. تغییرات در GDP واقعی را نیز می‌توان برآیندی از اثرات بر تولید بخش‌ها و رفاه خانوارها دانست. برای مثال در سناریوی چهارم به دلیل اینکه در زمینه افزایش تولید بخش‌ها و افزایش رفاه به ترتیب در رتبه اول و دوم نسبت به دیگر سناریوها قرار دارد، لذا بیشترین افزایش در GDP واقعی در این سناریو بدست آمده است. در حالی که در سناریوی اول چون بیشترین کاهش در تولید بخش‌ها و کمترین رفاه را شاهد هستیم، لذا بیشترین کاهش در GDP واقعی اتفاق افتاده است.

این منطق برای سناریوهای دیگر نیز می‌تواند بکار گرفته شود. این نتیجه مطابق با راتن و رید (۲۰۰۹) و کان و پرتنیر (۲۰۱۲) می‌باشد.

٤-٦- تحلیل حساسیت

در مدل‌های CGE معمولاً از کشش‌های برون‌زایی استفاده می‌شود که برای بررسی میزان اثرگذاری آنها بر نتایج بدست آمده، لازم است که تحلیل حساسیت بر روی آنها انجام شود. در این تحقیق به جهت مدلسازی بخش سلامت، علاوه بر کشش‌های رایج در مدل‌های CGE، تحلیل حساسیت را نسبت به کشش لیست انتظار و درصد افراد موجود در لیست

انتظار نیز انجام می‌دهیم.

در بین کشش‌های برون‌زای مدل CGE، با تغییر کشش جانشینی بین نیروی کار، کشش جانشینی بین صادرات و کالاهای داخلی و کشش درآمدی کالاها، تغییر چندانی در نتایج به وجود نیامد اما تغییر کشش جانشینی بین واردات و کالاهای داخلی، و همچنین کشش جانشینی بین عوامل تولید، بر نتایج اثر گذار بود. البته چون این مسئله تأثیر یکسانی بر بخش‌ها داشته است، لذا خللی در نتیجه‌گیری تحقیق ایجاد نمی‌کند.

همان‌طور که از نمودار ۷ مشاهده می‌شود، با افزایش ۱۰۰ درصدی کشش جانشینی بین واردات و کالاهای داخلی (IMPORT)، مقدار تولید بخش‌ها نسبت به سناریوی دوم کاهش می‌یابد. دلیل این قضیه آن است که با افزایش قیمت کالاهای داخلی، کالاهای وارداتی با سرعت بیشتری جانشین کالاهای داخلی می‌شوند و این امر سبب تضعیف تولیدات داخلی می‌گردد. از طرف دیگر افزایش ۱۰۰ درصدی کشش جانشینی بین عوامل تولید (FACTORS) باعث افزایش تولید تمامی بخش‌ها نسبت به سناریوی دوم می‌شود چرا که در این شرایط بخش‌ها می‌توانند هنگام افزایش دستمزدها، به مقدار بیشتری از عامل ارزان‌تر (یعنی سرمایه) استفاده کنند و لذا تولید آنها نیز کمتر کاهش می‌یابد.

همچنین با افزایش ۵۰ درصدی کشش لیست انتظار (HEALTH)، به دلیل اثربخشی بیشتر سلامت در درمان بیماران، نیروی کار سالم بیشتری وجود خواهد داشت که سبب افزایش تولید می‌شود. از طرف دیگر در صورتی که ۴ درصد از نیروی کار، بیمار در نظر گرفته شود (WL)، تولید به مقدار بیشتری کاهش خواهد یافت. در واقع افزایش در لیست انتظار اثری مخالف با افزایش کشش لیست انتظار دارد؛ یعنی با کاهش نیروی کار در دسترس، دستمزد و هزینه تولید را افزایش داده و سبب کاهش تولید می‌گردد.

۵- بحث و نتیجه گیری

در این مطالعه از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه برای بررسی اثرات اقتصادی و رفاهی بیماری و افزایش مخارج سلامت دولت استفاده شده است. از آنجا که بیشتر مطالعات انجام شده در این زمینه، مربوط به مدل‌های تعادل جزئی می‌باشند که قادر به نشان دادن اثرات کلان نمی‌باشند، این تحقیق به کامل‌تر کردن ادبیات مدل‌های اقتصاد کلان سلامت کمک می‌کند. داده‌های مورد استفاده شامل ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ ایران همراه با برخی پارامترهای برون‌زا مربوط به مدل CGE و اثرات بر سلامت می‌باشد. مبنای نظری اثرات سلامت نیز بر اساس تئوری سرمایه انسانی می‌باشد که در آن بهبود سلامت باعث افزایش مشارکت و بهره‌وری نیروی کار و افزایش مطلوبیت خانوارها می‌شود.

بر این اساس چهار سناریو در نظر گرفته شده که در سناریوی اول، عرضه نیروی کار از طریق بیماری کاهش پیدا می‌کند و در سناریوهای دیگر با فروض مختلف در مورد بازار کار، مخارج سلامت دولت برای بهبود وضعیت سلامت نیروی کار افزایش می‌یابد.

به طور کلی نتایج نشان داد که کاهش در عرضه نیروی کار مؤثر به علت بیماری در شرایط ثابت بودن موجودی نیروی کار، مطابق انتظار باعث افزایش دستمزد نیروی کار و متعاقباً سبب افزایش قیمت، کاهش تولید و کاهش استفاده از سرمایه در بیشتر بخش‌ها و کاهش GDP واقعی می‌شود. پس از افزایش مخارج سلامت دولت و با فرض عدم تحرک نیروی کار بخش سلامت، با افزایش سطح سلامت نیروی کار، به تدریج دستمزد کاهش یافته و استفاده از سرمایه نیز بیشتر می‌شود تا مقداری از کاهش تولید جبران شود. با تحرک کامل نیروی کار، نیروی کار سایر بخش‌ها به بخش سلامت منتقل شده و از طریق کاهش دستمزد بخش سلامت و افزایش دستمزد سایر بخش‌ها، باعث می‌شود مقدار کمتری از کاهش تولید نسبت به سناریوی قبل جبران شود، هر چند که تولید بخش سلامت بیشتر افزایش می‌یابد. همچنین در شرایطی که موجودی نیروی کار متغیر در نظر گرفته شده (بلندمدت) به دلیل ثابت بودن دستمزدها، تمامی کاهش تولید جبران شده و GDP بیشترین مقدار را خواهد داشت. رفاه کل نیز در تمام سناریوها بجز سناریوی یک افزایش یافته اما بیشترین مقدار آن در سناریوی دوم است.

از آنجا که در کوتاه‌مدت، افزایش مخارج سلامت دولت باعث افزایش تقاضا و دستمزد نیروی کار بخش سلامت می‌شود، این امر باعث می‌شود تا بخش بیشتری از مخارج سلامت دولت صرف پرداخت دستمزد نیروی کار شود و تولید به میزان کمتری افزایش یابد. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که دولت زمینه را برای افزایش نیروی کار متخصص در بخش سلامت فراهم کند تا بتواند تولید بخش سلامت را با صرف مخارج کمتری افزایش دهد. همچنین به دلیل اینکه رفاه خانوارهای روستایی و دهک‌های پایین‌تر درآمدی، کمتر از خانوارهای شهری و دهک‌های بالاتر درآمدی افزایش یافته است، دولت می‌تواند در راستای افزایش رفاه آنها و بهتر کردن

توزیع درآمد، از سیاست‌های بازتوزیع درآمد استفاده کرده یا از طریق اولویت‌هایی مانند کاهش فرانشیز پرداختی، زمینه را برای دسترسی بیشتر آنها به خدمات سلامت فراهم نمایند.

منابع

ابراهیم‌نژاد گرجی، علی اکبر؛ جدیدی، رحمت الله و دلاوری، سجاد (۱۳۹۵). "مقایسه هزینه‌ها و کیفیت خدمات بستری قبل و پس از اجرای طرح تحول نظام سلامت". *نشریه پژوهشی-تحلیلی دانشکده پرستاری الیگودرز*، دوره ۷، شماره ۱، ۱۴-۵.

اعتمادی‌نژاد، سیاوش؛ رستمی، فرشته؛ یزدانی چراتی، جمشید و یوسفی گل افشانی، فاطمه صغری (۱۳۹۶). "بررسی میزان شیوع و علل غیبت از کار پزشکی در میان کارکنان شبکه بهداشت شهرستان جویبار در سال ۱۳۹۴". *مجله تحقیقات سلامت در جامعه*، دوره ۳، شماره ۲، ۷۴-۶۷.

امینی، علیرضا و حجاری‌آزاد، زهره (۱۳۸۶). "تحلیل و ارزیابی نقش سلامت و بهداشت در ارتقاء بهره‌وری نیروی کار در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال ۹، شماره ۳۰، ۱۶۳-۱۳۷.

توسلی، سلاله و مهاجری، پریسا (۱۳۹۶). "ارزیابی جایگاه بخش سلامت در اقتصاد ایران با استفاده از روش حذف فرضی جزئی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال ۸، شماره ۲۹، ۹۶-۷۷.

حسنی صدرآبادی، محمدحسین؛ آذرپیوند، زیبا و فیروزی، ریحانه (۱۳۸۹). "تأثیر مخارج بهداشتی دولتی بر رشد اقتصادی و اثر غیرمستقیم آن بر مصرف خصوصی در ایران (بررسی مدل طرف عرضه اقتصاد)". *فصلنامه مدیریت سلامت*، دوره ۱۳، شماره ۴۲، ۶۵-۵۷.

حسینی غفار، سیدعباس؛ بخشی دستجردی، رسول؛ صامتی، مجید و شجری، هوشنگ (۱۳۹۷). "تحلیل بلندمدت و کوتاه‌مدت آثار تأمین مالی دولت از طریق مالیات تورمی با رویکرد نیوکینزین". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۷۸-۵۷.

راغفر، حسین؛ سرگزی، نسرین؛ مهربان، ستار؛ اکبرزاده، محمدعلی؛ واعظ مهدوی، محمدرضا و وحدتی‌منش، زهرا (۱۳۹۷). "بار اقتصادی بیماری عروق کرونر قلب در ایران: با رویکرد پایین به بالا در سال ۱۳۹۴". *مجله دانشگاه علوم پزشکی اردبیل*، دوره ۱۸، شماره ۳، ۳۵۶-۳۴۱.

رئیس‌پور، علی و پژویان، جمشید (۱۳۹۲). "آثار مخارج بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی و بهره‌وری در ایران: رویکرد منطقه‌ای". *مجله برنامه و بودجه*، دوره ۱۸، شماره ۴، ۶۸-۴۳.

زرین اقبال، حسن؛ جعفری صمیمی، احمد و طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۹۷). "تأثیر استقلال بانک مرکزی بر نوسانات تولید و تورم در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۵۴-۳۳.

سرلک، علی (۱۳۹۴). "تأثیر شاخص‌های سلامت بر رشد اقتصادی استان‌های کشور". *فصلنامه مدیریت بهداشت و درمان*، دوره ۶، شماره ۱، ۱۷-۷.

شاکری، علی‌اصغر؛ کاظمی کریانی، علی؛ یساری، علی‌اکبر؛ فخرائی، قاسم؛ فیاض‌بخش، احمد و یوسفی، علیرضا (۱۳۹۵). "برآورد بار اقتصادی بیماری گلوکوم در ایران در سال ۱۳۹۱". *مجله تحقیقات نظام سلامت حکیم*، دوره ۱۹، شماره ۴، ۱۹۲-۱۸۴.

صادقی، سیدکمال و محمدی خانقاهی، رباب (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر مخارج سلامت بر شاخص‌های سلامت کشورهایی با سطح درآمد متوسط: مطالعه موردی". *فصلنامه پایش*، دوره ۱۴، شماره ۱، ۱۴-۷.

طاهری، احسان؛ صادقی، حسین؛ عاقلی، لطفعلی و ناصری، علیرضا (۱۳۹۸). "اثرات رفاهی و اقتصادی افزایش مخارج بهداشتی- درمانی دولت در ایران: رویکرد ماتریس حسابداری اجتماعی". *مجله تحقیقات نظام سلامت حکیم*، دوره ۲۲، شماره ۱، ۹-۱.

طیب‌نیا، علی و فولادی، معصومه (۱۳۸۸). "بررسی آثار افزایش قیمت‌های جهانی بر سطح قیمت‌های داخلی، تراز تجاری و نرخ ارز، با استفاده از یک مدل تعادل عمومی محاسبه‌ای". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۹، ۱۸۴-۱۵۷.

قنبری، علی و باسخا، مهدی (۱۳۸۷). "بررسی اثرات تغییر در هزینه بهداشتی دولت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه تحقیقات اقتصادی*، دوره چهل و سوم، شماره ۲؛ ۲۲۴-۱۸۷.

کریمی، سعید؛ جوادی، مرضیه و جعفرزاده، فاطمه (۱۳۹۰). "بار اقتصادی و هزینه‌های سلامت ناشی از بیماری‌های مزمن در ایران و جهان". *مدیریت اطلاعات سلامت*، دوره ۸، شماره ۷، ۹۹۶–۹۸۴.

لطفی، فرهاد؛ رضاپور، عزیز؛ نورایی مطلق، ثریا؛ هادیان، محمد؛ فقی سلوک، فرشاد و قادری، حسین (۱۳۹۳). "بررسی جایگاه بخش سلامت در اقتصاد ایران و ارتباط آن با دیگر بخش‌ها". *فصلنامه مدیریت سلامت*، دوره ۱۷، شماره ۵۸، ۴۱–۲۸.

محبی، ایرج و شریفیان، علی‌اکبر (۱۳۸۴). "بررسی شیوع غیبت از کار به دلیل بیماری و عوامل مؤثر بر آن در بین کارکنان یک کارخانه صنعتی". *مجله پزشکی ارومیه*، سال ۱۶، شماره ۴، ۲۳۴–۲۲۹.

Acaroğlu, H. & Ada, A. A. (2014). "The Relation Between Human Capital and Economic Growth in MENA Countries". *Journal of Public Administration and Governance*, 4(3), 205-216.

Akobundu, E., Ju, J., Blatt, L. & Mullins, C. D. (2006). "Cost-of-Illness Studies: a Review of Current Methods". *Pharmaco Economics,* 24(9), 869-890.

Baird, S., Hicks, J. H., Kremer, M. & Miguel, E. (2011). "Worms at Work: Long-Run Impacts of Child Health Gains". Berkeley: *University of California at Berkeley*; 1-54.

Barmby, T. A., Ercolani, M. G. & Treble, J. G. (2002). "Sickness Absence: an International Comparison". *The Economic Journal,* 112(480), 315-331.

Becker, G. S. (1964). "Human Capital". A Theoretical and Empirical Analysis with Special References to Education. US, *University of Chicago Press*. Third edition. 29-54.

Berrittella, M. & Li Donni, P. (2009). "Macroeconomi Effects of Public Health Expenditure in the United States". *Inpublic Choice E Political Economy: I Fondamenti Positivi Della Teoria Di Finanza Pubblica*; 1-9.

Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L. J. & Murray, C. J. (2001). "Modeling the Effects of Health on Economic Growth". *Journal of Health Economics*, 20(3), 423-440.

Bhattacharya, J. & Qiao, X. (2007). "Public and Private Expenditures on Health in a Growth Model". *Journal of Economic Dynamics and Control,* 31(8), 2519-2535.

Bloom, D. E. & Canning, D. (2000). "The Health and Wealth of Nations". *Science*, 287(5456), 1207-1209.

Bloom, D. E., Canning, D. & Sevilla, J. (2004). "The Effect of Health on Economic growth: A Production Function Approach". *World Development*, *32*(1), 1-13.

Brown, L. J., Harris, A., Picton, M., Thurecht, L., Yap, M., Harding, A., Dixon, P. & Richardson, J. (2009). "Linking Microsimulation and Macro-Economic Models to Estimate the Economic Impact of Chronic Disease Prevention". *New Frontiers in Microsimulation Modelling*, 527-556.

Cai, L. (2010). "The Relationship Between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model". *Labour Economics*, 17(1), 77-90.

Choi, K. H. & Shin, S. (2015). "Population Aging, Economic Growth, and the Social Transmission of Human Capital: An Analysis with an Overlapping Generations Model". *Economic Modelling*, 50, 138-147.

Christensen, T. L., Poulsen, P. B., Holmstrom, S., Walt, J. G. & Vetrugno, M. (2005). "A Markov Modelled Pharmacoeconomic Analysis of Bimatoprost 0.03% in the Treatment of Glaucoma as an Alternative to Filtration Surgery in Italy". *Current Medical Research and Opinion,* 21(11), 1837-1844.

Ciaschini, M., Pretaroli, R., Severini, F. & Socci, C. (2014). "Health Care Services and Economic Impact: a Dynamic CGE Approach". *Universita degli Studi di Macerata, Quaderno di Dipartimento*, 74, 1-18.

Cole, M. A. & Neumayer, E. (2006). "The Impact of Poor Health on Factor Productivity". *Journal of Development Studies,* 42(6), 918-938.

Decaluwé, B., Lemelin, A., Robichand, V. & Maisonnave, H. (2013). "The PEP-1-1 Standard Single Country Static CGE Model". *Partnership for Economic Policy (PEP) Network*. Available on Request from the PEP Network.

Dixon, S., McDonald, S. & Roberts, J. (2004). "AIDS in Botswana: Evaluating the General Equilibrium Implications of Healthcare Interventions". Discussion paper (unpublished). *White Rose Repository;* 1-25. URL: http://eprints.whiterose.ac.uk/10937/

Dogrul, H. G. (2015). "The effects of health on labour force participation: Evidence from Turkey". *International Journal of Economics and Fianace*, *7*(8), 168-181.

Folland, S., Goodman, A. C. & Stano, M. (2007). "The Economics of Health and Health Care". *Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.*

Fougère, M., Harvey, S., Mercenier, J. & Mérette, M. (2009). "Population Ageing, Time Allocation and Human Capital: A General Equilibrium Analysis for Canada". *Economic Modelling*, 26(1), 9-30.

Grossman, M. (1972). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health". *Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.

Hosoe, N., Gasawa, K. & Hashimoto, H. (2010). "Textbook of Computable General Equilibrium Modeling: Programming and Simulations". *Springer*; London, England, palgrave, ISBN 978–0–230–24814–4.

Hy, R. J. (2011). "Economic Impact of Public Sector Spending on Health Care". *Journal of Health and Human Services Administration,* 34(2), 239-258.

Kabajulizi, J. (2016). "Macroeconomic Implications of Healthcare Financing Reforms: A Computable General Equilibrium Analysis of Uganda". (PhD thesis), *London: School of Hygiene & Tropical Medicine,* 316-318.

Knowles. S. & Owen, P. D. (1995). "Health Capital and Cross-Country Variation in Income Per Capita in the Mankiw-Romer-Weil Model". *Economic Letters*, 48(1), 99-106.

Kuhn, M. & Prettner, K. (2016). "Growth and Welfare Effects of Health Care in Knowledge-based Economies". *Journal of Health Economics,* 46, 100-119.

Leroux, J., Rizzo, J. A. & Sickles, R. (2012). "The Role of Self-Reporting Bias in Health, Mental Health and Labor Force Participation: a Descriptive Analysis". *Empirical Economics*, 43(2), 525-536.

Lisenkova, K., Mérette, M. & Wright, R. (2012). "The Impact of Population Ageing on the Labour Market: Evidence from Overlapping Generations Computable General Equilibrium (OLG-CGE) model of Scotland; 1-30.

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). "A Contribution to the Empirics of Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, *107*(2), 407-437.

Melanie, N., Townsend, N., Scarborough, P. & Rayner, M. (2013). "Cardiovascular Disease in Europe: Epidemiological Update". *European Heart Journal*, 34(39), 3028-3034.

Mincer, J. & Polachek, S. (1974). "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of political Economy*, *82*(2, Part 2), S76-S108.

Moradi, T., Naghdi, S., Brown, H., Ghiasvand, H. & Mobinizadeh, M. (2018). "Decomposing Inequality in Financial Protection Situation in Iran after Implementing the Health Reform Plan: What does the Evidence Show Based on National Survey of Households' Budget?". *The International Journal of Health Planning and Management*, 33(3), 652-661.

Nugent, R. (2008). "Chronic Diseases in Developing Countries: Health and

Economic Burdens". *Annals of the New York Academy of Sciences,* 1136(1), 70-79.

Nwosu, C. O. & Woolard, I. (2017). "The Impact of Health on Labour Force Participation in South Africa". *South African Journal of Economics,* 85(4), 481-490.

Odior, E. S. O. (2015). "Public Spending on Health, Reduction of Poverty and Millennium Development Goals Achievement in Nigeria: A Computable General Equilibrium Micro Simulation (Cge-Ms) Approach". *International Journal of Economics, Commerce and Management,* 3(2), 9-16.

Olyaeemanesh, A., Behzadifar, M., Mousavinejhad, N., Behzadifar, M., Heydarvand, S., Azari, S., Martini, M., Bakhtiari, A. & Bragazzi, N. L. (2018). "Iran's Health System Transformation Plan: a SWOT Analysis". *Medical Journal of the Islamic Republic of Iran*, 32(39), 1-7.

Paglin, M. (1974). "Public Health and Development: a New Analytical Framework". *Economica*, 41(164), 432-441.

Pandey, M. K. (2009). "Labor Force Participation Among Indian Elderly: does Health Matter?". *Munich Personal RePEc Archive;* 1-31.

Perobelli, F. S., Andrade, M. V., Domingues, E. P., Sousa, Santiago, F., de Assis Cabral, J. & Barbosa Rodrigues, L. (2015). "Systemic Analysis of the Health Sector Through the Input-Output Matrix, 2000-2005". *CEPAL Review: Santiago, Chile*, 107-125.

Piroozi, B., Rashidian, A., Moradi, G., Takian, A. M., Ghasri, H. & Ghadimi, T. (2017). "Out-of- Pocket and Informal Payment Before and After the Health Transformation Plan in Iran: Evidence from Hospitals Located in Kurdistan, Iran". *International Journal of Health Policy and Management*, 6(10), 573–586.

Rivera, B. & Currais, L. (2004). "Public Health Capital and Productivity in the Spanish Regions". *World Development*, 32(5), 871-885.

Rutten, M. & Reed, G. (2009). "A Comparative Analysis of Some Policy Options to Reduce Rationing in the UK's NHS: Lessons from a General Equilibrium Model Incorporating Positive Health Effects". *Journal of Health Economics*, 28(1), 221-233.

Saha, S. (2013). "Impact of Health on Productivity Growth in India". *International Journal of Economics, Finance and Management,* 2(4), 303-312.

Sahay, N., Cockburn, J. & Pathak, M. (2013). "Modeling Health in a CGE Framework: A Case Study of India". *Partnership for Economic Policy Working Paper*; 1-30.

Sánchez, C. (2004). "Rising Inequality and Falling Poverty in Costa Rica's Agriculture During Trade Reform: a Macro-Micro General Equilibrium Analysis". 189-226.

Smith, R. D., Keogh-Brown, M. R., Barnett, T. & Tait, J. (2009). "The Economy-Wide Impact of Pandemic Influenza on the UK: a Computable General Equilibrium Modelling Experiment". *Bmj*, 339, 1-7.

Smith, R. D., Yago, M., Millar, M. & Coast, J. (2005). "Assessing the Macroeconomic Impact of a Healthcare Problem: the Application of Computable General Equilibrium Analysis to Antimicrobial Resistance". *Journal of Health Economics*, 24(6), 1055-75.

Sood, N., Ghosh, A. & Escarse, J. (2007). "The Effect of Health Care Cost Growth on the US Economy". Office of the Assistant Secretary for Planning and Evaluation, *US Department of Health and Human Services* (September). Available at (http://aspe. hhs. gov/health/reports/08/healthcarecost/report . html (HHS);1-57.

Swaminathan, S. & Lillard, L. (2000). "Health and Labor Market Outcomes: Evidence from Indonesia". *University of Michigan*, 1-25.

Wang, K. (2011). "Health Care Expenditure

and Economic Growth: Quantile Panel Type Analysis". *Economic Modelling*, 28(4), 1536-1549.

Wing, I. S. (2007). "Computable General Equilibrium Models for the Analysis of Energy and Climate Policies". *Prepared for the International Handbook of Energy Economics*. 1-61.

World Bank. International Economics Dept. Development Data Group. World Development Indicators. World Bank; 2019.

Yamada, G. & Imanaka, Y. (2015). "Input–output Analysis on the Economic Impact of Medical Care in Japan". *Environmental Health and Preventive Medicine*, 20(5), 379-393.

Yerushalmi, E., Hunt, P. E., Hoorens, S., Sauboin, C. & Smith, R. D. (2012). "The Macro-Economic Impact of Reducing Malaria: An Application of a Dynamic General Equilibrium Modeling to Ghana". *Value Health*, 15, A400, 1-52.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۶۴-۵۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (51-64)

اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران: رویکرد غیرخطی

هانا ابوالحسن‌بیگی[۱]، *علیرضا کازرونی[۲]، محمدمهدی برقی‌اسکویی[۳]، حسین اصغرپور[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۳. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۴. استاد گروه اقتصاد دانشگاه تبریز، تبریز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۶/۱۲/۰۲ پذیرش: ۱۳۹۷/۲/۲۹)

The Impact of Inflation Volatility on the Relationships between the Iranian Trade Balance with the Exchange Rate: Non-linear Approach

Hana Abolhasanbeigi[1], *Alireza Kazerooni[2], Mohammad Mahdi Barghi Oskooee[3], Hossein Asgharpur[4]

1. Ph.D. Student in International Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
2. Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
3. Associat Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran
4. Professor at Department of Economics, Tabriz University, Tabriz, Iran

(**Received:** 21/Feb/2018 **Accepted:** 12/May/2018)

چکیده:

یکی از ویژگی‌های بارز اقتصاد ایران طی چهار دهه اخیر، تورم بالا و بی‌ثباتی تورمی است. بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصادی می‌تواند روابط بین متغیرهای اقتصادی را تغییر دهد. هدف این مطالعه بررسی اثر غیرخطی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری (غیرنفتی) طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ برای اقتصاد ایران است. برای این منظور ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش گارچ نمایی (EGARCH) کمّی سازی شده، سپس مدل تحقیق با استفاده از رهیافت مارکوف‌سوئیچینگ برآورد شده است. نتایج حاکی از آن است که رفتار تراز تجاری در ایران، قابل تفکیک به سه رژیم (کسری تراز تجاری پایین، متوسط و بالا) است. افزایش نرخ ارز موجب بهبود تراز تجاری در هر سه رژیم شده است. اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در رژیم کسری تراز تجاری بالا و متوسط بسیار ناچیز است و معنادار نیست. در صورتی که در رژیم کسری تراز تجاری پایین منفی و معنادار است. در این رژیم، بی‌ثباتی تورمی موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری شده است و با افزایش بی‌ثباتی تورمی رابطه نرخ ارز با تراز تجاری بیشتر تضعیف می‌شود.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، تراز تجاری، بی‌ثباتی تورمی، مدل مارکوف‌سوئیچینگ.

طبقه‌بندی JEL: F31، F14، C22.

Abstract:

Inflation volatility is one of the characteristics of Iranian economy over the past four decades. Inflation volatility by creating macroeconomic instability can affect the relation of economic variables. The purpose of this study is the evaluation of the impact of nonlinear inflation volatility on the relationships between the Iranian trade balance with the exchange rate during the 1973-2016.

For this purpose, firstly inflation volatility by using EGARCH method has been estimated and the model was estimated by Markov-switching model. The results show that the behavior of trade balance in Iran can be divided in 3 regimes (high, medium and low trade deficit). Increased exchange rate has induced the improvement of trade balance in 3 regimes. The effect of inflation volatility on the relationship of exchange rate to trade balance in the high and medium trade deficit regime is insignificant. Whereas in the regime 3 (low trade balance deficit) is negative and significant. So that in the regime 3(low trade deficit) inflation volatility has caused to debilitation of exchange rate effect on the trade balance and with the increase in inflation volatility exchange rate effect on the trade balance is further debilitation.

Keywords: Exchange Rate, Trade Balance, Inflation Volatility, Markov-Switching Model.
JEL: F31, F14, C22.

*** نویسنده مسئول:** علیرضا کازرونی
E-mail: ar.kazerooni@gmail.com

*Corresponding Author: Alireza Kazerooni

۱- مقدمه

وضعیت تراز تجاری یکی از مهمترین متغیرهای کلان و محدودیت‌های استراتژیک اقتصادی در ایران است. مروری بر آمار تجارت خارجی کشور طی چهار دهه گذشته نشان می‌دهد، ایران همواره با کسری تراز تجاری (غیرنفتی) مواجه بوده است. از طرفی به دلیل اعمال تحریم‌های اقتصادی علیه ایران طی چند دهه گذشته، امکان استقراض از بازار سرمایه جهانی جهت تأمین کسری تراز تجاری وجود ندارد. برخی اقتصاددانان با استناد به مباحث تئوریک بیان می‌کنند به منظور بهبود تراز تجاری، توسعه صادرات غیرنفتی و رهایی از اقتصاد تک محصولی، لازم است نرخ ارز افزایش یابد(برقعی و محمدی، ۱۳۹۷: ۴۶). افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) با هدف بهبود وضعیت تراز تجاری یا جبران کسری تراز پرداخت‌ها از طریق افزایش صادرات و کاهش واردات اعمال می‌شود. مطالعات کاربردی نشان می‌دهد افزایش نرخ ارز اثرات مختلفی را بر تراز تجاری کشورهای در حال توسعه دارد. اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری به برقراری شرط مارشال- لرنر[1] و ثبات شرایط اقتصادی در زمان اجرای این سیاست دلالت دارد. نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد که سیاست افزایش نرخ ارز در اغلب کشورهای در حال توسعه با شکست مواجه شده و فقط در تعداد معدودی از این کشورها با موفقیت همراه بوده است. یکی از دلایل شکست این سیاست می‌تواند بی‌ثباتی حاکم بر فضای اقتصاد کلان این کشورها باشد(راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۱).

بی‌ثباتی تورمی یکی از عوامل ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد ایران است. بررسی نرخ تورم طی چهار دهه گذشته (دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۴) حاکی از آن است که اقتصاد ایران تنها در سه سال (سال‌های ۱۳۵۴، ۱۳۶۴ و ۱۳۶۹) نرخ تورم تک رقمی را تجربه کرده و همواره تورم دو رقمی داشته است (کاویانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۲).

پدیده تورم می‌تواند از کانال‌های مختلفی اقتصاد یک کشور را تحت تأثیر قرار دهد. یکی از هزینه‌های تورم برای اقتصاد، بروز نااطمینانی تورمی است (صمدی و مجدزاده طباطبائی، ۱۳۹۲: ۴۸). بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد کلان و با تأثیر بر رفتار نرخ ارز و اجزای تراز تجاری، می‌تواند موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری گردد.

در ایران در نتیجه افزایش نرخ ارز در طی سال‌های اخیر (سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۹۰) نتیجه قابل توجهی در افزایش صادرات و کاهش واردات و به عبارت دیگر بهبود تراز تجاری کشور حاصل نشده است. طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۵ نرخ ارز اسمی بازار از ۱۳۵۷ تومان به ۳۶۴۰ تومان افزایش یافته است، در حالی که کسری تراز تجاری (غیرنفتی) از ۴۴/۸ میلیارد دلار به ۲۸/۸ میلیارد دلار کاهش یافته است. به عبارتی در پی کاهش شدید ارزش ریال (افزایش شدید نرخ ارز) تنها ۱۶ میلیارد دلار از شکاف بین واردات و صادرات غیرنفتی جبران شده است و کشور همچنان با ۲۸/۸ میلیارد دلار کسری تراز تجاری (غیرنفتی) مواجه بوده است. یکی از دلایل این امر می‌تواند بی‌ثباتی حاکم بر فضای اقتصاد ایران طی سال‌های مورد بررسی باشد.

همان‌طور که اشاره شد بی‌ثباتی تورمی یکی از عوامل ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد کلان ایران است. بی‌ثباتی تورمی موجب بی‌ثباتی نرخ ارز می‌شود و بی‌ثباتی نرخ ارز با افزایش نااطمینانی منجر به کاهش صادرات می‌گردد. از طرفی بی‌ثباتی اقتصاد کلان کشور واردکننده با کاهش انگیزه جذب هزینه‌ها در حاشیه سود توسط بنگاه‌های واردکننده، موجب افزایش شدید قیمت کالای وارداتی در پی افزایش نرخ ارز می‌شود. بنابراین بی‌ثباتی تورمی با کاهش صادرات و افزایش واردات می‌تواند موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری گردد. از آنجایی که شناخت و آگاهی از نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری برای سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی از اهمیت بالایی برخوردار است، باید توجه داشت که بررسی این عوامل بدون در نظر گرفتن ویژگی‌های منحصر به فرد یک کشور، لزوماً راه‌گشا نخواهد بود. با توجه به شرایط اقتصاد ایران، در مطالعات صورت گرفته در این زمینه بررسی اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد نظر قرار نگرفته است. بنابراین هدف مطالعه حاضر لحاظ این مسئله در ادبیات موضوع و پاسخ به این سؤال مهم است که بی‌ثباتی تورمی چگونه اثر نرخ ارز بر تراز تجاری را طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس در مطالعه حاضر ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH محاسبه شده است. سپس با استفاده از مدل مارکوف‌سوئیچینگ ضمن بررسی رفتار رژیمی تراز تجاری، اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد آزمون تجربی قرار گرفته است.

براساس سازماندهی مباحث مقاله، در قسمت دوم ادبیات موضوع و در ادامه مطالعات تجربی صورت گرفته ارائه شده است. قسمت سوم به روش شناسی تحقیق، معرفی مدل

1. Marshal-Lerner

ترازتجاری و داده‌ها اختصاص دارد. قسمت‌های بعدی به برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل اختصاص یافته و در قسمت انتهایی مقاله بحث و نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

کشورها معمولاً جهت تعدیل و تصحیح کسری تراز تجاری از سیاست افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول) استفاده می‌کنند. شواهد تجربی نشان می‌دهد چنانچه افزایش نرخ ارز با سیاست‌های مناسب پولی و مالی همراه باشد، موجب افزایش قدرت رقابت خارجی کشور می‌شود و وضعیت ترازتجاری را بهبود می‌بخشد. نتایج برخی مطالعات نشان می‌دهد، سیاست افزایش نرخ ارز تنها در تعداد معدودی از کشورهای در حال توسعه موفق بوده و در اغلب آنها اجرای این سیاست به شکست انجامیده است. همچنین این مطالعات نشان می‌دهد کشورهایی که در اجرای سیاست افزایش نرخ ارز ناموفق بوده‌اند عموماً، کشورهایی هستند که همراه با تعدیل ارز سیاست انبساطی پولی و مالی را اعمال کرده‌اند. در صورتی که کشورهایی که به همراه افزایش نرخ ارز سیاست‌های سازگار مدیریت تقاضا را در جهت کنترل اعتبار داخلی اعمال کرده‌اند، از موفقیت قابل توجهی در رابطه با سیاست افزایش نرخ ارز برخوردار بوده‌اند (ادواردز[1]، ۱۹۸۶: ۱۳۵). بنابراین اگر سیاست‌های پولی انبساطی به همراه سیاست افزایش نرخ ارز اعمال گردد موجب ایجاد تورم بالا و بی‌ثباتی آن می‌شود. بی‌ثباتی تورمی نیز با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان و به طور خاص بی‌ثباتی نرخ ارز و در نتیجه با افزایش واردات و کاهش صادرات، می‌تواند موجب تضعیف اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری گردد. در ادامه هر یک از این موارد به تفکیک بیان شده است.

۲-۱- اثر بی‌ثباتی تورمی بر واردات

در حالت کلی اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری با استفاده از رویکرد کشش[2] و جذب[3] مورد بررسی قرار می‌گیرد. در رویکرد کشش فرض بر این است که قیمت واردات برون‌زا و داده شده می‌باشد و افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) اثری بر قیمت واردات ندارد (موری و گینمن[4]، ۱۹۷۶: ۷۷). این در حالی است که به علت ناهمگنی کالاهای کارخانه‌ای و رقابت ناقص، فرض برون‌زایی قیمت واردات نمی‌تواند صحیح باشد. نتایج مطالعات مفیت[5] (۱۹۸۹: ۴۴۱)، کوچ و روسنسویگ[6] (۱۹۹۰: ۳۶۳)، دیاک و همکاران[7] (۱۹۹۰: ۸۹)، گاگنون[8] (۱۹۹۰: ۷۲)و هوپر و من[9] (۱۹۸۹: ۳۳۵) نشان می‌دهد تغییرات نرخ ارز، قیمت واردات و قیمت داخلی کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. میزان انتقال اثر افزایش نرخ ارز به قیمت واردات بستگی به میزان تغییر حاشیه سود توسط بنگاه وارداتی نیز دارد. مان[10] (۱۹۸۶: ۳۷۲) بیان می‌کند که مرکز ثقل ارتباط بین قیمت کالاهای وارداتی به یک کشور و تغییرات نرخ ارز، حاشیه سود بنگاه‌های وارداتی است. ممکن است بنگاه وارداتی در واکنش به افزایش نرخ ارز و افزایش قیمت داخلی کالا، از حاشیه سود خود کم کند. در این صورت علی‌رغم افزایش نرخ ارز، قیمت کالای وارداتی در داخل افزایش نمی‌یابد یا افزایش آن اندک است. اگر با افزایش نرخ ارز قیمت کالای وارداتی تغییر نکند، گفته می‌شود بنگاه وارداتی افزایش هزینه‌ها را به طور کامل در حاشیه سود خود جذب کرده و مانع سرایت افزایش نرخ ارز به قیمت کالا شده است. اگر با افزایش نرخ ارز قیمت کالای وارداتی با نسبت کمتری افزایش یابد، آنگاه گفته می‌شود بنگاه بخشی از افزایش هزینه را در حاشیه سود خود جذب و بخشی را در قیمت کالا منعکس کرده است. تعدیل حاشیه سود توسط بنگاه به خاطر حفظ سهم فروش یا افزایش سهم فروش در بازار کشور واردکننده صورت می‌گیرد. نوگوئیرا و لئون لدسم[11] (۲۰۱۱: ۱۷۸) نشان دادند که هرچه فضای اقتصاد کلان کشور واردکننده بی‌ثبات‌تر باشد، انگیزه جذب هزینه‌ها در حاشیه سود توسط بنگاه وارداتی کاهش می‌یابد. بی‌ثباتی تورمی یکی از مهمترین عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه مانند ایران است. بنابراین اگر در کشوری بی‌ثباتی تورمی وجود داشته باشد و نرخ ارز افزایش یابد، قیمت واردات به شدت افزایش می‌یابد. افزایش یا کاهش ارزش واردات به دنبال افزایش قیمت واردات بستگی به کشش تقاضای واردات دارد. بدین ترتیب که اگر کشش قیمتی تقاضای واردات بزرگ‌تر از یک باشد با افزایش قیمت واردات، ارزش واردات کاهش می‌یابد و در صورتی‌که کوچک‌تر از یک باشد ارزش واردات افزایش می‌یابد و اگر مساوی یک باشد

1. Edwards (1986)
2. Elasticity
3. Absorb
4. Murray & Ginman (1976)
5. Moffett (1989)
6. Koch & Rosenswieg (1990)
7. Deyak et al. (1990)
8. Gagnon (1990)
9. Hooper & Mann (1989)
10. Mann (1986)
11. Nogueira & Leon-Ledesma (2011)

ارزش واردات ثابت می‌ماند. بدین ترتیب ملاحظه می‌شود که اثر افزایش نرخ ارز بر ارزش واردات از قبل مشخص نیست و بستگی به میزان تغییر قیمت و مقدار واردات دارد.

نتایج مطالعات همفیل[1] (۱۹۷۴: ۶۴۲) و خان[2] (۱۹۷۴: ۶۸۲) نشان می‌دهد بیشترین سهم واردات کشورهای در حال توسعه را واردات تجهیزات سرمایه‌ای و کالاهای واسطه تشکیل می‌دهد که هیچ جانشینی برای آنها وجود ندارد. بنابراین کشش پذیری تقاضای واردات نسبت به قیمت در این کشورها اندک است. در این حالت افزایش نرخ ارز نمی‌تواند روی تقاضای واردات تأثیر قابل ملاحظه‌ای داشته باشد و با افزایش قیمت واردات، منجر به افزایش ارزش واردات می‌شود. در کل می‌توان گفت، در کشورهای در حال توسعه زمانی که نرخ ارز افزایش می‌یابد، بی‌ثباتی تورمی با افزایش قیمت و ارزش واردات باعث بدتر شدن تراز تجاری می‌گردد.

۲-۲- اثر بی‌ثباتی تورمی بر صادرات

بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز می‌تواند حجم صادرات بین کشورها را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج برخی مطالعات در زمینه ارتباط بی‌ثباتی تورمی و نرخ ارز نشان می‌هد، شوک‌های پولی و بی‌ثباتی تورمی، اثر مثبت و معناداری بر بی‌ثباتی نرخ ارز دارد (ویکسون و همکاران[3]، ۲۰۰۱: ۲۴). از طرفی بی‌ثباتی نرخ ارز انگیزه‌های تولید در بخش کالاهای قابل تجارت را به طور مدام تغییر می‌دهد. این بی‌ثباتی موجب نوعی انتقال دائمی بین بخش‌های تولیدی می‌شود و عدم استقرار در عوامل تولید پدید می‌آید که در نهایت به زیان اقتصادی منجر و موجب کاهش حجم صادرات می‌شود (ونگ و بارت[4]، ۲۰۰۷: ۲۳۵).

اگر نوسانات نرخ ارز شدید باشد، صادرکنندگان در هنگام عقد قرارداد در مورد درآمد حاصل از صادرات تصور چندان دقیقی نخواهند داشت و با ریسک نرخ ارز مواجه خواهند بود. البته، ارزش ارزی کالای صادراتی در هنگام عقد قرارداد معلوم است؛ ولی از آنجایی که تا هنگام دریافت درآمد صادراتی یک فاصله‌ی زمانی وجود دارد، نوسانات نرخ ارز می تواند ارزش کالاهای صادراتی به پول ملی را تحت تأثیر قرار دهد و این درآمدها به راحتی می توانند با زمان انجام معامله، تفاوت فاحش و غیر منتظره‌ای داشته باشند. علاوه بر این تغییرات شدید نرخ ارز به دلیل نیروهای بازار موجب افزایش نااطمینانی و ریسک در تجارت خارجی بین کشورها می‌شود وحجم تجارت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را کاهش می‌دهد (ورجیل[5]، ۲۰۰۲: ۷۱).

نتایج مطالعه هال و همکاران[6] (۲۰۱۰: ۱۵۱۵) نشان می‌دهد بی‌ثباتی نرخ ارز موجب افزایش نااطمینانی می‌شود و این نااطمینانی با افزایش ریسک فعالیت‌های تجاری منجر به کاهش حجم صادرات می‌شود. در حالت کلی بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در نرخ ارز و افزایش ریسک تجارت می‌تواند موجب کاهش حجم صادرات شود. از طرف دیگر با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان کشورهای در حال توسعه موجب افزایش ارزش واردات می‌شود. پس می‌توان نتیجه گرفت بی‌ثباتی تورمی با کاهش حجم صادرات و افزایش واردات منجر به بدتر شدن تراز تجاری و تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری می‌شود.

مطالعات تجربی بسیاری برای بررسی رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در داخل و خارج صورت گرفته است. در ادامه به برخی از مهمترین مطالعات صورت گرفته در این زمینه اشاره شده است.

۲-۳ -مطالعات خارجی

ونگ و همکاران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری و پدیده منحنی J برای چین با هجده شریک تجاری‌اش با استفاده از روش FMOLS[7] پانل و ECM پانل[8] طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۵ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد فرضیه منحنی J برای چین و هجده شریک تجاری‌اش تأیید می‌شود (ونگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۶۶).

ایکسینگ[9] به بررسی اثر افزایش ارزش یوان بر تراز تجاری دوجانبه چین با شرکای تجاری‌اش طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۳ بر اساس داده‌های پانل[10] پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد افزایش ارزش یوان باعث بدتر شدن تراز تجاری در چین شده است (ایکسینگ، ۲۰۱۲: ۵۴۰).

چینگ و همکاران[11] به بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری در بخش توریسم ایالات متحده با استفاده از روش

1. Hemphil (1974)
2. Khan (1974)
3. Wilkson et al. (2001)
4. Wang & Barret (2007)
5. Vergil (2002)
6. Hall et al. (2010)
7. Fully Modified OLS
8. Panel Error Correction Model
9. Xing (2012)
10. Panel Data
11. Cheng et al. (2013)

VAR طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۳ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد کاهش ارزش پول داخلی با افزایش درآمد صادراتی در بخش گردشگری موجب بهبود تراز تجاری این بخش در ایالات متحده شده است (چینگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۲۲).

بیک[1] به بررسی اثر نرخ ارز بر تراز تجاری دوجانبه ایالات متحده و کره با استفاده از روش ARDL پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد صادرات کره حساسیت بالایی نسبت به تغییرات نرخ ارز دوجانبه در بلندمدت و کوتاه‌مدت نشان می‌دهد. این در حالی است که واردات کره نسبت به تغییرات نرخ ارز دوجانبه در بلندمدت و کوتاه‌مدت حساسیتی از خود نشان نمی‌دهد (بیک، ۲۰۱۴: ۲۱۴).

بهمنی اسکویی و بیک[2] به بررسی اثرات نامتقارن افزایش و کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری ایالات متحده آمریکا با استفاده از روش ARDL طی دوره ۲۰۱۴-۱۹۸۹ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد، تفاوت قابل ملاحظه‌ای در واکنش تجارت کالا در ایالات متحده نسبت به افزایش و کاهش ارزش پول ملی وجود دارد و اثر نرخ ارز بر تراز تجاری نامتقارن است (بهمنی اسکویی و بیک، ۲۰۱۶: ۱۵).

ورال[3] به بررسی اثر نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری ترکیه با اصلی‌ترین شریک تجاری‌اش (آلمان) و بررسی وجود اثر منحنی J با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۲ پرداخت. وی برای این منظور از روش هم‌جمعی و مدل تصحیح خطا (ECM[4]) استفاده کرده است. نتایج مطالعه نشان داد تغییرات نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبت بر تراز تجاری ترکیه با آلمان داشته است و اثر منحنی جی در این کشور تأیید شد (ورال، ۲۰۱۶: ۴۹۹).

بهمنی اسکویی و هالیسی‌اوغلو[5] به بررسی اثرات نامتقارن تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری دوجانبه ترکیه با استفاده از روش ARDL نامتقارن پرداختند. نتایج نشان داد اثر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری نامتقارن است. به طوری که افزایش ارزش لیر اثر معناداری بر تراز تجاری دوجانبه ترکیه نداشته اما کاهش ارزش لیر اثرات معناداری در تراز تجاری ترکیه با شرکت‌های تجاری اروپایی داشته است (بهمنی اسکویی و هالیسی‌اوغلو، ۲۰۱۷: ۲۷۹).

آریز و همکاران[6] به بررسی اثر نرخ ارز واقعی مؤثر بر تراز تجاری برای هشت کشور چین، اسرائیل، کره، مالزی، پاکستان، فیلیپین، روسیه و سنگاپور با رویکرد هم‌انباشتگی غیرخطی نامتقارن پرداختند. نتایج نشان داد رابطه نرخ ارز و تراز تجاری غیرخطی و نامتقارن است. به طوری که اثرات کوتاه‌مدت، بلندمدت و میان‌مدت کاهش ارزش پول ملی متفاوت از اثرات افزایش ارزش پول ملی بر تراز تجاری است (آریز و همکاران، ۲۰۱۷: ۳۱۳).

۲-٤- مطالعات داخلی

عربشاهی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش پول ملی بر تراز تجاری کل ایران با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و تصحیح خطا طی سال‌های ۱۳۷۳-۱۳۳۸ پرداخت. نتایج این مطالعات نشان داد کاهش ارزش ریال و افزایش نرخ ارز در بلندمدت تأثیر معناداری بر تراز تجاری کشور نداشته است (عربشاهی، ۱۳۷۶: ۲۳).

خوشبخت و اخباری به بررسی پویایی‌های تراز تجاری ایران و بررسی منحنی جی در روابط تجاری ایران و آلمان با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ پرداختند. نتایج تحقیق نشان داد تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری در بلندمدت و کوتاه‌مدت مثبت بوده اما از لحاظ آماری معنادار نبوده است (خوشبخت و اخباری، ۱۳۸۴: ۱۶۰).

مهرآرا و عبدی به بررسی میزان اثرگذاری نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران با استفاده از روش یوهانسون و انگل و گرنجر در دوره ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که نرخ ارز مؤثر رسمی قادر نیست رفتار تراز تجاری را تبیین کند، اما نرخ ارز حقیقی بازار موازی قادر است رفتار تراز تجاری را به نحو مطلوب‌تری توضیح دهد (مهرآرا و عبدی، ۱۳۸۶: ۱).

دژپسند و گودرزی به بررسی تأثیر سیاست کاهش ارزش پول بر تراز تجاری ایران و بررسی شرط مارشال-لرنر در معادله صادرات و واردات ایران با استفاده از روش ARDL طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۵۳ پرداختند. نتایج نشان داد رابطه معناداری میان نرخ ارز و صادرات و واردات وجود ندارد. همچنین سیاست کاهش ارزش پول تراز پرداخت‌ها را در ایران متاثر نمی‌کند (دژپسند و گودرزی، ۱۳۸۸: ۱۵).

پیرهادی تواندشتی و همکاران به بررسی اثرات کوتاه‌مدت

1. Baek (2014)
2. Bahmani-Oskooee & Baek (2016)
3. Vural (2016)
4. Error Correction Modell
5. Bahmani-Oskooee & Halicioglu (2017)
6. Arize et al. (2017)

و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌های ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۵۲ با استفاده از روش VAR و VECM پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد، تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر افزایش صادرات، بهبود تراز حساب جاری و تراز پرداخت‌ها با اطمینان بالا تأیید نمی‌شود (پیرهادی توانداشتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۱).

راسخی و همکاران به بررسی واکنش غیرخطی و نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ واقعی ارز در ایران با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم با تابع انتقال لاجستیک (LSTR) طی سال‌های ۱۳۵۲ تا ۱۳۸۸ پرداختند. نتایج این تحقیق نشان داد اولاً نرخ واقعی ارز به صورت غیرخطی و نامتقارن بر تراز تجاری ایران اثر می‌گذارد و ثانیاً ارزش‌گذاری بیش از حد پول داخلی اثر منفی بر تراز تجاری کشور دارد (راسخی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۲).

رجبیان و سلیمی‌فر به بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و مقایسه تجربه ایران و ترکیه در سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۵۹ با استفاده از روش ARDL پرداختند. نتایج نشان داد اثر تغییرات نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری ایران و ترکیه در کوتاه‌مدت مثبت و معنادار است، اما در بلندمدت ارتباط معناداری بین نرخ ارز حقیقی و تراز تجاری مشاهده نشد (رجبیان و سلیمی‌فر، ۱۳۹۴: ۲۷۵).

لطفعلی‌پور و بازرگان به بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر بر صادرات، واردات و تراز تجاری ایران و شرکای عمده طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۷۲ در قالب مدل تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته‌اند. نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز حقیقی مؤثر تنها برای کشور آلمان منجر به کاهش تراز تجاری می‌گردد و در بلندمدت، برای کشور ایتالیا منجر به افزایش تراز تجاری می‌گردد (لطفعلی‌پور و بازرگان، ۱۳۹۵: ۷۳).

بررسی مطالعات داخلی و خارجی صورت گرفته در زمینه موضوع تحقیق نشان می‌دهد در اکثر این مطالعات از روش‌های خطی برای برآورد مدل استفاده شده است. این در حالی است که شرایط اقتصادی متناسب با مقتضیات زمان همواره در حال تغییر است و روش‌های رگرسیونی خطی توانایی اعمال چنین تغییراتی را ندارند. بنابراین اگر پارامترهای برآوردی با استفاده از این روش‌ها در اثر تغییرات سیاستی یا ساختاری تغییر کنند، پیش‌بینی‌های انجام شده مبتنی بر نتایج حاصل می‌تواند نادرست باشد. بنابراین لازم است این مسئله در روش‌های به کار گرفته شده در مطالعات در نظر گرفته شود. علاوه بر این در مطالعات داخلی تأثیر بی‌ثباتی تورمی که یکی از مهمترین مؤلفه‌های اثرگذار بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران است، مورد توجه قرار نگرفته است. بنابراین تفاوت این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین بررسی اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران با استفاده از روش غیرخطی است.

۳- روش تحقیق

در اکثر مطالعات تجربی از جمله بهمنی اسکویی و کانتی پونگ[1] (۲۰۰۱)، نارایان[2] (۲۰۰۴)، ریزگامز و سین‌پاز[3] (۲۰۰۵)، کالینچو و همکاران[4] (۲۰۰۹)، هسینگ[5] (۲۰۱۰)، ونگ و همکاران[6] (۲۰۱۲)، بهمنی اسکویی و هالیکاوغلو (۲۰۱۷) و آریز و همکاران (۲۰۱۷) برای بررسی اثر نرخ ارز بر تراز تجاری از مدل (۱) استفاده شده است. مدلی که برای تراز تجاری در نظر گرفته شده فرم تقلیل یافته مدلی است که توسط رز[7] (۱۹۹۰) و (۱۹۹۱) معرفی شده است. این مدل یک تابع دوطرفه لگاریتمی است که در آن متغیرهای عمده تأثیرگذار بر تراز تجاری درآمد واقعی داخلی، درآمد واقعی خارجی و نرخ ارز هستند. شکل کلی این مدل به صورت زیر است:

(۱)

$$LnTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnE_t + \alpha_2 Lny_t + \alpha_3 Lny_t^* + \varepsilon_{1t}$$

در اینجا $LnTB_t$ لگاریتم شاخص تراز تجاری غیرنفتی ایران است که به صورت لگاریتم نسبت صادرات غیرنفتی به واردات کل (برحسب میلیون دلار به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰) تعریف می‌شود. این شاخص به شکل لگاریتمی بیان کننده تفاوت ارزش صادرات غیرنفتی و واردات است. LnE، لگاریتم نرخ ارز اسمی است و به صورت تعداد واحد پول داخلی در مقابل یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود. Lny و Lny^* به ترتیب لگاریتم درآمد واقعی ایران و لگاریتم درآمد واقعی جهان است که برای سنجش درآمد از شاخص تولید ناخالص داخلی (GDP) ایران و جهان به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ بر حسب میلیون دلار استفاده شده است.

همان‌طور که اشاره شد در کشورهای در حال توسعه مانند ایران، بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری تأثیرگذار است. بنابراین برای بررسی و آزمون چگونگی اثرگذاری

1. Bahmani-Oskooee & Kantipong (2001)
2. Narayan (2004)
3. Reis Gomes & SennePaz (2005)
4. Kalyoncu et al. (2009)
5. Hsing (2010)
6. Wang et al. (2012)
7. Rose (1990)

بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران، این متغیر به صورت تقاطعی وارد مدل تراز تجاری شده و به صورت زیر تعدیل می‌شود:

$$LnTB_t = \alpha_0 + \alpha_1 LnE_t + \alpha_2 Lny_t + \alpha_3 Lny_t^* + \alpha_4 LnVinf_t * LnE_t + \varepsilon_t \quad (۲)$$

در اینجا inf نرخ تورم و $LnVinf_t$ لگاریتم بی‌ثباتی تورمی است. در اینجا کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز معادل ($\alpha_1 + \alpha_4 LnVinf_t$) است. انتظار تئوریک این است که افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) موجب بهبود تراز تجاری گردد (α_1 مثبت باشد). در این مدل کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز علاوه بر α_1 به بی‌ثباتی تورمی ($\alpha_4 LnVinf_t$) نیز بستگی دارد. اگر α_1 مثبت و α_4 منفی باشد، بی‌ثباتی تورمی اثر منفی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری خواهد داشت. یعنی انتظار بر این است به ازای یک واحد بی‌ثباتی تورمی $\alpha_4 < 0$ باشد. بنابراین در این حالت اثر نهایی افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری بستگی به میزان بی‌ثباتی تورمی دارد. هر چه بی‌ثباتی تورمی بیشتر باشد، اثر گذاری نرخ ارز بر تراز تجاری کمتر خواهد شد. داده‌های مربوط به نرخ ارز اسمی، واردات، صادرات غیرنفتی و نرخ تورم از بانک مرکزی استخراج شده‌اند و داده‌های مربوط به تولید ناخالص داخلی ایران و جهان از پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI[1]) گردآوری شده است. در این پژوهش ابتدا شاخص بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH استخراج شده است. سپس معادله (۲) با استفاده از مدل مارکوف‌سوئیچینگ تخمین زده شده است.

۳-۱- محاسبه بی‌ثباتی تورمی با روش EGARCH[2]

معمولاً برای اندازه‌گیری میزان بی‌ثباتی یک سری زمانی از مدل‌های ناهمسانی واریانس شرطی خودرگرسیون (ARCH[3]) استفاده می‌شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود واریانس جمله خطا در طول زمان تغییر می‌کند. معروف‌ترین مدل‌های خانواده آرچ (ARCH) عبارتند از: گارچ (GARCH[4])، گارچ آستانه‌ای (TGARCH[5]) و گارچ نمایی (EGARCH). هر یک از این مدل‌ها با توجه به نوع و مشخصه‌های داده‌های بکار گرفته شده در مطالعات استفاده می‌شوند. فرض غیر منفی بودن پارامترهای مدل از جمله محدودیت‌های مدل‌های آرچ (ARCH) است. مدل‌های گارچ (GARCH) برای حل این مشکل معرفی شدند. اما خود دارای محدودیت دیگری بودند؛ در مدل‌های گارچ (GARCH)، اثرات شوک‌های مثبت و منفی بر نوسانات به صورت متقارن در نظر گرفته می‌شود. در حالی که ممکن است هر کدام از شوک‌ها منجر به کاهش نوسانات شوند. برای حل این دو مشکل مدل دیگری موسوم به گارچ نمایی (EGARCH) معرفی شد. در این مطالعه برای محاسبه بی‌ثباتی تورمی از مدل اخیر استفاده می‌شود که یکی از روش‌های مناسب برای برآورد شاخص‌های بی‌ثباتی و نااطمینانی است.

مدل گارچ نمایی (EGARCH) اولین بار توسط نلسون[6] (۱۹۹۱) ارائه شد. در این مدل واریانس‌های شرطی به صورت لگاریتمی محاسبه می‌شود. محاسبه واریانس‌های شرطی موجب می‌شود تا دیگر نیازی به استفاده از مربع جملات خطا نباشد و بنابراین مدل از حالت تقارن خارج می‌شود. جمله واریانس‌های شرطی مدل EGARCH (1,1) به صورت معادله (۳) محاسبه می‌شود:

$$Ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left|\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right| + \beta Ln(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} \quad (۳)$$

که در آن α، β و λ پارامترهای ثابت هستند. اگر $\lambda < 0$ باشد در این صورت اثر شوک‌های مثبت نسبت به شوک‌های منفی، کمتر است. اما اگر $\lambda = 0$ باشد، مدل نمایی متقارن است (سوری، ۱۳۹۵: ۸۱۷). مدل گارچ نمایی (EGARCH) نسبت به سایر مدل‌های نامتقارن همچون گارچ آستانه‌ای (TGARCH) در موارد زیر برتری دارد:

۱- تبدیل لگاریتمی تضمین کننده مثبت بودن واریانس شرطی است.

۲- برآوردهای حاصل از مدل نمایی نسبت به وجود مشاهدات پرت حساس نخواهند بود.

۳- این مدل هیچ محدودیتی روی پارامترها ندارد و برای مانایی فرآیند گارچ نمایی (EGARCH) کافی است ε_t در

1. World Development Indicator
2. Exponential GARCH
3. Autoregressive conditional heteroskedasticity
4. Generalized ARCH
5. Threshold GARCH
6. Nelson (1991)

معادله میانگین شرطی دارای توزیع نرمال وβ در فرمول (۳) کمتر از واحد باشد.

بر همین اساس در این مطالعه نیز از مدل گارچ نمایی (EGARCH) برای مدل‌سازی و استخراج نوسانات قیمتی نفت استفاده شده است.

۳-۲- مدل مارکوف‌سوئیچینگ

روش رایج برای مطالعه رفتار پویای متغیرهای اقتصادی استفاده از مدل‌های گوناگون سری زمانی خطی است. در مدل‌های خطی به طور ضمنی فرض می‌شود که پارامترهای مدل در طول دوره بررسی ثابت هستند. در حالی که در بیشتر موارد این شرط صادق نیست. بسیاری از متغیرها دارای بخش‌هایی هستند که در آن، رفتار سری به طور جدی تغییر می‌کند. یعنی هر متغیر کلان اقتصادی در یک دوره طولانی با شکست‌های زیادی مواجه است. چنین تغییراتی در سری‌های زمانی ممکن است نتیجه جنگ، ترس عمومی در بازارهای مالی یا تغییرات معناداری در سیاست‌های دولت باشد (همیلتون[1]، ۱۹۸۹: ۳۶۳).

در دوره مورد مطالعه این پژوهش یعنی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۲ ایران شاهد بحران‌ها و وقایع متعددی از جمله جنگ تحمیلی، شوک‌های قیمت نفت، انقلاب اسلامی و تغییرات سیاست‌های دولت در بخش‌های خارجی و داخلی و تحریم‌های بین‌المللی بوده است. به نحوی که تمام این تغییرات می‌تواند به عنوان یک شکست ساختاری بالقوه تلقی شده و نحوه ارتباط بین متغیرهای مدل را تحت تأثیر قرار دهد. با این وجود روش‌های متداول اقتصادسنجی فاقد توانایی لازم برای لحاظ کردن این تغییرات است. در دو دهه اخیر مدل‌های سری زمانی غیرخطی رشد سریعی داشته‌اند. یکی از مدل‌های غیرخطی معروف در این زمینه که به آن مدل تغییر رژیم نیز گفته می‌شود، مدل مارکوف‌سوئیچینگ (MS) است. مزیت این روش درانعطاف پذیری آن است، بدین صورت که در این روش امکان وجود یک تغییر دائمی یا چندین تغییر موقت در متغیر رژیم وجود داشته و این تغییرات می‌توانند به دفعات و برای مدت کوتاهی اتفاق بیافتند. در عین حال این مدل به صورت درون‌زا، زمان دقیق تغییرات و شکست‌های ساختاری را تعیین می‌کند. قابلیت مدل‌های MS در تبیین رفتار متغیرهای کلان اقتصادی که بیشتر تغییر وضعیت (رژیم) می‌دهند است و همین امر سبب استفاده روز افزون این مدل‌ها در اقتصاد شده است (فلاحی و هاشمی دیزجی، ۱۳۸۹: ۱۳۷).

مدل مارکوف‌سوئیچینگ پایه به صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$y_t = \mu(s_t) + \varepsilon_t(s_t) \qquad (۴)$$

که در آن y_t متغیر وابسته، ε_t جز اخلال مدل و $\mu(s_t)$ میانگین شرطی y_t است که تابعی از متغیر رژیم s_t است. از آنجایی که در معادله (۴)، متغیر وابسته یعنی (y_t) تحت تأثیر متغیر s_t است، در نتیجه شناخت متغیر s_t ضروری است. s_t یک متغیر تصادفی گسسته و غیر قابل مشاهده است که در طول زمان بر اثر تغییرات نهادی و ساختاری تغییر می‌کند و می‌تواند m حالت به خود بگیرد. این متغیر تصادفی فقط مقادیر صحیح به خود می‌گیرد. با توجه به اینکه در مدل‌های چرخشی مارکوف متغیر (s_t) قابل مشاهده نیست، نمی‌توان مشخص کرد در زمان t به طور دقیق در کدام رژیم یا وضعیت قرار دارد. اما با کمک احتمال حرکت این متغیر، می‌توان به نحوه حرکت بین رژیم‌ها پی برد. در مدل مارکوف‌سوئیچینگ فرض می‌شود نحوه تغییر رژیم‌ها از زنجیره مرتبه اول مارکوف تبعیت می‌کند که به صورت رابطه (۵) نشان داده می‌شود:

$$\begin{aligned} P\{s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \ldots\} \\ = P\{s_t = j | s_{t-1} = i\} \\ = P_{ij} \end{aligned} \qquad (۵)$$

P_{ij} احتمال انتقال از رژیم i به رژیم j را نشان می‌دهد و حائز شرایط $0 \le P_{ij} \le 1$ و $\sum_{i=1}^{m} P_{ij} = 1\ ,\ j = 1,2,\ldots,m$ است. با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $m \times m$، ماتریس احتمال انتقالات (P) به‌دست می‌آید.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1m} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2m} \\ \vdots & & \vdots & \vdots \\ p_{m1} & p_{m2} & \cdots & p_{mm} \end{bmatrix} \qquad (۶)$$

برای تخمین معادلات (۴) از روش حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. بنابراین تابع چگالی هر رژیم به صورت زیر تشکیل می‌شود (فرانسیس و ون‌دیجک[2]، ۲۰۰۰: ۱۵۲):

$$f(y_t | s_t, \Omega_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2(s_t)}} exp\left\{\frac{-(y_t - \mu(s_t))^2}{2\sigma^2(s_t)}\right\}, \qquad (۷)$$

1. Hamilton (1989)

2. Franses & Van Dijk (2000)

f(.) و Ω_{t-1} به ترتیب توزیع شرطی هر رژیم و اطلاعات در دسترس تا زمان t-1 است. برای برآورد تمام کمّیت‌های تصادفی مدل از تابع حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌شود. روش مرسوم برای برآورد پارامترهای مورد نظر در تابع درست‌نمایی، حداکثر کردن تابع لگاریتم درست‌نمایی نسبت به پارامترهای تابع است. ولی زمانی که تعداد پارامترها زیاد باشند به علت پیچیدگی که حاصل می‌شود، این روش کارایی ندارد. در چنین حالتی از الگوریتم‌هایی همچون SQPF[1]، EM[2]، BFGS[3] در نرم‌افزارهای مربوطه همچون OXMETRICS6 استفاده می‌شود.

٤- نتایج تجربی

در مدل‌های اقتصادسنجی به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب لازم است ابتدا متغیرهای مدل از نظر مانایی مورد بررسی قرار گیرند. بر اساس جدول (۱) فرضیه صفر آزمون (KPSS[4]) مبنی بر مانایی همه متغیرها در سطح پذیرفته می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد KPSS

نام متغیر	LnTB	Lny	Lny*	LnE	Inf
آماره محاسبه شده	۰/۷۲	۰/۶۳	۰/۱۷	۰/۱۸	۰/۱۱
مقدار بحرانی در سطح ۱٪	۰/۷۳	۰/۷۳	۰/۲۱	۰/۷۳	۰/۷۳
مقدار بحرانی در سطح ۵٪	۰/۴۶	۰/۴۶	۰/۱۴	۰/۴۶	۰/۴۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۱- نتایج محاسبه بی‌ثباتی تورمی با روش EGARCH

مدل‌های EGARCH مبتنی بر فرایند خود توضیحی از مرتبه p و میانگین متحرک از مرتبه q برای یک سری زمانی مانا می‌باشند. بنابراین قبل از برآورد مدل به منظور تعیین مراتب مدل ضروری است که معادله میانگین شرطی برآورد شود. از آنجایی که متغیر لگاریتم تورمی در سطح ماناست از مدل ARMA استفاده می شود. بر اساس نمودار همبستگی نگار[5] و همچنین معیار آکائیک (AIC[6]) و شوارتز بیزین (SBC[7]) معادله ARMA(1,1) به عنوان معادله بهینه انتخاب شد. همچنین بر اساس نتایج آزمون KPSS و ARCH-LM در جدول (۲) وجود ناهمسانی واریانس و مانایی اجزای اختلال مدل تأیید شد.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی جمله اخلال

نام متغیر	آماره KPSS	
	در سطح با عرض از مبدأ	در سطح با عرض از مبدأ و روند
اجزا اخلال (e)	۰/۰۹۶	۰/۰۹۶
مقدار بحرانی در سطح ۱ درصد	۰/۷۳۹	۰/۲۱۶
ARCH Test: F(1,41)=۴/۰۸ (ارزش احتمال ۰/۰۴)		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

مرحله پایانی در تخمین شاخص بی‌ثباتی تورمی تخمین معادله واریانس شرطی جمله اخلال تحت شرایط ناهمسانی واریانس است. بر اساس معیار باکس-جنکینز[8] مدل EGARCH(0,1) از بین معادلات برآوردی به عنوان بهترین مدل انتخاب شده است. نتایج برآورد این مدل ARMA(1,1)-EGARCH(0,1) در جدول (۳) ارائه شده است:

جدول ۳. مدلسازی بی‌ثباتی تورمی

معادله میانگین شرطی:

$$\inf_t = a_0 + a_1 \inf_{t-1} + a_2 u_{t-1} + u_t$$

متغیر	a_0	a_1	a_2
ضریب	۱۷/۶۰ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۷۶ (۰/۵۴۸)	۰/۷۳۸ (۰/۰۰۴)

معادله واریانس شرطی:

$$\mathrm{Ln}(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \left|\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}\right| + \beta \mathrm{Ln}(\sigma_{t-1}^2) + \lambda \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}$$

متغیر	α_0	α_1	β	λ
ضریب	۲۰/۲۹۶ (۰/۰۰۰)	۰	۰/۷۹۰ (۰/۲۴۷)	۰/۲۴۲۸ (۰/۲۰۸)

مأخذ: یافته‌های پژوهش (اعداد داخل پرانتز ارزش احتمال است)

1. Sequential Quadratic Programming (FSQP) Algorithm.
2. Expectation Maximization (EM) Algorithm.
3. Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno (BFGS) Algorithm.
4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
5. Correlogram
6. Akaike Information Criterion
7. Schwarz Baysesian Criterion
8. Box-Jenkins

ضریب λ در برآورد مدل EGARCH مثبت است اما معنادار نیست، بنابراین می‌توان گفت اثر شوک‌های مثبت و منفی تورم متقارن است.

٤-٢- نتایج تخمین مدل مارکوف‌سوئیچینگ

پس از محاسبه بی‌ثباتی تورمی، این متغیر به صورت تقاطعی با نرخ ارز وارد مدل تراز تجاری ایران شده است و اثر آن بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور ابتدا مدل مارکوف‌سوئیچینگ با ۲ رژیم و ۳ رژیم و حالت‌های مختلف برآورد شد، سپس مدل‌هایی که دارای ضرایب ناسازگار با مبانی نظری یا دارای مشکل خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس بودند، حذف شدند. در نهایت از بین مدل‌های باقی مانده، مدل دارای حداکثر مقدار لگاریتم درست‌نمایی به عنوان مدل نهایی انتخاب شده است. در ادامه نیز آزمون غیرخطی بودن مدل با استفاده از آزمون راست‌نمایی (LR) بررسی شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۴) لحاظ شده است.

جدول ٤. نتایج آزمون تشخیصی

آزمون	ضرایب
آزمون خطی بودن (LR)	۶۳/۹۴ (۰/۰۰۰)
لگاریتم درست‌نمایی	۱۳/۲۵
معیار AIC	۰/۲۷
آزمون نرمالیتی	$x^2(2)$(۰/۲۷۰)۲۰/۶۰
آزمون اثر ARCH	۰/۴۲۲ (۰/۵۲۲)
آزمون خودهمبستگی پورت مانتو	$x^2(6)$(۰/۴۵۷) ۵/۷۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد، مقدار آماره آزمون LR از مقدار بحرانی آن در سطح معناداری ۵ درصد بزرگ‌تر است. بنابراین بهتر است به جای الگوهای خطی از روش غیرخطی مارکوف‌سوئیچینگ برای برآورد الگو استفاده کرد. جدول (۵) نشان دهنده‌ی مقادیر آماره آکائیک برای تعداد رژیم‌های ۲ و ۳ است. براساس نتایج جدول (۵) تعداد ۳ رژیم به عنوان رژیم بهینه برای الگو تعیین شد.

جدول ۵. تعیین تعداد رژیم‌ها با استفاده از معیار آکائیک

معیار آکائیک	تعداد رژیم‌ها
۰/۲۴۴	۲
*۰/۱۵۷	۳

*تعداد رژیم بهینه

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۶) ویژگی هر یک از رژیم‌ها را نشان می‌دهد. ستون اول تعداد مشاهداتی را نشان می‌دهد که از مجموع ۴۳ مشاهده بررسی شده چه تعداد در هر یک از رژیم‌ها قرار گرفته است. ستون دوم احتمال حضور در رژیم مدنظر را نشان می‌دهد. به عنوان مثال، اگر به‌طور تصادفی یکی از مشاهدات انتخاب شود با احتمال ۲۸/۲۳ درصد می‌توان گفت که این مشاهده در رژیم ۱ قرار می‌گیرد. ستون سوم نیز میانگین طول دوره‌ای را نشان می‌دهد که مشاهدات به طور پیاپی در آن رژیم قرار دارند. به‌عنوان مثال اگر تراز تجاری از رژیم ۱ به رژیم ۲ منتقل شود به طور میانگین حدود ۲/۱۲ دوره در این رژیم باقی می‌ماند. ستون چهارم نیز میانگین لگاریتم کسری تراز تجاری در هر رژیم را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه میانگین کسری تراز تجاری از نظر قدرمطلق در رژیم ۱ بیشتر از رژیم ۲ و در رژیم ۲ بیشتر از رژیم ۳ است می‌توان رژیم ۱ را رژیم کسری تراز تجاری بالا، رژیم ۲ را کسری تراز تجاری متوسط و رژیم ۳ را کسری تراز تجاری پایین در نظر گرفت.

جدول ٦. ویژگی هر یک از رژیم‌ها

ویژگی / رژیم	تعداد سال‌های قرار گرفته در هر رژیم	احتمال قرار گرفتن در رژیم مورد نظر	میانگین دوره قرار گرفتن در هر رژیم	میانگین لگاریتم کسری تراز تجاری در هر رژیم
رژیم ۱	۱۰	۲۸/۲۳درصد	۳/۳۱	-۳/۲۷
رژیم۲	۲۱	۵۱/۶۳ درصد	۲/۱۲	-۲/۴۵
رژیم ۳	۱۲	۲۰/۰۳ درصد	۱/۳۴	-۱/۸۷

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۷) نیز احتمالات انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر را نشان می‌دهد. این جدول بیان‌گر میزان پایداری و ناپایداری هر رژیم نسبت به سایر رژیم‌ها است.

جدول ۷. احتمال انتقال از یک رژیم به رژیم دیگر

	رژیم ۱	رژیم۲	رژیم ۳
رژیم ۱	۰/۲۶	۰/۳۵	۰۰/۰
رژیم۲	۰/۱۱	۰/۶۳	۰/۳۶
رژیم ۳	۰/۶۳	۰/۰۲	۰/۶۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به جدول فوق پایداری رژیم ۳ بیشتر از رژیم‌های دیگر است، همچنین رژیم ۱ از دو رژیم دیگر ناپایدارتر است. نتایج تخمین الگو[1] با استفاده از روش مارکوف‌سوئیچینگ در جدول (۸) گزارش شده است.

۱. برای برآورد مدل (۲) از الگوریتم عددیSQPF استفاده شده است.

جدول ۸. برآورد پارامترهای معادله (۲)

متغیر	رژیم ۱ (کسری تراز تجاری بالا)		رژیم ۲ (کسری تراز تجاری متوسط)		رژیم ۳ (کسری تراز تجاری پایین)	
	ضرایب	Prob	ضرایب	Prob	ضرایب	Prob
C	−۲۲/۹۷	۰/۰۰۰	−۱۱/۹۵	۰/۰۰۰	−۷/۴۱	۰/۲۱۸
LnY	−۰/۳۸	۰/۰۰۶	−۰/۴۲	۰/۰۰۱	−۰/۸۹	۰/۰۰۰
Lny*	۱/۳۶	۰/۰۰۰	۰/۷۸	۰/۰۰۳	۰/۸۷	۰/۰۵۰
LnE	۰/۲۵	۰/۰۳۷	۰/۱۸	۰/۰۲۶	۰/۵۹	۰/۰۰۲
Ln(Vinf) * LnE	۰/۰۰۱	۰/۷۶۵	۰/۰۰۷	۰/۱۳۱	−۰/۱۰	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش

همان‌طور که ملاحظه می‌شود ضریب عرض از مبدأ (c) در هر سه رژیم منفی و معنادار است. مقدار منفی این ضریب در سال‌های مورد بررسی دلالت بر کسری اولیه در تراز تجاری غیرنفتی ایران دارد. کشش تراز تجاری نسبت به درآمد داخلی یا همان ضریب LnY در هر سه رژیم منفی و معنادار است. کشش تراز تجاری نسبت به درآمد خارجی یا ضریب Lny^* در هر سه رژیم مثبت و معنادار است. این نتایج نشان می‌دهد که در طول سال‌های مورد بررسی، افزایش درآمد داخلی جهت‌گیری مصرفی داشته و موجب افزایش واردات و بدتر شدن تراز تجاری ایران گشته است. در حالی که افزایش درآمد دیگر کشورهای جهان موجب بهبود تراز تجاری ایران شده است.

اثر مستقیم نرخ ارز بر تراز تجاری در هر سه رژیم مثبت و معنادار است. یعنی با افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی)، تراز تجاری در هر سه رژیم بهبود می‌یابد. علامت ضریب اثر تقاطعی بی‌ثباتی تورمی و نرخ ارز در رژیم ۱ و ۲ بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است و معنادار نمی‌باشد اما در رژیم ۳ منفی و معنادار است. منفی بودن این ضریب در رژیم ۳ به این معنی است که بی‌ثباتی تورمی موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری ایران می‌شود و مقدار این ضریب در رژیم ۳، ۰/۱۰- است. یعنی در این رژیم به ازای هر واحد بی‌ثباتی تورمی اثر افزایش نرخ ارز بر تراز تجاری به میزان ۰/۱۰- تضعیف می‌شود. بنابراین کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز در رژیم ۳ تابعی از میزان بی‌ثباتی تورمی است. این تابع در جدول (۹) نشان داده شده است.

جدول ۹. کشش تراز تجاری نسبت به نرخ ارز ($\frac{\partial LnTB}{\partial LnE}$)در رژیم ۳

۰/۵۹-۰/۱۰ * $LnVinf$	رژیم ۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به اینکه ضریب اثر تقاطعی بی‌ثباتی تورمی در رژیم۳ منفی و معنادار است، کشش کلی تراز تجاری نسبت به نرخ ارز بستگی به میزان بی‌ثباتی تورمی دارد. به طوری که در این رژیم هر چه بی‌ثباتی تورمی افزایش یابد، اثر مثبت افزایش نرخ ارز (کاهش ارزش پول ملی) بر تراز تجاری کمتر می‌شود.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

میزان و نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر تراز تجاری یکی از مباحث مهم در حوزه اقتصاد بین‌الملل است، زیرا بر موفقیت یا عدم موفقیت سیاست‌های ارزی تأثیر گذار است. عوامل محیطی بسیاری وجود دارد که ممکن است رابطه نرخ ارز با تراز تجاری را تحت تأثیر قرار دهد، یکی از این عوامل بی‌ثباتی اقتصاد کلان است. تورم بالا و بی‌ثباتی تورمی یکی از ویژگی‌های اقتصاد ایران طی چهار دهه اخیر بوده است. بی‌ثباتی تورمی با ایجاد بی‌ثباتی در فضای اقتصاد کلان ممکن است رابطه نرخ ارز با تراز تجاری را تضعیف کند. بنابراین هدف این مطالعه بررسی اثر غیرخطی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران طی دوره ۱۳۹۵-۱۳۵۲ بوده است. برای این منظور ابتدا بی‌ثباتی تورمی با استفاده از روش EGARCH کمّی سازی شده است، سپس اثر آن بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری با استفاده از رهیافت مارکوف‌سوئیچینگ مورد بررسی قرار گرفته است.

نتایج حاصل از برآورد مدل تحقیق حاکی از آن است که رفتار تراز تجاری ایران در دوره مورد بررسی از الگوی سه رژیمی پیروی می‌کند. اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری در رژیم کسری تراز تجاری بالا و متوسط (رژیم ۱ و ۲) بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است اما در رژیم کسری تراز تجاری پایین (رژیم ۳) منفی و معنادار است و موجب تضعیف اثر نرخ ارز بر تراز تجاری شده است. به طوری که در رژیم

کسری تراز تجاری پایین (رژیم ۳) هر چه بی‌ثباتی تورمی افزایش می‌یابد، رابطه نرخ ارز با تراز تجاری بیشتر تضعیف می‌شود. همان‌طور که نتایج این پژوهش نیز نشان می‌دهد اگر بی‌ثباتی تورمی بالا باشد سیاست افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول) اثری بر تراز تجاری نخواهد داشت. در این حالت سیاست افزایش نرخ ارز علاوه بر اثر نامطلوبی که بر تراز تجاری دارد، می‌تواند موجب ایجاد تورم و بر هم خوردن تعادل داخلی نیز شود. نتایج این مطالعه می‌تواند برای سیاست‌گذاران اقتصادی در ایران بسیار مفید باشد. با توجه به نتایج حاصل از این تحقیق و اثرگذاری منفی بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران، کاهش بی‌ثباتی تورمی پیشنهاد می‌شود. بنابراین لازم است سیاست‌گذاران اقتصادی کشور توجه بیشتری به آثار منفی بی‌ثباتی تورمی به هنگام اتخاذ سیاست‌های ارزی داشته باشند و همراه با سیاست افزایش نرخ ارز، سیاست‌های پولی مناسب نیز اعمال گردد..

منابع

برقعی، متین سادات و محمدی، تیمور (۱۳۹۷). " میزان عبور نرخ ارز به شاخص قیمت واردات به‌شرط تکانه‌های وارد بر اقتصاد و تأثیر تغییر در انحراف معیار تکانه‌ها بر آن: رهیافت الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۱، ۶۰-۴۵.

پیرهادی تواندشتی، نرجس خاتون؛ دهقانی، علی و زندی، فاطمه (۱۳۹۳). "اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌ها". *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، دوره ۵، شماره ۸، ۱۳-۱.

خوشبخت، آمنه و اخباری، محمد (۱۳۸۴). "بررسی منحنی J پویایی‌های تراز تجاری: ارتباط تراز تجاری ایران با آلمان". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۱، شماره ۷۴، ۱۶۰-۱۲۳.

دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین (۱۳۸۸). "بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های ایران (تحقق شرط مارشال لرنر در ایران)". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۴۲-۱۵.

راسخی، سعید؛ منتظری، مجتبی و پاشازانوس، پگاه (۱۳۹۳). "واکنش غیرخطی نامتقارن تراز تجاری به تغییرات نرخ ارز واقعی: مطالعه موردی ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۶۲-۴۱.

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

رجبیان، محمداعظم و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر نرخ ارز حقیقی بر تراز تجاری غیرنفتی ایران و مقایسه تجربه ایران و ترکیه". *فصلنامه راهبرد*، دوره ۲۴، شماره ۷۷، ۲۹۴-۲۷۵.

سوری، علی (۱۳۹۵). "اقتصادسنجی (جلد۲): همراه با کاربرد Eviews و Stata". *نشر فرهنگ شناسی*، چاپ پنجم، جلد دوم.

صمدی، علی حسین و مجدزاده طباطبائی، شراره (۱۳۹۲). "رابطه بین تورم و نااطمینانی تورمی در ایران با استفاده از رگرسیون چرخشی مارکوف". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۳، ۶۵-۴۷.

عربشاهی، مازیار (۱۳۷۶). "بررسی اثر کوتاه‌مدت و بلندمدت کاهش ارزش ریال ایران و تراز تجاری با استفاده از تکنیک‌های همگرایی و تصحیح خطا". *پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی*، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی.

فلاحی، فیروز و هاشمی، عبدالرحیم (۱۳۸۹). "رابطه علّیت بین تولید ناخالص داخلی و مصرف انرژی در ایران با استفاده از مدل‌های مارکوف‌سوئیچینگ". *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، دوره ۷، شماره ۲۶، ۱۵۲-۱۳۱.

کاویانی، زهرا؛ سید مومنی، عاطفه و عزیزی‌راد، ماریه (۱۳۹۵). "مجلس، بودجه، تورم". *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، دفتر مطالعات اقتصادی، ۷۳-۱.

لطفعلی‌پور، محمد رضا و بازرگان، بهاره (۱۳۹۵). "بررسی آثار تغییرات نرخ ارز حقیقی مؤثر، صادرات و واردات بر تراز تجاری ایران". *پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۶، شماره ۱، ۹۴-۷۳.

مهرآرا، محسن و عبدی، علیرضا (۱۳۸۶). "عوامل تعیین کننده تراز تجاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۱، ۲۶-۱.

Arize, A. Malindretos, J. & Emmanuel, I. (2017). "Do Exchange Rate Changes Improve the Trade Balance: An Asymmetric Nonlinear Cointegration Approach". *International Review of Economics and Finance,* 49, 313–326.

Baek, J. (2014). "Exchange Rate Effects on Korea–U.S. Bilateral Trade: A New look". *Research in Economics*, 68(3), 214-221.

Bahmani-Oskoee, M. & Kantiapong, T. (2001). "Bilateral J-Curve between Thailand and Her Trading Partners". *Journal of Economic Development*, 26(2), 107-117.

Bahmani-Oskooee, M. & Baek, J. (2016). "Do Exchange Rate Changes Have Symmetric or Asymmetric Effects on the Trade Balance? Evidence from U.S.–Korea Commodity Trade". *Journal of Asian Economics*, 45, 15-30.

Bahmani-Oskooeea, M. & Halicioglub, F. (2017). "Asymmetric Effects of Exchange Rate Changes on Turkish Bilateral Trade Balances". *Economic Systems,* 41(2), 279–296.

Cheng, K. M., Kim, H. & Thompson, H. (2013). "The Real Exchange Rate and the Balance of Trade in US Tourism". *International Review of Economics & Finance*, 25, 122-128.

Deyak, T. A., Sawyer, C. W. & Sprinkle, R. L. (1990). "The Effects of Exchange Rate Changes on Prices and Quantities in US Foreign Trade". *International Trade Journal*, 5, 77–92.

Edwards, S. (1986). "Economic Adjustment and Exchange Rates in Developing Countries". *Chicago: University of Chicago Press*, 1-458.

Franses, P. H. & Van Dijk, D. (2000). "Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance". *Cambridge University Press*. 1-296.

Gagnon, J. K. M. (1990). "Pricing to Market in International Trade: Evidence from Panel Data on Automobiles and Total Merchandise". *International Finance Discussion Pape*rs. Board of Governors of the Federal Reserve System, 389, 1-75.

Hall, S., Hondroyiannis, G., Swamy, P. A., Tavlas, G. & Ulan, M. (2010). "Exchange-Rate Volatility and Export Performance: Do Emerging Market Economies Resemble Industrial Countries or other Developing Countries?". *Economic Modelling*, 27(6), 1514-1521.

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

Hemphil, W. (1974). "The Effect of Foreign Exchange Receipts on Import of Less Developed Countries". *IMF Staff Papars, Palgrave Macmillan*, 21(3), 637-677.

Hooper, P. & Mann, C. L. (1989). "Exchange Rate Pass-through in the 1980s: the Case of US Imports of Manufactures". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 297–337.

Hsing, Y. (2010). "Test of the Marshall–Lerner Condition for Eight Selected Asian Countries and Policy Implications". *Global Economic Review: Perspectives on East Asian Economies and Industries*, 39(1), 91-98.

Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan, S. & Kalyoncu, S. (2009). "Devaluation and Trade Balance in Latin American Countries". *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, 27(1), 115-128.

Khan, M. (1974). "Import and Export Demand in Developing Countries". *IMF Staff Papers*, 21(3), 678-693.

Koch, P. D. & Rosenswieg, J. A. (1990). "The Dynamic Relationship between the Dollar and Composition of US Trade". *Journal of Business & Economic*, 8(3), 355–364.

Mann, C. L. (1986). "Prices, Profit Margins, and Exchange Rates". *Fed, Res. Bull.* 72, 366-379.

Moffett, M. H. (1989). "The J-Curve Revisited: An Empirical Examination for the US". *Journal of International Money*

and Finance, 8(3), 425–444.

Murray, T. & Ginman, P. (1976). "An Empirical Examination of the Traditional Aggregate Import Demand Model". *The Review of Economics and Statistics*. 58(1), 75–80.

Narayan, P. (2004). "New Zealand's Trade Balance: Evidence of the J-Curve and Granger Causality". *Applied Economics Letters*, 11(6), 351-354.

Nogueira, R. P. & León-Ledesma, M. A. (2011). "Does Exchange Rate Pass-through Respond to Measures of Macroeconomic Instability?". *Journal of Applied Economics*, 14(1), 167-180.

Reis Gomes, F. A. & Senne Paz, L. (2005). "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve the Trade Balance? The 1990_1998 Brazilian Case". *Applied Economics Letters*, 12(9), 525-528.

Rose, A. K. (1990). "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries". *Economics Letters*, 34(3), 271-275.

Rose, A. K. (1991). "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the Marshall Lerner Condition Hold?". *Journal of International Economics*, 30(3_4), 301-316.

Vergil, H. (2002). "Exchange Rate Volatility and Its Effect on Trade Flow". *Journal of Economic and Social Research*, 4(1), 66-79.

Vural, T. (2016). "Effect of Real Exchange Rate on Trade Balance: Commodity Level Evidence from Turkish Bilateral Trade Data". *Procedia Economics and Finance*, 38, 499–507.

Wang, C. H., Lin, C. H. A. & Yang, C. H. (2012). "Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Change on Trade Balance: Evidence from China and its Trading Partners". *Japan and the World Economy*, 24(4), 266-273.

Wang, K. L. & Barret, C. B. (2007). "A New Look at the Trade Volume Effects of Real Exchange Rate Risk". *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 32(2), 225-255.

Wilkson, K., Young, M. R. & Young, S. (2001). "The Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rate: Evidence from New Zealand and Australia". *Pacific-Basin Finance Journal*, 9, 19-46.

Xing, Y. (2012). "Processing Trade, Exchange Rates and China's Bilateral Trade Balances". *Journal of Asian Economics*, 23(5), 540-547.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۸۶-۶۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (65-86)

شناسایی و ارزیابی مؤلفه‌های نظام مالیاتی سازگار با توسعه اقتصادی کشور با استفاده از روش ترکیبی دلفی و تصمیم‌گیری چند معیاره

کیومرث امیری[۱]، علی‌اصغر انواری‌رستمی[۲]، *مهرداد قنبری[۳]، بابک جمشیدی‌نوید[۴]

۱. دانشجوی دکتری گروه حسابداری، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران

۲. استاد و مدیر گروه پژوهشکده مطالعات مدیریت و توسعه فناوری، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

۳. استادیار گروه حسابداری، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران

۴. دانشیار گروه حسابداری، واحد کرمانشاه، دانشگاه آزاد اسلامی، کرمانشاه، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۵/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۲۶)

Identifying and Evaluating Components of Tax System Compatible with Economic Development of Iran Using Delphi Combined Method and Multi-Criteria Decision Making

Kiuomars Amiri[1], Ali Asghar Anvary Rostamy[2], *Mehrdad Ghanbari[3], Babak Jamshidinavid[4]

1. Ph.D. Student of Accounting, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran
2. Professor And Director of the Department of Technology Management Studies and Development, Tarbiat Modarres University, Tehran, Iran
3. Assistant Professor of Accounting, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran
4. Associate Professor of Accounting, Kermanshah Branch, Islamic Azad University, Kermanshah, Iran

(**Received:** 10/Aug/2019 **Accepted:** 17/Aug/2019)

چکیده:

از آنجا که نظام مالیاتی منبع اصلی درآمد دولت و ابزار سیاست مـالی بـرای توزیع درآمد و ثروت بوده و حساسیت زیادی نسبت به نوسانات اقتصـادی و شوک های تولید ناخالص داخلی دارد، عامل تعیین کننده در تحقـق اقتصـاد تلقی می‌شود. بنابراین تحول نظام مالیاتی در راستای بهبود وضـعیت آن بـه لحاظ کارکردهای آن و در راستای دستیابی به اهداف مدنظر در قانون برنامه ششم به ویژه اهداف کمی آن، امری ضروری می‌باشـد. از ایـن رو پـژوهش حاضـر، در ابتـدا بـه بررسـی وضـعیت فعلـی نظـام مالیـاتی در چـارچوب شاخص‌های مالیاتی و تبیین هدف‌گـذاری‌هـای برنامـه ششـم در خصـوص هریک از این شاخص‌ها پرداخته و سپس با توجه به چالش‌های عمده نظـام مالیاتی کشور، برنامه هایی به منظور ایجاد تحول در نظام مالیاتی کشور ارائه خواهد شد. هدف این پژوهش، از یک طرف ارزیـابی نظـام مالیـاتی کشـور است و از طرف دیگر رتبه‌بندی سامانه‌ای منتخب امـور مالیـاتی مـی‌باشـد. برای شناسایی نظام مالیـاتی در ابتـدا توسـط خبرگـان، مؤلفـه‌هـای اصـلی شناسایی شده توسط ۱۰ خبره با رویکرد دلفی ارزیابی شده و در نهایـت ۳۱ مؤلفه که در نظام مالیاتی احتمال وجود آن می‌رفت، شناسایی شدند. سـپس مؤلفه‌های شناسایی شده با روش DANP ارزیـابی شـدند و ناکـار آمـدی سیستم حقوقی به عنوان مهمترین مؤلفه معرفی شد. همچنین؛ نتایج ویکور نشان داد رتبه بندی سازمان‌ها، ابتدا سازمان امور مالیاتی استان البرز، سپس سازمان امور مالیاتی استان تهران و رتبه سوم نیز به سـازمان امـور مالیـاتی استان کرمانشاه تعلق گرفت.

واژگان کلیدی: نظام مالیاتی، برنامه‌های توسعه، سیاست‌های اقتصادی.

طبقه‌بندی JEL: H20، H54، O20.

Abstract:

Since the tax system is the main source of government revenue and fiscal policy instruments for distributing income and wealth and is highly sensitive to economic fluctuations and shocks to GDP, it is considered to be the decisive factor in the realization of the economy. Therefore, the evolution of the tax system is necessary to improve its status in terms of its functions and to achieve the objectives set forth in the Sixth plan, in particular its quantitative objectives. The present study first examines the current state of the tax system within the framework of tax indices and explains the objectives of the Sixth plan for each of these indices and then, considering the major challenges of the tax system, plans to create changes in the country's tax system. The purpose of this study is to evaluate the tax system of the country on the one hand, and on the other hand, to rank the selected tax system. To identify the tax system by experts, the principal components identified by the 10 experts were assessed using the Delphi approach and finally by the 31 components that were probable in the tax system. Then the identified components were evaluated by DANP method and the inefficiency of the legal system was introduced as the most important component. Also, Vikor's results showed that the first rank Alborz Province Tax organization, then Tehran Province Tax belonges to Organization and the third rank belonged to Kermanshah Tax Organization.

Keywords: Tax System, Development Plans, Economic Policies
JEL: H20, H54, O20.

* **نویسنده مسئول:** مهرداد قنبری (مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای کیومرث امیری، در دانشگاه آزاد اسلامی کرمانشاه است)
*Corresponding Author: Mehrdad Ghanbari E-mail: m.ghanbari@Gmail.com

۱- مقدمه

از آنجا که نظام مالیاتی منبع اصلی درآمد دولت و ابزار سیاست مالی برای توزیع درآمد و ثروت بوده و حساسیت زیادی نسبت به نوسانات اقتصادی و شوک‌های تولید ناخالص داخلی دارد، عامل تعیین کننده در تحقق اقتصاد تلقی می‌شود. از اینرو بحث از مؤلفه‌های نظام مالیاتی سازگار با اقتصاد مقاومتی در شرایط کنونی کشورمان از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است چون پس از شناسایی ویژگی‌های نظام مالیاتی سازگار که بتواند آستانه مقاومت اقتصادی را در ایران بالا ببرد می‌توان در راهبردهای کلان اقتصادی و سیاست‌های مالی و مالیاتی، چنین نظام مالیاتی را بکار گرفت که نسبت به نوسانات اقتصاد کلان و شوک‌های خارجی انعطاف پذیر بوده و ضمن کمک به رشد و پیشرفت اقتصادی، آثار توزیعی‌اش نیز به تقویت مقاومت اقتصادی منجر شود.

همچنین، مالیات یکی از مهمترین منابع تأمین کننده درآمد دولت‌ها محسوب می‌گردد می‌تواند تکیه‌گاه مطمئنی نیز برای دستیابی به اهداف اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و بعضاً سیاسی واقع گردد (موسوی جهرمی و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۵). از اینرو در سال‌های اخیر کلیه کشورها تلاش می‌کنند که برای تأمین هزینه‌های جاری خود سهم بیشتری را به مالیات اختصاص دهند. مالیات ذیل عنوان سیاست‌های مالی برای دستکاری منابع مالی دولت (از طریق مالیات و مخارج دولت) با هدف ثبات اقتصاد بحث می‌شود. تغییر پایه‌های مالیاتی و معافیت‌ها و نوع نرخ بندی‌ها و جرائم فرار مالیاتی مالیات ثابت و تصاعدی و رعایت انصاف و مصارف مالیات از مهم ترین موضوعات سیاست‌گذاری مالیاتی هستند (کریمی موغاری و غلامرضا، ۱۳۹۷: ۱۵۹). وصول سریع، کم هزینه و ثبات این قبیل از درآمدها، سبب روی آوردن بسیاری از کشورها به اینگونه از درآمدها به عنوان درآمد اصلی و پایدار خود بوده است. نظام مالیاتی در ایران نیز در دوران معاصر و در راستای اجرای این سیاست و تبدیل مالیات به عنوان اصلی‌ترین منبع درآمد دولت گام‌های مؤثری برداشته است. به رغم تلاش‌های مؤثر در این خصوص، نظام مالیاتی ایران دچار چالش‌ها و آسیب‌های متعددی است که می‌بایست مورد توجه قرار گیرد (نادری‌فر و همکاران، ۱۳۹۵: ۴).

آسیب شناسی نظام مالیاتی کشور در چارچوب ارکان سه گانه آن نشان دهنده نقاط ضعف هر یک از ارکان می‌باشد و این نقاط ضعف از علل ناکارامدی نظام مالیاتی می‌باشند. در ارتباط با رکن قوانین و مقررات مالیاتی می‌توان نقاط ضعفی از جمله پیچیدگی و عدم جامعیت، وجود معافیت‌های کلی، گسترده و در عین حال ناکارامد، ضعف در ضمانت‌های اجرایی و محدودیت در پایه‌های مالیاتی را احصاء نمود. در خصوص سازمان اجرایی یا دستگاه مالیات ستان به عنوان مجری قوانین و مقررات مالیاتی نیز می‌توان به نقاط ضعفی همانند ضعف در زیرساخت‌های فناوری اطلاعات و به تبع آن عدم به کارگیری گسترده از فناوری اطلاعات در انجام امور، عدم وجود و بهره‌مندی از پایگاه جامع اطلاعات مؤدیان، عدم ارتباط اطلاعاتی و آماری میان تشکیلات اجرایی، ساختار تشکیلات اجرایی گسترده مبتنی بر الگوی پیمانه‌ای و فرایندهای ناکارامد مالیاتی را ذکر نمود. در ارتباط با مؤدیان مالیاتی که در واقع همان مخاطبان دستگاه مالیات‌ستان می‌باشند بررسی‌ها نشان از وضعیت نامطلوب تمکین مالیاتی به ویژه تمکین داوطلبانه آحاد مردم کشور نسبت به نظام مالیاتی دارد که ریشه آن علاوه بر نواقص موجود در رکن دیگر تا حدود زیادی در فرهنگ جامعه نهفته است. برایند ناکارامدی ارکان سه گانه نظام مالیاتی منجر به بروز مشکلات و چالش‌هایی برای این نظام گردیده که تداوم آنها در سالیان متمادی آنها را به ویژگی‌ها و مشخصات نظام مالیاتی کشور تبدیل نموده است که از جمله آنها می‌توان به نسبت پایین مالیات‌ها به تولید ناخالص داخلی، سهم پایین مالیات‌ها در منابع عمومی دولت، سهم پایین مالیات‌ها در تأمین هزینه‌های جاری دولت، هزینه‌های بالای وصول مالیات، تمکین نامناسب مالیاتی آحاد جامعه، عدم تنوع پایه‌های مالیاتی و ترکیب نامناسب درآمدهای مالیاتی، روش سنتی تشخیص و وصول مالیات، معافیت‌های مالیاتی گسترده و ناکارامد، وجود وقفه‌های مالیاتی و ضعف نظام اطلاعات مالیاتی اشاره نمود (نظری و فدایی، ۱۳۹۲: ۹۶).

امروزه، در پرتو مطالعات نوین مالی و اقتصادی، مالیات به عنوان رکن اصلی درآمدهای دولت‌ها محسوب گردیده و ثبات و پایداری این نوع از درآمدها در برابر درآمدهای ناپایدار، دستیابی به یک نظام مناسب مالیاتی را برای کشورها ضروری ساخته است. نظام مالیاتی ایران از ابتدای دوره شکل‌گیری خود و به ویژه در طی دوره تدوین قوانین مالیاتی تاکنون همواره با چالش‌های متعددی همراه بوده که این امر دستیابی به اهداف نهایی این نظام و رسیدن به وضعیت مطلوب را دچار مشکل نموده است. بدین ترتیب، نظام مالیاتی ایران، صرفنظر از اقدامات مؤثری که در سال‌های اخیر در راستای اصلاح ایرادات

پیشین صورت گرفته است، از آسیبها و چالش‌های متعددی رنج می‌برد که این امر سبب بروز نتایج نامتعارفی از جمله پایین بودن غیر منطقی سهم مالیات در تولید ناخالص ملی، پایین بودن سهم مالیات در بودجه سالانه در مقایسه با دیگر کشورها و به خصوص کشورهای دارای اقتصاد و رشد اقتصادی مشابه و بروز و توسعه نظم‌گریزی و قانون‌گریزی مالیاتی، بوده است (صالح ولیدی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۸).

بر این اساس شناخت و تبیین انواع آسیب‌های قانونی و حقوقی از جمله فقدان کیفیت قوانین و مقررات مالیاتی در زمینه‌های ماهوی و شکلی که سبب ابهام و نارسایی و همچنین پیچیدگی نظام مالیاتی گردیده است؛ و نیز عدم ثبات قوانین و مقررات مالیاتی که منجر به حذف ناروا و غیرمنطقی برخی پایه‌های مفید مالیاتی گردیده، مد نظر قرار گرفته است. علاوه بر این، چالش و آسیب نظم و قانون‌گریزی مالیاتی نیز در کنار چالش‌ها و آسیب‌های حقوقی و قانونی مورد بررسی واقع می‌گردد.

بیان اقسام آسیب‌ها در مطالعات آسیب شناسانه بدون بیان و توصیف عوامل مؤثر در وقوع آسیب و صدمات به لحاظ علمی فایده‌مند نیست. بنابراین توصیف عوامل مؤثر در پدید آمدن آسیب و صدمات وارد بر نظام مالیاتی ایران از دیگر موارد مطرح در این پژوهش می‌باشد. بدین لحاظ علل و عوامل ناکارآمدی قوانین و مقررات از جمله فقدان اولویت یا ناتوانی قانونگذار در تدوین و یا اصلاح سیاست قانونی مناسب، فقدان اراده واقعی در تدوین مقررات بازدارنده و در بردارنده ضمانت اجرای مناسب در راستای بازدارندگی و پیشگیری از نقض قوانین و الزامات مالیاتی نقص و نارسایی در ایجاد و عملی کردن راهبردهای پیشگیرانه وضعی و اجتماعی و همچنین علل ایجاد و تکوین پدیده عدم تمکین مالیاتی همچون علل اقتصادی، فرهنگی و قانونی مورد توجه قرار گرفته است.

بنابراین گسترده شدن تعهدات دولت‌ها در جهت تحقق اهدافی چون رشد اقتصادی، ثبات قیمت‌ها، افزایش اشتغال، توزیع عادلانه درآمد، مخارج دولت را با روندی صعودی مواجه کرده است که دولت‌ها را برآن می‌دارد تا از راه‌های گوناگون به تأمین مالی آن اقدام نمایند. در این راستا مالیات به عنوان یکی از مهمترین راه‌های تأمین مالی همیشه مورد توجه بوده است. در مقاله حاضر به ارزیابی نظام مالیاتی کشور و آسیب شناسی و پیشنهادهای اصلاحی آن در بحث مالیات با استفاده از رویکرد دیمتل فازی و تحلیل شبکه‌ای می‌پردازیم.

۲- پیشینه پژوهش

مطالعات خارجی

ژرمنا و دسیره[1] به بررسی اثر متقابل فرار از پرداخت مالیات و نظام حقوقی ناکارآمدی در محدودیت‌های مالی شرکت‌ها پرداختند. در این مقاله، اثر مشترک فرار مالیاتی و ناکارآمدی سیستم حقوقی بر محدودیت‌های مالی شرکت‌ها بررسی شده است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که هر عامل تأثیرات مبهمی بر مشکلات موجود در شرکت‌ها دارد که به دنبال تأمین مالی هستند. با این حال، نتیجه‌گیری می‌شود که درجه بالاتر فرار مالیاتی و ناکارآمدی قضایی هر دو محدودیت‌های مالی شرکت‌ها را افزایش می‌دهند. افزون بر این، فرار مالیاتی و ناکارآمد بودن سیستم حقوقی اثر مشترک را به همراه می‌آورند، زیرا اثر منفی یکدیگر را بر محدودیت‌های اعتباری کاهش می‌دهد (ژرمنا و همکاران، ۲۰۱۸: ۲).

آلمونیا و همکاران[2] با بررسی مشکلات موجود در وصول مالیات در کشور آفریقایی اوگاندا به این نتیجه دست یافتند که شفافیت سیاست‌ها و نظام مالیاتی مهمترین عامل در بهبود سیستم مالیاتی کشور است. این محققان عدم شفافیت را یکی از معضلات نظام مالیاتی در اغلب کشورهای در حال توسعه قلمداد کردند (آلمونیا و همکاران، ۲۰۱۷: ۲).

سیزک[3] و همکاران به بررسی خط مشی‌های مالیاتی در بین ۹۹ کشور مختلف و در فاصله بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۰ پرداختند و به این نتیجه رسیدند که بین کشورهای توسعه یافته ناهمگنی قابل توجهی از لحاظ اجرای خط مشی‌های مالیاتی وجود دارد. همچنین این مطالعه نشان داد که تعهد سازمان‌های مالیاتی و فرهنگ مالیاتی جامعه عوامل تعیین کننده اجرای خط مشی‌های مالیاتی هستند (سیزک و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۴).

مک کیهان[4] و زودرو تعهد سازمان‌های مالیاتی را عامل مهمی در بهبود اجرای خط مشی‌های مالیاتی در اقتصادهای نوظهور معرفی کردند (مک کیهان و زودرو، ۲۰۱۷: ۲۳).

آچاریا[5] با بررسی سیاست‌های مالیاتی در کشور نپال شفاف سازی نظام مالیاتی، جلوگیری از فرارهای مالیاتی و استفاده از نظام جامع اطلاعات مالیاتی را به عنوان راهکارهایی برای

1 .Germana & Désirée
2. Almunia et al.
3. Čížek et al.
4. McKeehan & Zadrow
5. Acharya

بهبود اجرای سیاست‌های مالیاتی معرفی کرد (آچاریا، ۲۰۱۶: ۴۴).

اوتس[1] و همکاران مطالعه‌ای با هدف بررسی سیاست‌های پرداخت مالیات بر ارزش افزوده (VAT) در کشورهای اروپایی پرداختند و دریافتند که پویایی‌هایی چون موقعیت سیاسی، شفافیت و تداخلات مالی عوامل مؤثر بر اتخاذ سیاست‌های مالیات بر ارزش افزوده می‌باشد (اوتس و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۷۰).

پالیل[2] و مصطفی به بررسی عوامل مؤثر بر خط مشی‌های مالیاتی پرداختند و دریافتند که فرهنگ مالیاتی عامه مردم و استفاده از سیستم‌های حسابداری مناسب، تأثیر مثبتی بر اجراء سیاست‌های مالیاتی دارند (پالیل و مصطفی، ۲۰۱۱: ۱۲۸۴۵).

مطالعات داخلی

ضیایی و همکاران بررسی عوامل مؤثر بر قدرت مالیات‌ستانی دولت در کشورهای در حال توسعه با تأکید بر تشریک اطلاعات مؤدیان پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که تشریک اطلاعات اثر مثبت و معناداری بر نسبت مالیات به GDP دارد و دلالت بر این دارد که اصلاحات مالیاتی اخیرمان که دسترسی مقامات مالیاتی به اطلاعات مؤدیان را قانونی می-سازد، قدرت مالیات ستانی دولت را بهبود خواهد بخشید (ضیایی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۴۱).

تقوی‌فرد و همکاران به تحلیل آینده‌نگر تشخیص فرار مالیاتی مؤدیان مالیات بر ارزش افزوده با استفاده از الگوریتم‌های طبقه‌بندی و خوشه‌بندی پرداختند. با توجه به تحلیل‌های صورت گرفته بر روی شاخص‌های مالیاتی خوشه‌های به‌دست آمده، مؤدیان در دو گروه کم‌ریسک و پرریسک طبقه‌بندی شدند. نتایج به‌دست آمده با استفاده از الگوریتم‌های طبقه‌بندی و خوشه‌بندی، می‌تواند به سازمان امور مالیاتی جهت برنامه‌ریزی برای تشخیص فرار مالیاتی کمک کند (تقوی فرد و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۶).

نادری‌فر و همکاران به بررسی عامل‌های مؤثر بر اجرای موفق خط مشی‌های مالیاتی مصوب مجلس شورای اسلامی در اداره مالیات شهرستان زابل پرداختند. بر پایه نتایج حاصل از تحلیل تشخیصی؛ سه سطح اجرای ضعیف، اجرای متوسط و اجرای قوی، و دو تابع: بعدشفافیت و اهمیت سازمان مالیاتی برای سایر سازمان‌ها و نهادها متمایز شدند. قوانین با اجرای قوی در بعد یکم (شفافیت) دارای بیشترین میانگین بودند. در بعد یا تابع دوم اجرای متوسط، دارای بیشترین میانگین بود (نادری‌فر، ۱۳۹۵: ۱).

علم الهدی به تحلیلی از شاخص‌های نظام مالیات اسلامی به عنوان الگوی هدف برای نظام مالیاتی ایران پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از این است که نظام مالیاتی کشور نه تنها خصوصیات یک نظام مطلوب را دارا نیست؛ بلکه با شاخص‌های اسلامی نیز فاصله زیادی دارد (علم الهدی، ۱۳۹۵: ۹۵).

کمالی انارکی و راغفر به بررسی اثرات رفاهی اصلاحات مالیاتی در ایران در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویا پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه نشان می‌دهند زمانی که مالیات‌های وضع شده بر درآمد عوامل با مالیات بر مصرف جایگزین می‌شوند، رفاه طول زندگی افراد ۴ تا ۶ درصد افزایش می‌یابد. اما هنگامی که مالیات بر درآمد سرمایه با مالیات بر درآمد نیروی کار جایگزین می‌شود، زیان رفاهی کوتاه‌مدت بر منافع بلندمدت غلبه می‌کند و منفعت کل افراد کاهش می‌یابد. بررسی اثرات توزیعی بین نسلی نیز نشان می‌دهد که گروه‌هایی که ۳۰ سال قبل از اعمال اصلاحات متولد می‌شوند در حالت مالیات بر مصرف با بار مالیاتی سنگین‌تری نسبت به مالیات بر درآمد مواجه می‌شوند (کمالی انارکی و راغفر، ۱۳۹۳: ۱۰).

عبدلی و پناهی به بررسی ارتباط خط مشی‌های مالیاتی شرکت‌ها با ثبات در سود آنها پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد هرچقدر تفاوت بین مالیات ابرازی و تشخیصی بیشتر باشد شاهد پایداری سود کمتری برای شرکت‌ها خواهیم بود. به علاوه شواهد قابل اطمینانی حاکی از وجود رابطه‌ای معنادار بین پایداری سود شرکت‌ها و اهمیت موضوع مالیات و درج آن در گزارش حسابرسی مستقل یافت نشد. بین ضریب تغییرات و اندازه شرکت به عنوان متغیرهای کنترلی پژوهش، با سیاست‌های مالیاتی رابطه معناداری مشاهده نگردید (عبدلی و پناهی، ۱۳۹۳: ۱۴۰).

جلالوند و شهیکی تاش به بررسی و سنجش کارایی نظام مالیاتی ایران در برنامه‌های توسعه (رویکرد منطق فازی) پرداختند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که متوسط کارایی نظام مالیاتی در طی سال‌های (۸۷-۱۳۵۷) به روش مرکز جرم، برابر ۰/۵۵ بوده که به ترتیب با سطوح متوسط و تقریباً بزرگ صورت گرفته است. همچنین بیشترین سطح کارایی نظام

1. Ots
2. Palil

مالیاتی در سال‌های (۷۹-۱۳۷۷) بوده است (جلالوند و شهیکی تاش، ۱۳۹۲: ۹).

سیفی‌پور و رضایی به بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها پرداختند. هدف از این مقاله به طور خاص، بررسی اثر سیستم مالیاتی بر توزیع درآمد است و در کنار بررسی اثر مالیات‌های مستقیم و غیرمستقیم، عواملی همچون نرخ بیکاری و حداقل دستمزد نیز مورد توجه قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که با افزایش مالیات‌های مستقیم و سطح حداقل دستمزد، کاهش مالیات‌های غیرمستقیم و نرخ بیکاری، توزیع درآمد بهبود می‌یابد (سیفی‌پور و رضایی، ۱۳۹۰: ۱۲۱).

پژویان و درویشی به اصلاحات ساختاری در نظام مالیاتی ایران پرداختند. این مقاله، با هدف بهبود نظام مالیاتی کشور، اصلاحات ساختاری زیر ارائه شده است. اول، معرفی پایه‌های مالیاتی جدید که در این زمینه پایه‌های مالیات بر محیط زیست، مالیات برعایدی سرمایه و مالیات‌های محلی معرفی شده اند. دوم، بهبود عملکرد پایه‌های مالیاتی موجود که در دو بخش هزینه و درآمد اصلاحات مورد نیاز در قالب معرفی پایه مالیات بر مجموع درآمد و مالیات بر ارزش افزوده ارائه شده است و در پایان نیز با توجه به اجرای سیاست‌های مرتبط با طرح تحول اقتصادی بخصوص در بخش انرژی، سیاست‌های مالیاتی مورد نیاز برای صرفه جویی در مصرف انرژی ارائه شده اند (پژویان و درویشی، ۱۳۸۹: ۹).

۳- روش شناسی

تحقیق حاضر از نظر هدف یک تحقیق کاربردی است و از لحاظ گردآوری داده‌ها از نوع تحلیلی-پیمایشی آمیزه‌ای از روش‌های تحقیق کتابخانه‌ای، میدانی می‌باشد که در آن، روش کتابخانه‌ای، عمدتاً به منظور مطالعه ادبیات موضوع، بررسی سابقه تحقیق، آشنایی با تجربیات صورت گرفته و شناخت انواع شیوه‌های محاسبه و اولویت بندی مؤلفه‌ها و ارزیابی سازمان‌های امور مالیاتی منتخب می‌باشد. روش میدانی به منظور شناخت وضعیت ارزیابی نظام مالیاتی و درجه‌بندی مؤلفه‌ها و سازمان‌های منتخب به کار گرفته خواهد شد. روش کتابخانه‌ای، بررسی تحقیقات گذشته و حرکت در ادامه مسیر آنها را تضمین می‌کند. روش میدانی با واقع گرایی بالا، دقت را برای نتایج تحقیق به ارمغان خواهد آورد.

این پژوهش دارای دو جامعه آماری می‌باشد: جامعه آماری نخست، شامل تمامی خبرگانی است که در زمینه نظام مالیاتی صاحب نظر می‌باشند و در نهایی سازی شاخص‌ها و تعیین میزان اهمیت مؤلفه‌ها نقش خبره را بر عهده داشتند. جامعه آماری دوم، شامل ۱۰ سازمان امور مالیاتی می‌باشد که در این پژوهش قصد رتبه بندی آنها می‌رود. در این پژوهش، ۱۰ نفر به عنوان خبره برای دور نخست دلفی برگزیده شدند. دور دوم دلفی نیز با ده خبره انجام شد.

در این پژوهش از چهار پرسشنامه استفاده شده که در جدول زیر آورده شده است:

جدول ۱. پرسشنامه‌های مورد استفاده

ردیف	نوع پرسشنامه
۱	پرسشنامه دلفی
۲	پرسشنامه بررسی اهمیت روابط برای بدست آوردن نقشه ارتباط درونی
۳	پرسشنامه مقایسه زوجی فرایند تحلیل شبکه
۴	پرسشنامه ویکور برای رتبه بندی سازمان‌های امور مالیاتی

مأخذ: یافته‌های محقق

برای تجزیه و تحلیل نظرات خبرگان، از روش دلفی و برای ارزیابی نظام مالیاتی کشور از روش ترکیبی DANP[1] و VIKOR استفاده گردید.

گام ۱: ماتریس میانگین اولیه را با استفاده از امتیازها محاسبه کنید.

فرض کنید که مقیاس‌های 0,1,2,3 و 4 نشان دهنده گستره (دامنه) «بدون تأثیر» تا «تأثیر بسیار بالا» را نشان دهند، از پاسخ دهندگان خواسته می‌شود تا میزان تأثیر مستقیم اعمال شده توسط عامل/معیار i بر عامل/معیار j را که با aij نشان داده می‌شود را با استفاده از مقیاس فرض شده تعیین کنند. هر پاسخ دهنده‌ای یک ماتریس مستقیم را به وجود می‌آورد سپس ماتریس میانگین A از طریق میانگین معیارها/عواملِ مشابه در ماتریس‌های مستقیم متفاوت (گوناگون) پاسخ‌دهندگان بدست می‌آید. ماتریس میانگین A بوسیله‌ی معادله‌ی زیر نشان داده می‌شود:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{1j} & \dots & a_{1n} \\ a_{i1} & a_{ij} & \dots & a_{in} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{n1} & a_{nj} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix}$$

گام ۲: ماتریس تأثیر اولیه را محاسبه کنید.

ماتریس تأثیر مستقیم اولیه X(X=[xij]n*n) را می‌توان به

1. DEMATEL-ANP

وسیله‌ی نرمال کردن ماتریس میانگین A بدست آورد. به ویژه ماتریس X می‌تواند از طریق معادله‌های زیر که در آنها معیارهای قطر اصلی برابر با صفر هستند بدست آید.

$$X = s.A$$

$$k = \min\left[{}^{1}\!/_{\max_i \sum_{j=1}^{n} |a_{ij}|}\,,\ {}^{1}\!/_{\max_j \sum_{i=1}^{n} |a_{ij}|}\right]$$

گام ۳: ماتریس کلی تأثیر مستقیم/غیرمستقیم را استخراج کنید. تقلیل پیوسته‌ی تأثیرات غیرمستقیمِ مسایل حول توان‌های X، برای مثال $\lim_{k\to\infty}(0)n * n$ & X2 , X3 , … , Xk را بدست آورید که X=[xij]n*n، 0<xij<1، $\sum j\ xij) < 1$ و تنها مجموع یک ستون $\sum j\ xij$ یا مجموع یک سطر $\sum i\ xij$ برابر با یک می‌باشد. ماتریس مجموع تأثیرات به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$T = X(I - X)^{-1}$$

که T=[tij]n*n و (I-X)(I-X)-1=I می‌باشد. به علاوه این روش مجموع هر ستون و هر سطر از ماتریس مجموع T را نیز بدست می‌دهد.

$$r = (r_i)_{n\times 1} = \left[\sum_{j=1}^{n} t_{ij}\right]_{n\times 1}$$

$$c = (c_j)_{n\times 1} = (c_j)'_{1\times n} = \left[\sum_{i=1}^{n} t_{ij}\right]'_{1\times n}$$

که ri به مجموع سطر i ام از ماتریس T اشاره دارد و مجموع تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم عامل/معیارِ i را بر دیگر عوامل/معیارها نشان می‌دهد. مشابه این cj به مجموع ستون j ام از ماتریس T اشاره دارد و مجموع تأثیرات مستقیم و غیرمستقیمی که عامل/معیار j از دیگر عوامل/معیارها دریافت کرده است. افزون بر این هنگامی که i=j (یعنی مجموع سطر و ستون بر روی هم)، (ri+ci) شاخصی برای قدرت تأثیرات داده و گرفته شده را نشان می‌دهد بدین معنی که (ri+ci) میزان نقش مرکزی عامل/معیار i در مسئله بازی می‌کند را نشان می‌دهد. اگر (ri-ci) مثبت باشد، پس عامل i بر دیگر عوامل تأثیر می‌گذارد و اگر منفی باشد پس عامل i از دیگر عوامل تأثیر می‌پذیرد.

گام ۴: یک مقدار آستانه را تنظیم کنید و NRM را بدست آورید.

بر مبنای ماتریس T هر عامل tij از ماتریس T اطلاعات شبکه‌ای درباره‌ی چگونگی تأثیر عامل i بر عامل j را نشان می‌دهد. تنظیم مقدار آستانه‌ی h برای فیلتر کردن تأثیرات کوچکِ (اندک) اعمال شده توسط عوامل ماتریس T برای جدا کردن ساختار روابط عوامل ضروری است. در عمل اگر همه اطلاعاتِ ماتریس T به NRM منتقل شود، نقشه برای نشان دادن اطلاعات شبکه‌ای ضروری برای تصمیم‌گیری بسیار پیچیده می‌باشد. در جهت کاهش پیچیدگی NRM تصمیم گیرنده مقدار آستانه‌ای را برای سطح تأثیر برقرار می‌کند: تنها عواملی که مقدار تأثیر آنها در ماتریس T بزرگ‌تر از مقدار آستانه باشد می‌توانند انتخاب شوند و به NRM منتقل شوند. این مقدار آستانه را می‌توان از طریق توفان مغزی متخصصان مشخص نمود.

روش دلفی معمولاً حداقل در دو دور انجام می‌شود. معمولاً هدف دور نخست، شناسایی موضوعات مرتبط با مسئله پژوهش است (تنگاراتینام و رِدمن، ۲۰۰۷: ۱۲۵). در بسیاری از پژوهش‌هایی که با روش دلفی انجام شده، پرسشنامه دور نخست توسط خود پژوهشگر و بر اساس مرور گسترده و فراگیر ادبیات یا از طریق زیرگروهی از خبرگان[1] یا استفاده از تیم سرپرستی[2] انجام شده است (مُلِن، ۲۰۰۳: ۲۱). پس از پایان دور نخست، پاسخ‌های دریافتی ویرایش شده و پرسشنامه دوم در اختیار خبرگان قرار می‌گیرد. دور دوم و دوره‌های پس از آن، تخصصی‌تر می‌باشند و هدف از آنها، رتبه بندی عوامل گوناگون، بر اساس میزان اهمیتشان می‌باشد و به صورت کمی تحلیل می‌شوند (تنگاراتینام و رِدمن، ۲۰۰۷: ۱۲۵). هدف از اجرای دلفی این است که بر سر میزان اهمیت و اولویت عوامل یا پرسش‌های مطرح شده، توافق[3] به دست آید.

از روش DEMATEL[4] برای برقراری رابطه‌های میان عوامل معیارها در جهت ایجاد تأثیر یک NRM[5] استفاده می‌شود(تزنگ و همکاران، ۲۰۰۷: ۸۲).

فرایند تحلیل شبکه (ANP)

ANP شکل کلی و عمومی AHP می‌باشد که در MCDM برای صرف نظر از محدودیت ساختار سلسله مراتبی استفاده شده است. این روش را می‌توان به صورت گام‌های زیر توصیف کرد.

روش تحلیل شبکه‌ای فرایند (ANP) حالت کلی و تکامل

1. Panel of Experts
2. Monitor Team
3. Consensus
4. The Decision Making Trial and Evaluation Laboratory
5. Network Relation Map

یافته‌ای از روش فرایند سلسله مراتبی (AHP) است که به منظور اولویت بندی تصمیمات در فرایند تصمیم‌گیری چند معیاره استفاده می‌شود. روش AHP در سال ۱۹۸۰ توسط ساعتی ارائه گردید (ساعتی[1]، ۱۹۸۰: ۴). فرض روش AHP وجود استقلال زیرمعیارها و معیارهای تصمیم‌گیری می‌باشد در حالی‌که این فرض در عمل همیشه برقرار نیست.

روش DANP

گام ۱: معیارها را در کل سیستم برای تشکیل سوپرماتریس مقایسه کنید.

سوپرماتریس اصلی بردارهای ویژه‌ی ستونی را می‌توان از مقایسه‌ی زوجی ماتریس‌های معیارها بدست آورد. مقدار اهمیت نسبی می‌تواند با استفاده از مقیاس ۱ تا ۹ که نشان دهنده‌ی اهمیت یکسان تا اهمیت زیاد هستند تعیین شود. شکل کلی این سوپرماتریس می‌تواند به صورت زیر توصیف شود:

$$\begin{matrix} e_{11} & e_{21} & \cdots & e_{nm} \\ C_1 & C_2 & & C_n \end{matrix}$$

$$w = \begin{matrix} e_{11} \\ e_{22} \\ \vdots \\ e_n m \end{matrix} \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n1} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix}$$

که Cn به مجموعه‌ی n ام اشاره دارد، e_{nm} به معیار m ام در مجموعه‌ی n ام و Wij به بردار ویژه‌ی اصلی تأثیر معیارها در مجموعه‌ی j ام در مقایسه با مجموعه‌ی i ام اشاره دارد. به علاوه اگر مجموعه‌ی j ام بر مجموعه‌ی iام تأثیری نداشته باشد در نتیجه Wij=[0] می‌باشد.

گام ۲: سوپر ماتریس موزون را به وسیله‌ی ضرب کردن ماتریس نرمال شده که مطابق با NRM مبتنی بر روش DEMATEL استخراج می‌شود را بدست آورید.

از نرمال سازی برای استخراج سوپر ماتریس موزون با استفاده از تبدیل جمع هر ستون به واحد (عدد یک) استفاده می‌شود. در روش نرمال سازی سنتی هر معیار در یک ستون بر تعداد مجموعه‌ها تقسیم می‌شود به گونه‌ای که جمع هر ستون دقیقاً برابر با واحد می‌شود. استفاده از این روش بر این دلالت می‌کند که مجموعه وزن یکسانی دارد. گرچه می‌دانیم که تأثیر هر مجموعه بر مجموعه‌های دیگر ممکن است که متفاوت باشد. بنابراین استفاده از فرض وزن یکسان برای هر مجموعه برای به دست آوردن سوپرماتریس موزون غیرمنطقی است. این مطالعه برای حل این مشکل از NRM که مبتنی است بر روش DEMATEL استفاده کرده است. نخست برای استخراج NRM از روش DEMATEL استفاده می‌کنید. سپس این مطالعه از ماتریس مجموع تأثیرات T و مقدار آستانه‌ی h برای ایجاد یک ماتریس جدید بهره می‌گیرد. اگر مقدار مجموعه‌ها کمتر از مقدار آستانه h باشد مقدار آنها در ماتریس T برابر صفر در نظر گرفته می‌شود که بدین معنی است که اگر مقدار آنها کمتر از h باشد که این مقدار توسط تصمیم گیران بدست می‌آید، تأثیر کمتری بر مجموعه‌های دیگر دارند. این ماتریس با برش آلفا ماتریس مجموعه تأثیرات برش آلفا نامیده می‌شود، همان‌گونه که در معادله زیر نشان داده شده است.

$$\mathrm{NRM} = \mathrm{T}_\alpha = \begin{bmatrix} t_{11}^{\alpha} & \cdots & t_{1j}^{\alpha} & \cdots & t_{1n}^{\alpha} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{i1}^{\alpha} & \cdots & t_{ij}^{\alpha} & \cdots & t_{in}^{\alpha} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{n1}^{\alpha} & \cdots & t_{nj}^{\alpha} & \cdots & t_{nn}^{\alpha} \end{bmatrix} \rightarrow d_i = \sum_{j=1}^{n} t_{1j}^{\alpha}$$

که اگر $t_{ij}<h$ باشد آنگاه $t_{ij_h}=0$ می‌باشد در غیر این صورت $t_{ij_h}=t_{ij}$ می‌باشد و t_{ij} در ماتریس مجموع تأثیرات T وجود دارد (در نظر گرفته می‌شود). نیاز است که ماتریس مجموع تأثیرات برش آلفا به وسیله تقسیم بر فرمول زیر نرمال شود.

بنابراین می‌توان ماتریس مجموع تأثیرات برش آلفا را نرمال کنیم و آن را با Ts نشان داد.

$$T_s = \begin{bmatrix} t_{11}^{\alpha}/d_1 & \cdots & t_{1j}^{\alpha}/d_1 & \cdots & t_{1n}^{\alpha}/d_1 \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{i1}^{\alpha}/d_i & \cdots & t_{ij}^{\alpha}/d_i & \cdots & t_{ij}^{\alpha}/d_i \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{n1}^{\alpha}/d_n & \cdots & t_{nj}^{\alpha}/d_n & \cdots & t_{nn}^{\alpha}/d_n \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} t_{11}^{s} & \cdots & t_{1j}^{s} & \cdots & t_{1n}^{s} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{i1}^{s} & \cdots & t_{ij}^{s} & \cdots & t_{in}^{s} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t_{n1}^{s} & \cdots & t_{nj}^{s} & \cdots & t_{nn}^{s} \end{bmatrix}$$

این مطالعه ماتریس مجموع تأثیرات برش- h که نرمال شده است (از اینجا به بعد با نام مختصر «ماتریس نرمال شده» آورده می‌شود) و سوپر ماتریس ناموزون W را برای محاسبه‌ی سوپرماتریس موزون Ww به کار می‌گیرد.

1. Saaty

$$W_w = \begin{bmatrix} t^s_{11} \times W_{11} & t^s_{21} \times W_{12} & \cdots & \cdots & t^s_{n1} \times W_{1n} \\ t^s_{12} \times W_{21} & t^s_{22} \times W_{22} & \cdots & \cdots & \vdots \\ \vdots & \cdots & t^s_{ji} \times W_{ij} & \cdots & t^s_{ni} \times W_{in} \\ \vdots & & \vdots & & \vdots \\ t^s_{1n} \times W_{n1} & t^s_{2n} \times W_{n2} & \cdots & \cdots & t^s_{nn} \times W_{nn} \end{bmatrix}$$

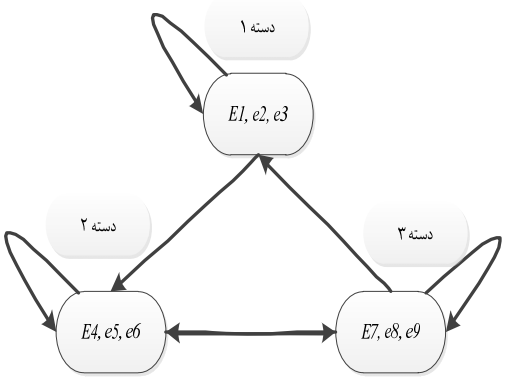
گام ۳: سوپرماتریس موزون با به توان رساندن k که به اندازه کافی بزرگ است را محدود کنید تا این سوپرماتریس هم گرا شود و یک سوپرماتریس ثابت در بلند مدت شود تا بردارهای کلی اولویت بندی یا وزن‌ها بدست آید.

$$\lim_{k\to\infty} W_w^k = \{W^1, W^2, W^3\}$$

اگر سوپرماتریس محدود کننده تنها یکی نیست (بیش از یکی است) به گونه‌ای که N سوپرماتریس وجود دارد، میانگین مقادیر به وسیله‌ی جمع کردن N سوپرماتریس و تقسیم بر N بدست می‌آید.

در جهت نشان دادن واضح دستورالعمل روش‌های ANP و DEMATEL، این مطالعه یک مورد (مثال ۱) را پیشنهاد می‌دهد. فرض می‌شود که مورد ۱ سه تا عامل دارد: مجموعه‌ی ۱، مجموعه‌ی ۲ و مجموعه ۳ (در اینجا «عامل» می‌تواند «عنصر»، «مجموعه» یا «معیار» باشد گرچه در جهت نشان دادن گام‌های زیر در رویه ANP «عوامل» با «مجموعه» جایگزین می شود). ابتدا گام ۱ تا ۴ در فرایند تحلیل شبکه اجرا می‌شود تا ماتریس کل تأثیرات T استخراج شود؛ سپس یک مقدار آستانه h برای فیلتر کردن تأثیرات کوچک در معیارهای ماتریس T تنظیم می شود. اگر در معادله زیر بخش‌هایی که دور آنها دایره کشیده شده است بیشتر از مقدار h باشند آنگاه NRM مربوط به آنها را می‌توان به صورت شکل زیر نشان داد.

$$w = \begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} t_{11} & t_{12} & t_{13} \\ t_{21} & t_{22} & t_{23} \\ t_{31} & t_{32} & t_{33} \end{bmatrix} \end{matrix}$$



شکل ۱. ساختار مورد

از ساختار شکل (۳) برای نشان دادن گام ۱ تا ۳ در این بخش استفاده می‌شود. ابتدا سوپرماتریس ناموزون طبق معادله زیر بدست می‌آید.

$$w = \begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} w_{11} & 0 & w_{13} \\ w_{21} & w_{22} & w_{23} \\ 0 & w_{32} & w_{33} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

ماتریس کل تأثیرات برش h، Th چنین می‌باشد:

$$T_\alpha = \begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} t_{11} & t_{12} & 0 \\ 0 & t_{22} & t_{23} \\ t_{31} & t_{32} & t_{33} \end{bmatrix} \end{matrix} \begin{matrix} \\ \to d_1 \\ \to d_2 \\ \to d_3 \end{matrix}$$

پس $d_i = \sum_{i=1}^{3} t_{ij}$ برای تقسیم کردن ستون‌ها استفاده می‌شود همچنان که در ماتریس زیر (ماتریس نرمال شده Ts) نشان داده شده است.

$$T_\alpha = \begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} t_{11}/d_1 & t_{12}/d_1 & 0 \\ 0 & t_{22}/d_2 & t_{23}/d_2 \\ t_{31}/d_3 & t_{32}/d_3 & t_{33}/d_3 \end{bmatrix} \end{matrix} =$$

$$\begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} t^s_{11} & t^s_{12} & 0 \\ 0 & t^s_{22} & t^s_{23} \\ t^s_{31} & t^s_{32} & t^s_{33} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

سپس ماتریس نرمال شده Ts و سوپرماتریس ناموزون W را در نظر گرفته و سوپر ماتریس موزون محاسبه می‌شود.

$$W_w = \begin{matrix} \\ C_1 \\ C_2 \\ C_3 \end{matrix} \begin{matrix} \begin{matrix} C_1 & C_2 & C_3 \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} t^s_{11} w_{11} & 0 & t^s_{31} w_{13} \\ t^s_{12} w_{21} & t^s_{22} w_{22} & t^s_{32} w_{23} \\ 0 & t^s_{23} w_{32} & t^s_{33} w_{33} \end{bmatrix} \end{matrix}$$

در نهایت سوپرماتریس موزون تا جایی که همگرا و تبدیل به یک سوپرماتریس ثابت شود، محدود می‌شود. به علاوه اگر سوپرماتریس تعیین کننده تنها نباشد (بیشتر از یکی باشد) مثلاً اگر میزان N برابر ۳ (تعداد ماتریس محدود کننده) و $\lim_{k\to\infty} W_w^k = \{W^1, W^2, W^3\}$ باشد، سوپرماتریس محدودکننده نهایی مطابق با ماتریس زیر ارائه می‌شود:

$$W_f = \frac{1}{3}(W^1 + W^2 + W^3)$$

به طور خلاصه ماتریس محدود کننده‌ی ثابت می‌تواند با استفاده از گام‌های بالا استخراج شود. وزن‌های کلی نیز بدست می‌آیند. هدف دوم پیشنهاد دادن یک مدل عملی است که ANP و DEMATEL را برای دست‌یابی به نرمال کردن سوپرماتریس ناموزون در دستورالعمل ANP و بررسی مشکل وابستگی و بازخورد ترکیب می‌کند. مدل پیشنهاد شده در بالا در کاربردهای جهان واقعی مناسب‌تر و منطقی‌تر از روش سنتی

می‌باشد (تزنگ و هوانگ[1]، ۲۰۱۱: ۲۴).

روش VIKOR

روش رتبه‌بندی توافقی (که روش VIKOR نامیده می‌شود) به وسیله اپریکویچ و تزنگ به عنوان یک تکنیک قابل اجرا و کاربرد در MCDM پیشنهاد شد. فرض شود که گزینه‌ها با A1,A2,…,Ai,…,Am نشان داده می‌شود. رتبه (امتیاز عملکرد) معیار j ام برای گزینه Ai با f ij نشان داده می‌شود، w j وزن معیار jام می‌باشد که اهمیت نسبی این معیار را نشان می‌دهد که j=1,2,…,n و n تعداد معیارها می‌باشد. روش VIKOR با فرمول زیر برای سنجه Lp شروع می‌شود:

$$L_i^p = \left\{\sum_{j=1}^{n}\left[w_j\left(|f_j^* - f_{ij}|\right)/\left(|f_j^* - f_j^-|\right)\right]^p\right\}^{1/p}$$

که $1 \le p \le \infty$، i=1,2,…,m و وزن شاخص‌های پژوهش با استفاده از ANP مطابق با NRM مبتنی بر روش DEMATEL بدست می‌آید. همچنین روش VIKOR برای فرموله کردن اندازه رتبه‌بندی از $L_i^{p=1}$ (به عنوان Si) و $L_i^{p=\infty}$ (به عنوان Qi) استفاده می‌کند.

$$S_i = L_i^{p-1} = \sum_{j=1}^{n}\left[w_j\left(|f_j^* - f_{ij}|\right)/\left(|f_j^* - f_j^-|\right)\right]$$

$$R_i = L_i^{p-1} = \max\left[w_j\left(|f_j^* - f_{ij}|\right)/\left(|f_j^* - f_j^-|\right)\right]\ j = 1,2,,\dots,n$$

برای جواب توافقی mini Lip انتخاب می‌شود زیرا مقدار آن به سطح ایده‌آل/دلخواه نزدیک‌ترین می‌باشد. به علاوه هنگامی که p کوچک است (مثلاً p=1) بر سودمندی گروه تأکید می‌شود، هنگامی که p افزایش می‌یابد به شکاف‌ها/تأسف‌های فردی وزن بیشتری اختصاص می‌یابد. بنابراین mini Si بر حداکثر سودمندی گروه تأکید می‌کند در حالی‌که mini Ri بر انتخاب حداقل از میان حداکثر تأسف‌های گروه تأکید می‌کند. بر مبنای مفاهیم بالا الگوریتم رتبه‌بندی توافقی VIKOR شامل گام‌های زیر می‌باشد.

گام ۱: بهترین مقدار از میان همه‌ی توابع معیارها *fj و بدترین مقدار -fj را تعیین کنید، j=1,2,…,n فرض کنید که تابع j ام معرف سود باشد، fj*=maxi f ij (یا برقراری یک سطح دلخواه) و fj-=mini fij (یا برقراری یک سطح قابل قبول). به همین ترتیب فرض کنید که تابع j ام معرف هزینه باشد، fj*=mini fij (یا برقراری یک سطح دلخواه) و fj-=maxi fij (یا برقراری یک سطح قابل قبول باشد). افزون بر این ماتریس رتبه‌بندی اصلی به ماتریس رتبه‌بندی-وزن با فرمول زیر تبدیل می‌شود:

$$r_{ij} = \left(|f_j^* - f_{ij}|\right)/\left(|f_j^* - f_j^-|\right)$$

گام 2: مقادیر S j و Ri، i=1,2,…,m را با استفاده از روابط زیر محاسبه کنید

$$S_i = \sum_{j=1}^{n} w_j r_{ij}$$

$$R_i = max\ _i\{w_j r_{ij} \downarrow j = 1,2,,\dots.,n\}$$

گام ۳: مقادیر شاخص R i، i=1,2,…,m با استفاده از رابطه زیر محاسبه کنید.

$$Q_i^1 = v\,(S_i - S^*)/(S^- - S^*) + (1-v)\,(R_i - R^*)/(R^- - R^*)$$

که S^*=max$_i$ Si ،S^-=mini Si ،R^*=maxi Ri ،R^-=mini Ri (در اینجا بهترین مقدار را برابر با 0 و بدترین مقدار برابر با 1 قرار داده می‌شود) و $0 \le v \le 1$ که v به عنوان وزن استراتژی حداکثر سودمندی گروه معرفی می‌شود در حالی که 1-v وزن تأسف فردی است. به عبارت دیگر هنگامی که $v > 0.5$ باشد، این فرایند تصمیم گیری‌ای را نشان می‌دهد که می‌تواند استراتژی حداکثر سودمندی گروه را مورد استفاده قرار دهد (یعنی اگر v بزرگ باشد سودمندی گروه مورد تأکید قرار می‌گیرد) یا هنگامی که $v \approx 0.5$ از اجماع افراد یا هنگامی که v<0.5 باشد با استفاده از حق وتو (veto) استفاده کرد. همچنین می‌توان هنگامی که S*=0، S-=1، R*=0 و R-=1 است، معادله به صورت Qi=vSi+(1-vi)Ri بازنویسی می‌شود.

گام ۴: گزینه‌ها با استفاده از امتیاز بندی مقادیر {Si,Ri, and Qi| i=1,2,…,m} به ترتیب نزولی رتبه‌بندی می‌شود.

گزینه‌ی $(A^{(1)})$ را به عنوان یک توافق پیشنهاد دهید که نخست با استفاده از سنجه min{ Ri| i=1,2,…,m} بدست می‌آید اگر دو شرط زیر برآورده شوند.

- C1. مزیت رضایت بخش: Q(A(2)) − Q(A(1))>1/(m-1) که A(2) گزینه رتبه دوم از فهرست R می‌باشد، m هم تعداد گزینه‌هاست.
- C2. ثبات قابل قبول در تصمیم‌گیری: گزینه A(1) هنگام رتبه‌بندی به وسیله Si یا Ri، i=1,2,…,m بهترین گزینه انتخاب شود.

اگر یکی از شرایط بالا برآورده نشود، مجموعه‌ای از راه‌حل‌های توافقی پیشنهاد می‌شود. این مجموعه توافقی شامل می‌شود:

1. Tzeng & Huagng

- وقتی گزینه‌های A(1) و A(2) شرط اول را رعایت نکنند، هر دو در یک طبقه (رتبه) قرار می‌گیرند.
- گزینه‌های A(M), … ,A(2), A(1) اگر که C1 برآورده نشود. دقت کنید که A(M) با استفاده از رابطه
- R(A(M)) – R(A(1))<1/(m -1) برای حداکثر M بدست می‌آید (موقعیت این گزینه‌ها به هم نزدیک است).

این جواب توافقی با استفاده از روش رتبه‌بندی توافقی تعیین می‌شود؛ از آنجا که این جواب توافقی حداکثر سودمندی را برای اکثریت گروه (بیان شده با min S) و حداقل تأسف فردی را برای مخالفان (بیان شده با min R) بدست می‌دهد می‌تواند به وسیله تصمیم گیران مورد قبول واقع شود (تزنگ و هوانگ[1]، ۲۰۱۱: ۲).

نمونه انجام کدگذاری اوّلیه (کدگذاری زنده) و کدگذاری نهایی(کدگذاری براساس سازه‌های جامعه شناختی)

بُعد	زیر مؤلفه
عوامل فرهنگی (D1)	(A1) اعتماد به دولت
	(A2) سطح سواد مودیان
	(A3) نبودن عدالت در سیستم مالیاتی
	(A4) رفتار کارشناسان و مأموران مالیاتی
	(A5) بخشودگی افراد متخلف از پرداخت مالیات
	(A6) تبلیغات اثربخش و نقش روحانیت
	(A7) نبودن عدالت در سیستم مالیاتی
	(A8) فقدان الزامات قانونی یا الزامات قانونی ناکافی
	(A9) عدم اطلاع رسانی و عدم پاسخگویی به مودیان
عوامل سازمانی (D2)	(B1) ضعف در سیستم جامع اطلاعاتی مودیان
	(B2) ضعف بسترهای مناسب مالیاتی
	(B3) ضعف در سیستم نظارت و پیگیری در اخذ مالیات
	(B4) تأخیر در رسیدگی و اخذ مالیات از مودیان
عوامل انسانی (D3)	(C1) قانون گریزی افراد
	(C2) آموزش افراد جامعه و بالا بردن سطح دانش آنها
	(C3) بالا بردن سطح دانش و کارایی مأموران مالیاتی
	(C4) ضعف فرهنگ مالیاتی در افراد
عوامل اقتصادی (D4)	(D1) داشتن ثروت
	(D2) اقتصاد زیرزمینی بخش خصوصی
	(D3) مشکلات اقتصادی ناشی از وضع تحریم‌ها و بار روانی آنها
	(D4) ساده سازی ضرایب مالیاتی
	(D5) تأخیر زمانی وصول مالیات توسط اداره دارایی
عوامل قانونی (D5)	(E1) ابهام و ضعف در قوانین مالیاتی
	(E2) تورم منابع فروقانونی (بخشنامه‌های مالیاتی)
	(E3) ناکار آمدی سیستم حقوقی
عوامل سیاسی (D6)	(F1) ثبات سیاسی
	(F2) پرداختن به نیازهای مادی و معنوی کارکنان امور مالیاتی
	(F3) شفافیت مصرف مالیات توسط دولت
	(F4) شفافیت قوانین و مقررات مالی
	(F5) استفاده از فناوری‌های نوین و الکترونیک در تشخیص و وصول مالیات
	(F6) الزامات قانونی مبنی بر ارائه گزارش‌های حسابرسی مالی و صورت‌های مالی حسابرسی شده

٤- یافته‌های تحقیق

بررسی درجه اهمیت ابعاد

مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM: در این قسمت نقشه ارتباط درونی ابعاد اصلی ارزیابی نظام مالیاتی کشور استخراج می‌گردد تا در مرحله بعد نرمال شود:

برای به دست آوردن نقشه ارتباط درونی ابتدا اهمیت رابطه بین شاخص‌ها را شناسایی کرده و با استفاده از فرمول‌های ذکرشده در بخش DEMATEL نقشه ارتباط درونی بدست خواهد آمد:

از بین $ki = \frac{1}{16.555} = 0.060405$ و $kj = \frac{1}{15.221} = 0.065699$ به این دلیل که ki کوچک‌تر می‌باشد، به‌عنوان ضریب تأثیر انتخاب و در تمامی اعداد ماتریس جدول بالا ضرب می‌شود. و بر مبنای توضیحاتی که در فصل سه داده شده، عدد T محاسبه می‌شود و نقشه ارتباط درونی به دست خواهد آمد.

1. Tzeng & Huagng

جدول ۲. میانگین حسابی نظرات حاصل از بررسی اهمیت ارتباط مؤلفه‌ها

	D1	D2	D3	D4	D5	D6	جمع سطری
D1	۰	۳/۴۴۴	۲/۳۳۳	۲/۵۵۶	۱/۷۷۸	۲/۲۲۲	۱۲/۳۳۳
D2	۲/۴۴۴	۰	۲/۲۲۲	۲/۵۵۶	۲/۲۲۲	۲/۱۱۱	۱۱/۵۵۵
D3	۲/۷۷۸	۳/۱۱۱	۰	۳,۲۲۲	۱/۷۷۸	۲/۲۲۲	۱۳/۱۱۱
D4	۱/۸۸۹	۲/۲۲۲	۲/۳۳۳	۰	۱/۷۷۸	۲/۱۱۱	۱۰/۳۳۳
D5	۲/۸۸۹	۳/۳۳۳	۳/۲۲۲	۳/۱۱۱	۰	۳/۱۱۱	۱۵/۶۶۶
D6	۳/۳۳۳	۳/۱۱۱	۳/۸۸۹	۳/۳۳۳	۲/۸۸۹	۰	۱۶/۵۵۵
جمع ستونی	۱۳/۳۳۳	۱۵/۲۲۲۱	۱۳/۹۹۹	۱۴/۷۷۸	۱۰/۴۴۵	۱۱/۷۷۷	۰

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۳. نقشه ارتباط درونی

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
D1	۰/۴۸۲	۰/۷۱۶	۰/۶۲۳	۰/۶۶۲	۰/۴۹۰	۰/۵۵۰
D2	۰/۵۹۰	۰/۵۲۰	۰/۶۰۰	۰/۶۴۰	۰/۴۹۱	۰/۵۲۷
D3	۰/۶۵۰	۰/۷۳۰	۰/۵۲۴	۰/۷۱۶	۰/۵۰۷	۰/۵۷۲
D4	۰/۵۲۲	۰/۵۹۰	۰/۵۵۶	۰/۴۶۰	۰/۴۳۶	۰/۴۹۰
D5	۰/۷۵۳	۰/۸۴۶	۰/۷۹۰	۰/۸۲۰	۰/۴۸۸	۰/۷۰۰
D6	۰/۸۰۰	۰/۸۶۶	۰/۸۴۶	۰/۸۶۰	۰/۶۵۸	۰/۵۶۵

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۲۱۷ به‌دست‌آمده است و به این دلیل که همه مؤلفه‌ها بالای حد آستانه‌ای است، همه مقادیر برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM:

جدول ٤. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
D1	۰/۱۳۷	۰/۲۰۳	۰/۱۷۷	۰/۱۸۸	۰/۱۳۹	۰/۱۵۶
D2	۰/۱۷۵	۰/۱۵۴	۰/۱۷۸	۰/۱۹۰	۰/۱۴۶	۰/۱۵۶
D3	۰/۱۷۶	۰/۱۹۷	۰/۱۴۲	۰/۱۹۴	۰/۱۳۷	۰/۱۵۵
D4	۰/۱۷۱	۰/۱۹۳	۰/۱۸۲	۰/۱۵۱	۰/۱۴۳	۰/۱۶۰
D5	۰/۱۷۱	۰/۱۹۲	۰/۱۸۰	۰/۱۸۶	۰/۱۱۱	۰/۱۵۹
D6	۰/۱۷۴	۰/۱۸۸	۰/۱۸۴	۰/۱۸۷	۰/۱۴۳	۰/۱۲۳

نکته این جدول این است که ماتریس فوق به‌صورت سطری نرمالایز شده است.

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه:

در این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح‌شده ضرب گردد.

جدول ۵. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق شده نظرات خبرگان

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
D1	۱	۱,۶۴۷	۰,۴۰۵	۱	۱	۰,۵۴۸
D2	۰,۶۰۷	۱	۰,۹۱۸	۱,۴۰۲	۱,۲۶۵	۰,۳۵۹
D3	۲,۴۶۹	۱,۰۸۹	۱	۲,۰۸	۱,۳۵۱	۰,۴۵۴
D4	۱	۰,۷۱۳	۰,۴۸۱	۱	۱	۰,۳۳۳
D5	۱	۰,۷۹۱	۰,۷۴۰	۱	۱	۰,۶۲۷
D6	۱,۸۲۵	۲,۷۸۶	۲,۲۰۳	۳,۰۰۳	۱,۵۹۵	۱

* این ماتریس حاصل میانگین هندسی مقایسات زوجی نظرات خبرگان می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: به دست آوردن ماتریس DANP: در این مرحله ماتریس اعداد ۸ در ماتریس اعداد ۹ ضرب گشته و برای همگرا سازی[۱] و به توان بینهایت رساندن؛ به‌صورت سطری نرمالایز می‌گردد:

جدول ٦. ماتریس DANP نرمال نشده

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
D1	۰/۱۳۷	۰/۳۳۵	۰/۰۷۲	۰/۱۸۸	۰/۱۳۹	۰/۰۸۶
D2	۰/۱۰۶	۰/۱۵۴	۰/۱۶۴	۰/۲۶۶	۰/۱۸۴	۰/۰۵۶
D3	۰/۴۳۴	۰/۲۱۵	۰/۱۴۲	۰/۴۰۴	۰/۱۸۵	۰/۰۷۰
D4	۰/۱۷۱	۰/۱۳۸	۰/۰۸۸	۰/۱۵۱	۰/۱۴۳	۰/۰۵۳
D5	۰/۱۷۱	۰/۱۵۲	۰/۱۳۳	۰/۱۸۶	۰/۱۱۱	۰/۱۰۰
D6	۰/۳۱۸	۰/۵۲۵	۰/۴۰۶	۰/۵۶۲	۰/۲۲۸	۰/۱۲۳

مأخذ: یافته‌های محقق

۱. برای همگرا سازی باید یک ماتریس را به صورت سطری نرمال کرد و اگر ماتریس نرمال نشده به توان بی‌نهایت برسد واگرا خواهد شد.

جدول ۷. ماتریس DANP نرمال شده

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
D1	۰/۱۴۳	۰/۳۵۰	۰/۰۷۵	۰/۱۹۷	۰/۱۴۶	۰/۰۹۰
D2	۰/۱۱۴	۰/۱۶۶	۰/۱۷۶	۰/۲۸۶	۰/۱۹۸	۰/۰۶۰
D3	۰/۲۹۹	۰/۱۴۸	۰/۰۹۸	۰/۲۷۹	۰/۱۲۸	۰/۰۴۸
D4	۰/۲۳۰	۰/۱۸۵	۰/۱۱۸	۰/۲۰۳	۰/۱۹۲	۰/۰۷۲
D5	۰/۲۰۱	۰/۱۷۸	۰/۱۵۶	۰/۲۱۸	۰/۱۳۰	۰/۱۱۷
D6	۰/۱۴۷	۰/۲۴۳	۰/۱۸۸	۰/۲۶۰	۰/۱۰۶	۰/۰۵۷

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت ابعاد اصلی ارزیابی نظام مالیاتی کشور: با توجه به فرمول $\mathrm{lPF}_{k\to\infty} W_w^k =$ $\{W^1, W^2, W^3\}$ ماتریس DANP نرمال شده را در این فرمول قرار دهیم وزن ابعاد اصلی ارزیابی نظام مالیاتی کشور را ارائه می‌دهد:

جدول ۸. وزن ابعاد

	D1	D2	D3	D4	D5	D6
W	۰/۱۸۷۴	۰/۲۱۰۴	۰/۱۳۱	۰/۲۳۵۹	۰/۱۵۹۷	۰/۰۷۵۷

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل فرهنگی

مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM:

جدول ۹. نقشه ارتباط درونی

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
A1	۰/۲۱۰	۰/۲۴۸	۰/۲۶۲	۰/۳۵۰	۰/۲۱۰	۰/۲۲۸	۰/۳۶۵	۰/۳۸۷	۰/۳۲۵
A2	۰/۳۴۰	۰/۱۸۹	۰/۲۹۰	۰/۳۹۸	۰/۲۲۰	۰/۳۰۳	۰/۴۱۰	۰/۴۵۸	۰/۳۶۱
A3	۰/۲۸۲	۰/۲۳۳	۰/۲۰۲	۰/۳۷۷	۰/۲۲۰	۰/۳۰۰	۰/۳۸۸	۰/۴۲۸	۰/۳۳۰
A4	۰/۲۶۰	۰/۲۰۶	۰/۲۳۳	۰/۲۳۲	۰/۱۸۶	۰/۲۴۷	۰/۳۴۹	۰/۳۸۰	۰/۲۸۱
A5	۰/۲۴۷	۰/۱۹۸	۰/۲۵۱	۰/۳۰۸	۰/۱۳۷	۰/۲۴۱	۰/۳۲۹	۰/۳۶۰	۰/۲۶۵
A6	۰/۲۸۱	۰/۲۰۲	۰/۲۵۱	۰/۳۳۰	۰/۱۸۵	۰/۱۷۷	۰/۳۳۶	۰/۳۷۵	۰/۳۰۳
A7	۰/۲۵۷	۰/۲۰۷	۰/۲۲۷	۰/۳۲۴	۰/۱۹۶	۰/۲۲۰	۰/۲۳۸	۰/۳۷۵	۰/۲۸۹
A8	۰/۲۹۵	۰/۲۳۹	۰/۲۶۴	۰/۳۵۴	۰/۲۲۲	۰/۲۴۶	۰/۳۵۸	۰/۲۸۷	۰/۳۰۶
A9	۰,۳۱۱	۰,۲۶۱	۰,۳۲۶	۰,۳۸۶	۰,۲۵۵	۰,۲۶۸	۰,۴۱۵	۰,۴۴۶	۰,۲۵۲

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۱۱۵ به‌دست‌آمده است و به این دلیل که همه مؤلفه‌ها بالای حد آستانه‌ای است، همه مقادیر را برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM:

جدول ۱۰. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
A1	۰/۰۸۱	۰/۰۹۶	۰/۱۰۱	۰/۱۳۵	۰/۰۸۱	۰/۰۸۸	۰/۱۴۱	۰/۱۵۰	۰/۱۲۶
A2	۰/۱۱۵	۰/۰۶۴	۰/۰۹۸	۰/۱۳۴	۰/۰۷۴	۰/۱۰۲	۰/۱۳۸	۰/۱۵۴	۰/۱۲۲
A3	۰/۱۰۲	۰/۰۸۴	۰/۰۷۳	۰/۱۳۸	۰/۰۸۰	۰/۱۰۹	۰/۱۴۱	۰/۱۵۵	۰/۱۲۰
A4	۰/۱۱۰	۰/۰۸۷	۰/۰۹۸	۰/۰۹۸	۰/۰۸۷	۰/۱۰۴	۰/۱۴۷	۰/۱۶۰	۰/۱۱۹
A5	۰/۱۰۶	۰/۰۸۵	۰/۱۰۸	۰/۱۳۲	۰/۰۵۹	۰/۱۰۳	۰/۱۴۱	۰/۱۵۴	۰/۱۱۳
A6	۰/۱۱۵	۰/۰۸۳	۰/۱۰۳	۰/۱۳۵	۰/۰۷۶	۰/۰۷۳	۰/۱۳۸	۰/۱۵۴	۰/۱۲۴
A7	۰/۱۱۰	۰/۰۸۹	۰/۰۹۷	۰/۱۳۹	۰/۰۸۴	۰/۰۹۴	۰/۱۰۲	۰/۱۶۱	۰/۱۲۴
A8	۰/۱۱۵	۰/۰۹۳	۰/۱۰۳	۰/۱۳۸	۰/۰۸۶	۰/۰۹۶	۰/۱۳۹	۰/۱۱۲	۰/۱۱۹
A9	۰/۱۰۶	۰/۰۸۹	۰/۱۱۲	۰/۱۳۲	۰/۰۸۷	۰/۰۹۲	۰/۱۴۲	۰/۱۵۳	۰/۰۸۶

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه (ANP): این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح‌شده ضرب گردد.

جدول ۱۱. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق‌شده نظرات خبرگان

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
A1	۱	۱/۹۴۸	۲/۰۶۲	۰/۵۱۳	۳/۲۴۰	۰/۸۸۵	۱/۰۶۷	۰/۹۴۵	۰/۴۷۵
A2	۰/۵۱۳	۱	۱/۰۵۸	۰/۴۲۹	۲/۳۱۰	۰/۳۵۹	۰/۹۳۶	۰/۴۸۵	۰/۶۵۵
A3	۰/۴۵۸	۰/۹۴۵	۱	۰/۵۸۰	۱/۸۴۱	۰/۲۸۱	۰/۳۳۶	۰/۷۴۶	۰/۶۹۳
A4	۱/۹۴۹	۲/۳۳۱	۱/۷۲۴	۱	۰/۶۸۰	۰/۴۲۹	۱/۳۶۳	۰/۷۸۳	۰/۶۵۵
A5	۰/۳۰۹	۰/۴۳۳	۰/۵۴۳	۰/۳۳۳	۱	۰/۲۰۴	۰/۲۷۱	۰/۲۴۴	۰/۳۲۷
A6	۱/۱۳۰	۲/۷۸۶	۳/۵۵۹	۲/۳۳۱	۴/۹۰۲	۱	۱/۰۶۷	۱/۹۴۸	۱/۹۳۲
A7	۰/۹۳۷	۱/۰۶۸	۲/۹۷۶	۰/۷۳۴	۳/۶۹۰	۰/۹۳۷	۱	۰/۷۴۰	۱/۷۳۹
A8	۱/۰۵۸	۲/۰۶۲	۱/۳۴۰	۱/۲۷۷	۴/۰۹۸	۰/۵۱۳	۱/۳۵۱	۱	۱/۲۳۰
A9	۲/۱۰۵	۱/۵۲۷	۱/۵۲۷	۱/۵۲۷	۳/۰۵۸	۰/۵۱۸	۰/۵۷۵	۰/۸۱۳	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: به دست آوردن ماتریس DANP:

جدول ۱۲. ماتریس DANP نرمال نشده

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
A1	۰/۰۸۱	۰/۱۸۷	۰/۲۰۹	۰/۰۶۹	۰/۲۶۳	۰/۰۷۸	۰/۱۵۱	۰/۱۴۱	۰/۰۶۰
A2	۰/۰۵۹	۰/۰۶۴	۰/۱۰۳	۰/۰۵۷	۰/۱۷۲	۰/۰۳۷	۰/۱۲۹	۰/۰۷۵	۰/۰۸۰
A3	۰/۰۴۹	۰/۰۸۰	۰/۰۷۳	۰/۰۷۹	۰/۱۴۷	۰/۰۳۱	۰/۰۴۷	۰/۱۱۶	۰/۰۸۳
A4	۰/۲۱۴	۰/۲۰۲	۰/۱۶۹	۰/۰۹۸	۰/۲۳۵	۰/۰۴۵	۰/۲۰۰	۰/۱۲۵	۰/۰۷۸
A5	۰/۰۳۳	۰/۰۳۷	۰/۰۵۸	۰/۰۴۴	۰/۰۵۹	۰/۰۲۱	۰/۰۳۸	۰/۰۳۸	۰/۰۳۷
A6	۰/۱۳۰	۰/۲۳۰	۰/۳۶۶	۰/۳۱۵	۰/۳۷۲	۰/۰۷۳	۰/۱۴۷	۰/۲۹۹	۰/۲۴۰
A7	۰/۱۰۳	۰/۰۹۵	۰/۲۹۰	۰/۱۰۲	۰/۳۱۰	۰/۰۸۸	۰/۱۰۲	۰/۱۱۹	۰/۲۱۵
A8	۰/۱۲۱	۰/۱۹۲	۰/۱۳۸	۰/۱۷۶	۰/۳۵۳	۰/۰۴۹	۰/۱۸۸	۰/۱۱۲	۰/۱۴۶
A9	۰/۲۲۴	۰/۱۳۷	۰/۱۷۱	۰/۲۰۲	۰/۲۶۷	۰/۰۴۷	۰/۰۸۲	۰/۱۲۴	۰/۰۸۶

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۱۳. ماتریس DANP نرمال شده

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
A1	۰/۰۶۶	۰/۱۵۱	۰/۱۶۹	۰/۰۵۶	۰/۲۱۲	۰/۰۶۳	۰/۱۲۲	۰/۱۱۴	۰/۰۴۸
A2	۰/۰۷۶	۰/۰۸۲	۰/۱۳۳	۰/۰۷۴	۰/۲۲۱	۰/۰۴۷	۰/۱۶۷	۰/۰۹۶	۰/۱۰۳
A3	۰/۰۷۰	۰/۱۱۳	۰/۱۰۴	۰/۱۱۲	۰/۲۰۸	۰/۰۴۳	۰/۰۶۷	۰/۱۶۴	۰/۱۱۸
A4	۰/۱۵۶	۰/۱۴۸	۰/۱۲۴	۰/۰۷۲	۰/۱۷۲	۰/۰۳۳	۰/۱۴۷	۰/۰۹۲	۰/۰۵۷
A5	۰/۰۹۰	۰/۱۰۱	۰/۱۶۰	۰/۱۲۱	۰/۱۶۱	۰/۰۵۸	۰/۱۰۵	۰/۱۰۳	۰/۱۰۲
A6	۰/۰۶۰	۰/۱۰۶	۰/۱۶۹	۰/۱۴۵	۰/۱۷۱	۰/۰۳۳	۰/۰۶۸	۰/۱۳۸	۰/۱۱۰
A7	۰/۰۷۲	۰/۰۶۷	۰/۲۰۴	۰/۰۷۲	۰/۲۱۸	۰/۰۶۲	۰/۰۷۲	۰/۰۸۴	۰/۱۵۱
A8	۰/۰۸۲	۰/۱۳۰	۰/۰۹۳	۰/۱۱۹	۰/۲۴۰	۰/۰۳۳	۰/۱۲۸	۰/۰۷۶	۰/۰۹۹
A9	۰/۱۶۷	۰/۱۰۲	۰/۱۲۷	۰/۱۵۱	۰/۱۹۹	۰/۰۳۵	۰/۰۶۱	۰/۰۹۳	۰/۰۶۵

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های قسمت عرضه:

جدول ۱٤. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل فرهنگی

	A1	A2	A3	A4	A5	A6	A7	A8	A9
w	۰/۰۹۳	۰/۱۱۰	۰/۱۴۰	۰/۱۰۱	۰/۱۹۸	۰/۰۴۷	۰/۱۰۴	۰/۱۰۶	۰/۰۹۶

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل سازمانی

مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM:

جدول ۱۵. نقشه ارتباط درونی

	B1	B2	B3	B4
B1	۵/۳۴۸	۶/۰۷۳	۶/۲۱۷	۵/۰۳۱
B2	۵/۱۱۹	۵/۳۰۲	۵/۶۸۵	۴/۵۶۰
B3	۵/۴۳۲	۵/۹۰۰	۵/۷۷۶	۴/۹۱۷
B4	۵/۵۱۹	۶/۰۱۹	۶/۱۳۱	۴/۷۵۸

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۱/۵۵۴ به دست آمده است و به این دلیل که همه مؤلفه‌ها بالای حد آستانه‌ای است، همه مقادیر را برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM

جدول ۱۶. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	B1	B2	B3	B4
B1	۰/۲۳۶	۰/۲۶۸	۰/۲۷۴	۰/۲۲
B2	۰/۲۴۸	۰/۲۵۷	۰/۲۵۷	۰/۲۲۱
B3	۰/۲۴۷	۰/۲۶۸	۰/۲۶۲	۰/۲۲۳
B4	۰/۲۴۶	۰/۲۶۸	۰/۲۷۳	۰/۲۱۲

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه: این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح‌شده ضرب گردد.

جدول ۱۷. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق‌شده نظرات خبرگان

	B1	B2	B3	B4
B1	۱	۱/۱۲۰	۲/۶۱۰	۲/۰۶۲
B2	۰/۸۹۳	۱	۱/۶۱۵	۲/۴۶۶
B3	۰/۳۸۳	۰/۶۱۹	۱	۲/۲۷۶
B4	۰/۴۸۵	۰/۴۰۶	۲/۷۸۴	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: به دست آوردن ماتریس DANP:

جدول ۱۸. ماتریس DANP نرمال نشده

	B1	B2	B3	B4
B1	۰/۲۳۶	۰/۳۰۰	۰/۷۱۶	۰/۴۵۸
B2	۰/۲۲۱	۰/۲۵۷	۰/۴۴۴	۰/۵۴۴
B3	۰/۰۹۴	۰/۱۶۶	۰/۲۶۲	۰/۲۸۵
B4	۰,۱۱۹	۰,۱۰۹	۰,۲۱۴	۰,۲۱۲

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۱۹. ماتریس DANP نرمال شده:

	B1	B2	B3	B4
B1	۰,۱۳۸	۰,۱۷۶	۰,۴۱۹	۰,۲۶۸
B2	۰,۱۵۱	۰,۱۷۵	۰,۳۰۳	۰,۳۷۱
B3	۰/۱۱۷	۰/۲۰۵	۰/۳۲۵	۰/۳۵۳
B4	۰/۱۸۲	۰/۱۶۶	۰/۳۲۷	۰/۳۲۴

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های قسمت تولید:

جدول ۲۰. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل سازمانی

	B1	B2	B3	B4
w	۰/۱۴۷	۰/۱۸۲	۰/۳۳۵	۰/۳۳۴

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل انسانی، مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM:

جدول ۲۱. نقشه ارتباط درونی

	C1	C2	C3	C4
C1	۰/۸۹۴	۱/۴۴۷	۱/۵۸۳	۱/۵۰۰
C2	۱/۰۵۴	۱/۱۹۱	۱/۶۰۹	۱/۴۶۹
C3	۰/۹۵۸	۱/۳۰۹	۱/۲۰۷	۱/۳۷۵
C4	۰/۹۲۷	۱/۲۶۰	۱/۳۸۹	۱/۰۹۰

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۴۰۲ به‌دست‌آمده است و به این دلیل که همه مؤلفه‌ها بالای حد آستانه‌ای است، همه مقادیر را برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM:

جدول ۲۲. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	C1	C2	C3	C4
C1	۰/۱۶۵	۰/۲۶۷	۰/۲۹۲	۰/۲۷۷
C2	۰/۱۹۸	۰/۲۲۴	۰/۳۰۲	۰/۲۷۶
C3	۰/۱۹۷	۰/۲۷۰	۰/۲۴۹	۰/۲۸۴
C4	۰/۱۹۹	۰/۲۷۰	۰/۲۹۸	۰/۲۳۴

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه: این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح‌شده ضرب گردد.

جدول ۲۳. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق شده نظرات خبرگان

	C1	C2	C3	C4
C1	۱	۰/۵۲۸	۰/۶۱۳	۰/۷۴۶
C2	۱/۸۹۴	۱	۱/۸۰۹	۲/۱۸۱
C3	۱/۶۳۱	۰/۵۵۳	۱	۳/۰۶۱
C4	۱/۳۴۰	۰/۴۵۸	۰/۳۲۷	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: به دست آوردن ماتریس DANP:

جدول ۲٤. ماتریس DANP نرمال نشده

	C1	C2	C3	C4
C1	۰/۱۶۵	۰/۱۴۱	۰/۱۷۹	۰/۲۰۶
C2	۰/۳۷۵	۰/۲۲۴	۰/۵۴۷	۰/۶۰۲
C3	۰/۳۲۲	۰/۱۴۹	۰/۲۴۹	۰/۸۶۸
C4	۰/۲۶۶	۰/۱۲۴	۰/۰۹۷	۰/۲۳۴

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۲۵. ماتریس DANP نرمال شده

	C1	C2	C3	C4
C1	۰/۲۳۸	۰/۲۰۴	۰/۲۵۹	۰/۲۹۹
C2	۰/۲۱۵	۰/۱۲۸	۰/۳۱۳	۰/۳۴۵
C3	۰/۲۰۳	۰/۰۹۴	۰/۱۵۷	۰/۵۴۶
C4	۰/۳۹۶	۰/۱۷۲	۰/۱۳۵	۰/۳۲۴

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های عوامل انسانی:

جدول ۲٦. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل انسانی

	C1	C2	C3	C4
w	۰/۲۷۵	۰/۱۵۸	۰/۲۰۱	۰/۳۶۵

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل اقتصادی

مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM:

جدول ۲۷. نقشه ارتباط درونی

	D1	D2	D3	D4	D5
D1	۰/۱۳۹	۰/۴۱۰	۰/۳۶۰	۰/۳۸۴	۰/۴۵۲
D2	۰/۱۹۱	۰/۲۹۴	۰/۳۶۹	۰/۳۴۴	۰/۵۱۵
D3	۰/۳۱۹	۰/۷۳۱	۰/۴۴۶	۰/۶۴۵	۰/۸۴۵
D4	۰/۳۳۶	۰/۷۷۶	۰/۷۰۳	۰/۴۴۷	۰/۸۴۹
D5	۰/۲۲۶	۰/۴۱۳	۰/۳۷۱	۰/۳۶۲	۰/۳۳۹

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۲۱۲ به‌دست‌آمده است و بقیه اعداد برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM:

جدول ۲۸. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	D1	D2	D3	D4	D5
D1	۰/۰۰۰	۰/۲۵۵	۰/۲۲۴	۰/۲۳۹	۰/۲۸۲
D2	۰/۰۰۰	۰/۱۹۳	۰/۲۴۲	۰/۲۲۶	۰/۳۳۸
D3	۰/۱۰۷	۰/۲۴۹	۰/۱۴۹	۰/۲۱۶	۰/۲۸۳
D4	۰/۱۰۸	۰/۲۴۹	۰/۲۲۶	۰/۱۴۴	۰/۲۷۳
D5	۰/۱۳۲	۰/۲۴۱	۰/۲۱۷	۰/۲۱۲	۰/۱۹۸

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه: این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح‌شده ضرب گردد.

جدول ۲۹. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق‌شده نظرات خبرگان

	D1	D2	D3	D4	D5
D1	۱	۰/۳۸۰	۰/۳۸۰	۰/۳۰۹	۰/۵۱۳
D2	۲/۶۳۲	۱	۰/۷۴۶	۰/۴۲۹	۲/۱۶۴
D3	۲/۶۳۲	۱/۳۰	۱	۱/۲۰۶	۲/۷۸۶
D4	۳/۲۳۶	۲/۳۳۱	۰/۸۲۹	۱	۱/۷۲۴
D5	۱/۹۴۹	۰/۴۶۲	۰/۳۵۹	۰/۵۸۰	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: به دست آوردن ماتریس DANP:

جدول ۳۰. ماتریس DANP نرمال نشده

	D1	D2	D3	D4	D5
D1	۰/۰۰۰	۰/۰۹۷	۰/۰۸۵	۰/۰۷۴	۰/۱۴۴
D2	۰/۰۰۰	۰/۱۹۳	۰/۱۸۱	۰/۰۹۷	۰/۷۳۲
D3	۰/۲۸۱	۰/۳۲۸	۰/۱۴۹	۰/۲۶۱	۰/۷۸۹
D4	۰/۳۴۹	۰/۵۸۱	۰/۱۸۷	۰/۱۴۴	۰/۴۷۱
D5	۰/۲۵۸	۰/۱۱۲	۰/۰۷۸	۰/۱۲۳	۰/۱۹۸

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۳۱. ماتریس DANP نرمال شده

	D1	D2	D3	D4	D5
D1	۰/۰۰۰	۰/۲۴۲	۰/۲۱۳	۰/۱۸۴	۰/۳۶۱
D2	۰/۰۰۰	۰/۱۶۰	۰/۱۵۰	۰,۰۸۱	۰/۶۰۸
D3	۰/۱۵۵	۰/۱۸۲	۰/۰۸۳	۰,۱۴۴	۰/۴۳۶
D4	۰/۲۰۲	۰/۳۳۶	۰/۱۰۸	۰,۰۸۳	۰/۲۷۲
D5	۰/۳۳۶	۰/۱۴۵	۰/۱۰۱	۰/۱۶۰	۰/۲۵۸

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های عوامل اقتصادی:

جدول ۳۲. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل اقتصادی

	D1	D2	D3	D4	D5
w	۰/۱۷۱	۰/۱۹۵	۰/۱۲۸	۰/۱۳۶	۰/۳۸۶

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل قانونی

مرحله اول: به دست آوردن ماتریس NRM:

جدول ۳۳. نقشه ارتباط درونی

	E1	E2	E3
E1	۰/۶۷۸	۰/۶۴۴	۰/۷۱۸
E2	۱/۳۲۹	۰/۶۳۵	۰/۹۶۷
E3	۱/۱۸۵	۰/۸۰۷	۰/۶۳۲

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۳۳۲ به‌دست‌آمده است و به این دلیل که همه مؤلفه‌ها بالای حد آستانه‌ای است، همه مقادیر را برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال‌سازی ماتریس NRM:

جدول ۳٤. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	E1	E2	E3
E1	۰/۳۳۲	۰/۳۱۶	۰/۳۵۲
E2	۰/۴۵۳	۰/۲۱۷	۰/۳۳۰
E3	۰/۴۵۲	۰/۳۰۸	۰/۲۴۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه: این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح شده ضرب گردد.

جدول ۳۵. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق شده نظرات خبرگان

	E1	E2	E3
E1	۱	۰/۳۵۹	۲/۶۱۰
E2	۲/۷۸۶	۱	۴/۰۲۲
E3	۰/۳۸۳	۰/۲۴۹	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: بدست آوردن ماتریس DANP

جدول ۳٦. ماتریس DANP نرمال نشده

	E1	E2	E3
E1	۰/۳۳۲	۰/۱۱۳	۰/۹۱۹
E2	۲/۲۶۳	۰/۲۱۷	۱/۳۲۷
E3	۰/۱۷۳	۰/۰۷۶	۰/۲۴۱

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ۳۷. ماتریس DANP نرمال شده

	E1	E2	E3
E1	۰/۲۴۴	۰/۰۸۳	۰/۶۷۳
E2	۰/۴۵۰	۰/۰۷۷	۰/۴۷۳
E3	۰/۳۵۳	۰/۱۵۶	۰/۴۹۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های عوامل قانونی:

جدول ۳۸. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل قانونی

	E1	E2	E3
w	۰/۳۲۸	۰/۱۲۱	۰/۵۴۹

مأخذ: یافته‌های محقق

بررسی زیرمؤلفه‌ها- عوامل سیاسی

مرحله اول: بدست آوردن ماتریس NRM

جدول ۳۹. نقشه ارتباط درونی

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	۰/۲۱۵	۰/۲۴۷	۰/۲۷۸	۰/۱۶۴	۰/۱۶۶	۰/۱۶۷
F2	۰/۵۳۰	۰/۲۲۴	۰/۴۰۳	۰/۲۰۸	۰/۲۴۳	۰/۲۲۹
F3	۰/۵۲۸	۰/۴۰۳	۰/۲۲۹	۰/۲۱۵	۰/۲۲۱	۰/۲۲۸
F4	۰/۲۸۷	۰/۲۰۹	۰/۲۰۴	۰/۰۸۲	۰/۱۵۴	۰/۱۵۵
F5	۰/۳۸۵	۰/۲۶۳	۰/۲۵۳	۰/۱۷۲	۰/۱۰۴	۰/۱۷۵
F6	۰/۴۳۶	۰/۳۲۶	۰/۳۲۴	۰/۲۰۶	۰/۱۷۸	۰/۱۲۴

مأخذ: یافته‌های محقق

حد آستانه‌ای در این قسمت ۰/۱۳۲ بدست آمده است و از این رو اعداد درایه ۴-۴ و ۵-۵ و ۶-۶ به دلیل پایین‌تر بودن از حد آستانه‌ای صفر شده و بقیه مقادیر برای مرحله بعد در نظر گرفته می‌شود:

مرحله دوم: نرمال سازی ماتریس NRM

جدول ٤۰. نقشه ارتباط درونی نرمال شده

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	۰/۱۷۴	۰/۲۰۰	۰/۲۲۴	۰/۱۳۲	۰/۱۳۴	۰/۱۳۵
F2	۰/۲۸۸	۰/۱۲۲	۰/۲۱۹	۰/۱۱۳	۰/۱۳۲	۰/۱۲۵
F3	۰/۲۸۹	۰/۲۲۱	۰/۱۲۶	۰/۱۱۸	۰/۱۲۱	۰/۱۲۵
F4	۰/۲۸۴	۰/۲۰۷	۰/۲۰۲	۰/۰۰۰	۰/۱۵۳	۰/۱۵۴
F5	۰/۳۰۹	۰/۲۱۱	۰/۲۰۳	۰/۱۳۷	۰/۰۰۰	۰/۱۴۰
F6	۰/۲۹۷	۰/۲۲۲	۰/۲۲۰	۰/۱۴۰	۰/۱۲۱	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله سوم: ماتریس مقایسات زوجی فرایند تحلیل شبکه: این قسمت نتایج حاصله از نظرات خبرگان آورده شده که باید در

ماتریس نقشه ارتباط درونی اصلاح شده ضرب گردد.

جدول ٤١. ماتریس مقایسات زوجی تلفیق شده نظرات خبرگان

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	۱	۱/۳۶۳	۱/۴۲۹	۲/۳۵۰	۲/۵۳۸	۴/۲۹۴
F2	۰/۷۳۴	۱	۱/۵۲۶	۳/۳۳۲	۳/۲۶۸	۲/۳۳۰
F3	۰/۷۰۰	۰/۶۵۵	۱	۲/۴۸۷	۲/۹۴۹	۳/۶۹۲
F4	۰/۴۲۶	۰/۳۰۰	۰/۴۰۲	۱	۰/۸۲۹	۱/۲۴۱
F5	۰/۳۹۴	۰/۳۰۶	۰/۳۳۹	۱/۲۰۶	۱	۱/۰۵۸
F6	۰/۲۳۳	۰/۴۲۹	۰/۲۷۱	۰/۸۰۶	۰/۹۴۵	۱

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله چهارم: بدست آوردن ماتریس DANP

جدول ٤٢. ماتریس DANP نرمال نشده

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	۰/۱۷۴	۰/۲۷۲	۰/۳۲۱	۰/۳۱۱	۰/۳۴۱	۰/۵۸۱
F2	۰/۲۱۱	۰/۱۲۲	۰/۳۳۵	۰/۳۷۸	۰/۴۳۳	۰/۲۹۰
F3	۰/۲۰۲	۰/۱۴۵	۰/۱۲۶	۰/۲۹۳	۰/۳۵۷	۰/۴۶۲
F4	۰/۱۲۱	۰/۰۶۲	۰/۰۸۱	۰/۰۰۰	۰/۱۲۷	۰/۱۹۱
F5	۰/۱۲۲	۰/۰۶۵	۰/۰۶۹	۰/۱۶۶	۰/۰۰۰	۰/۱۴۹
F6	۰/۰۶۹	۰/۰۹۵	۰/۰۶۰	۰/۱۱۳	۰/۱۱۴	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

جدول ٤٣. ماتریس DANP نرمال شده

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	۰/۰۸۷	۰/۱۳۶	۰/۱۶۰	۰/۱۵۵	۰/۱۷۱	۰/۲۹۰
F2	۰/۱۱۹	۰/۰۶۹	۰/۱۸۹	۰/۲۱۳	۰/۲۴۵	۰/۱۶۴
F3	۰/۱۲۸	۰/۰۹۱	۰/۰۷۹	۰/۱۸۵	۰/۲۲۵	۰/۲۹۱
F4	۰/۲۰۸	۰/۱۰۷	۰/۱۴۰	۰/۰۰۰	۰/۲۱۸	۰/۳۲۸
F5	۰/۲۱۴	۰/۱۱۳	۰/۱۲۱	۰/۲۹۱	۰/۰۰۰	۰/۲۶۱
F6	۰/۱۵۳	۰/۲۱۱	۰/۱۳۲	۰/۲۵۰	۰/۲۵۳	۰/۰۰۰

مأخذ: یافته‌های محقق

مرحله پنجم: تعیین درجه اهمیت زیرمؤلفه‌های عوامل سیاسی:

جدول ٤٤. وزن زیرمؤلفه‌های عوامل سیاسی

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
w	۰/۱۵۶۱	۰/۱۲۷۹	۰/۱۳۶۱	۰/۱۸۳۴	۰/۱۸۲۷	۰/۲۱۳۸

مأخذ: یافته‌های محقق

با توجه به خروجی نهایی وزن عوامل ارزیابی نظام مالیاتی کشور در ابعاد اصلی و کلی ابتدا عامل قانونی دارای بیشترین وزن بوده و بیانگر این است که مهمترین بُعد در بین ابعاد ارزیابی نظام مالیاتی کشور است و در بخش زیرمؤلفه‌ها نیز ناکار آمدی سیستم حقوقی و سپس تأخیر زمانی وصول مالیات توسط اداره دارایی با اهمیت ترین شاخص در ارزیابی نظام مالیاتی کشور به حساب می آیند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نظام مالیاتی ایران به دلایل مختلف از جمله وفور درآمدهای نفتی در برهه‌های مختلف، متناسب با ظرفیت‌های اقتصادی کشور توسعه نیافته است و علی رغم تأکیدات مکرر در اسناد بالادستی بر ضرورت قطع اتکای بودجه دولت به درآمدهای نفتی از طریق افزایش سهم درآمدهای غیرنفتی به ویژه درآمدهای مالیاتی، این مهم تاکنون محقق نشده است. به طوری که به رغم تلاش‌ها و موفقیت‌های بدست آمده طی سال‌های اخیر، نسبت پایین مالیات به تولید ناخالص داخلی (۸ درصد در سال ۱۳۹۵)، نسبت پایین مالیات به هزینه‌های جاری دولت (۴۹ درصد در سال ۱۳۹۵) و نسبت پایین مالیات به منابع عمومی دولت (۳۶ درصد در سال ۱۳۹۵) در مقایسه با کشورهای دیگر همچنان به عنوان مختصات کمی نظام مالیاتی ایران محسوب می‌گردد. بر این اساس و با عنایت به هدف‌گذاری برنامه ششم توسعه در خصوص هر یک از شاخص‌های مذکور (به ترتیب، افزایش به رقمی معادل ۱۰، ۷۲ و ۵۰ درصد در پایان برنامه)، تحول نظام مالیاتی جهت تحقق اهداف کمی مذکور و همچنین بهبود وضعیت آن به لحاظ دیگر کار کردها، امری ضروری می‌باشد.

فرار مالیاتی گسترده (حدود ۳۰ درصد درآمدهای مالیاتی) که حاصل عدم اشراف سازمان مالیاتی بر اطلاعات مالی و اقتصادی مؤدیان می‌باشد، محدود بودن پایه‌های مالیاتی، گستردگی معافیت‌های مالیاتی به جهت اعطای معافیت‌های مالیاتی عام و غیرهدفمند طی سالیان متمادی (به طوری که با توجه به برخی برآوردها، بیش از ۴۰ درصد تولید ناخالص داخلی، خارج از شمول پرداخت مالیات قرار گرفته است) و مشکلات نظام مالیات بر ارزش افزوده، از اصلی‌ترین چالش‌های حال حاضر نظام مالیاتی در ایران می‌باشد.

در اقتصاد کنونی، مالیات از ابزارهای مهم مالی دولت می باشد و با توجه به اهمیت آن در اقتصاد کشور و همچنین در فرایند توسعه و بازسازی، یکی از اصلی ترین ابزارها در جهت خصوصی سازی، تعدیل ثروت و توزیع مجدد درآمد به شمار می‌رود. یکی از مهمترین عوامل مؤثر بر ظرفیت مالیاتی، نگرش، برداشت و رفتار مردم در ارتباط با مالیات است که به

فرهنگ مالیاتی مشهور است. مردم باید بپذیرند که نفت ثروت مولد است نه درآمد مصرفی که دائمی هم نیست. دیگر اینکه مردم باید نقش حاکمیتی دولت را از قبیل ایجاد امنیت درک کنند و بپذیرند ایفای این نقش هزینه بردار است. در یک نظام مالیاتی عادلانه باید نشان داده شود که هیچ گونه تبعیضی وجود ندارد و آنکه از امکانات بیشتری در اقتصاد استفاده می کند در هزینه‌های اقتصاد هم مشارکت بیشتری دارد.

از طرف دیگر از دیدگاه اقتصاددانان یکی از مفاهیم اصلی بودجه متعادل آن است که نسل حاضر نباید باز پرداخت بدهی‌های درازمدت دوره خود را به نسل آینده انتقال دهد. به بیان دیگر شهروندان نباید بهای خدماتی را که دریافت می‌کنند به عهده مالیات دهندگان سال‌های آینده محول نمایند، و مفهوم حقوق بین دوره‌ای، جزئی از مسئولیت پاسخگویی عمومی محسوب می شود که دولت نیز می‌بایست در اجرای این وظیفه مهم عواملی که باعث عدم تمکین مالیاتی می‌شود را شناسایی و راه‌هایی برای مقابله با آن اتخاذ نماید. با توجه به مطالب فوق جهت برقراری پایبندی متعهدانه مؤدیان به تکالیف مالیاتی قبل از هر چیز لازم است تا عوامل مؤثر بر فرار مالیاتی شناخته شده و بعد از شناسایی این عوامل راه‌ها و روش‌های جلوگیری از آنرا جستجو کرده و ارائه نمود.

پیشنهادهای کاربردی

در این قسمت با توجه به عواملی که موجبات فرار مالیاتی را فراهم آورده است راهکارهایی که می‌تواند سبب کاهش فرار مالیاتی شود پیشنهاد می‌گردد.

۱- کوتاه کردن مهلت‌های قانونی یا حذف بعضی از مراحل رسیدگی و تشخیص

۲- رسیدگی نمونه‌ای به گزارش‌های حسابرسی مالیاتی که توسط کارشناسان مالیاتی، حسابرسان و حسابداران رسمی ارائه می‌گردد.

۳- حسابرسی و رسیدگی در طی دورهٔ مالی و اجرای ماده ۱۸۱ قانون مالیات‌های مستقیم

۴- استفاده از رایانه و سیستم‌های مکانیزه

۵- پیشنهاد تشکیل بانک اطلاعات مالیاتی

۶- پیشنهاد کارا نمودن مبحث جریمه‌ها و تشویق‌ها

۷- ضرایب مالیاتی را برای تشخیص موارد علی الرأس افزایش زیادی داد تا به عنوان مثال بعضی از شرکت‌ها تشخیص علی الرأس را بر انجام تکالیف قانونی ترجیح ندهند.

۸- با متخلفین اعم از مؤدیان، کارشناسان مالیاتی و موسسات حسابرسی برخورد سریع، قاطع و شدیدی گردد به طوری‌که ریسک دریافت رشوه افزایش یافته و فساد اداری کاهش یابد و همچنین با آگاه نمودن عموم مردم از طریق رسانه‌های گروهی دربارهٔ مضرات فرار مالیاتی به عنوان مثال کاهش رشد اقتصادی، افزایش فقر و کاهش رفاه عمومی، در اذهان عمومی این افراد منفور و نیز فرار مالیاتی به عنوان یک عمل زشت و قبیح شناخته شود تا افراد به این اعمال خلاف قانون اقدام نکنند.

۹- آموزش و ارتقاء سطح دانش علمی و فنی کارشناسان مالیاتی

۱۰- با توجه به تنوع فعالیت شرکت‌های صنعتی که هر یک در زمینه‌های تولیدی فعالیت دارند پیشنهاد می‌گردد کارشناسان مالیاتی و مؤسسات حسابرسی نیز هر یک به طور تخصصی در یکی از زمینه‌های فعالیت شرکت‌ها فعالیت کنند تا با توجه به تخصص و تجربه‌ای که به مرور زمان از تشخیص مالیات این شرکت‌ها بدست می‌آورند به جنبه‌های مختلف حسابداری مالیاتی اینگونه شرکت‌ها تسلط کافی داشته و بتوانند موجبات کاهش فرار مالیاتی را فراهم آورند.

۱۱- یکی از مواردی که می‌تواند باعث گردد مؤدیان در جهت پرداخت مالیات حقه گام بردارند آشنا و آگاه کردن آنها در زمینه نحوه مصرف مالیات می‌باشد که در این زمینه پیشنهاد می‌گردد در جهت افزایش اعتماد مؤدیان در زمینه مصرف صحیح مالیات‌ها، دولت در بودجه کل کشور نحوهٔ خرج مالیات‌های وصول شده را دقیقاً مشخص و تفکیک نماید و این مالیات‌های وصول شده در مواردی هزینه و خرج گردند که موجب افزایش رفاه عمومی‌گردند و مؤدیان اثرات پرداخت مالیات را بتوانند مشاهده نمایند بگونه‌ای که اعتماد مردم در زمینهٔ نحوه خرج اینگونه درآمدها توسط دولت و استفاده بهینه از آن جلب گردد.

۱۲- در جهت شناساندن مفاهیم مالیات و دلایل اخذ مالیات با توجه به اینکه این موضوع یک مسئله فرهنگی است و نیاز به یک برنامه‌ریزی بلندمدت دارد پیشنهاد می‌گردد در این راستا درسی درباره مفاهیم مالیات قانونی و اثرات آن در دروس دبیرستان و دانشگاه‌ها گنجانده شود و با استفاده از رسانه‌های گروهی در جهت شناساندن ماهیت مالیات در بین اقشار مختلف جامعه گام برداشته شود.

۱۳- پیشنهاد می‌گردد نرخهای مالیاتی با تعامل و در نظرگرفتن نظرات اشخاص ذینفع (دولت، اشخاص حقیقی، اشخاص حقوقی) تعیین گردد تا روحیه پرداخت مالیات افزایش یابد.

۱۴- با توجه به اینکه حسابرسان و حسابداران رسمی می‌توانند

ابزار بسیار مفیدی برای وزارت امور اقتصادی و دارایی در جهت کاهش فرار مالیاتی و اخذ مالیات حقه باشند پیشنهاد می‌گردد.

الف- قانون، کلیه شرکت‌ها و کارخانجات صنعتی را مکلف کند که حسابرس و بازرس قانونی خود را از بین حسابرسان و حسابداران رسمی انتخاب نمایند.

ب- حسابرسان و حسابداران رسمی مکلف باشند در مدت زمان محدودی گزارش حسابرسی صورت‌های مالی و حسابرسی مالیاتی خود را به حوزه‌های مالیاتی مؤدیان ارسال و اعلام نمایند و در صورت هرگونه سؤال و شبهه‌ای برای حوزه‌های مالیاتی در اسرع وقت توضیحات لازم ارائه گردد.

ج- ادارات امور مالیاتی از طریق رسیدگی نمونه‌ای نظارت و کنترل قوی بر کار این مؤسسات داشته باشند.

د- در جهت انجام حسابرسی مالیاتی به نحو احسن توسط این مؤسسات حتماً امکانات و آموزش‌های لازم در مورد قوانین مالیاتی و ... توسط سازمان امور مالیاتی ارائه و فراهم گردد.

ه- در صورتی‌که این مؤسسات به مواردی از فرار مالیاتی برخورد کنند آنها را افشا نمایند و سازمان امور مالیاتی از طریق بانک اطلاعاتی در اختیار عموم حسابرسان و حسابداران رسمی قرار دهد تا در رسیدگی‌های خود مدنظر قرار دهند.

در راستای رفع چالش های نظام مالیاتی و به تبع آن ایجاد تحول در نظام مذکور، برنامه‌های ذیل جهت قرار گرفتن در دستور کار، حسب صلاح دید پیشنهاد می‌گردد

۱. ارتقاء اشراف اطلاعاتی سازمان امور مالیاتی کشور از طریق اجرای کامل طرح جامع مالیاتی به ویژه پروژه سیستم یکپارچه اطلاعات مالیاتی، استقرار کامل پایگاه اطلاعات هویتی، عملکردی و مالی موضوع ماده ۱۶۹ مکرر قانون مالیاتهای مستقیم مصوب ۱۳۹۴ و نصب و راه اندازی صندوق‌های مکانیزه فروش

۲. ساماندهی معافیت‌های مالیاتی به ویژه از طریق کاهش معافیت‌های مالیاتی مربوط به مناطق خاص (مناطق آزاد تجاری صنعتی و کمتر توسعه یافته)، کاهش معافیت های غیرضروری بخش کشاورزی و کاهش معافیت های مالیات بر واردات به ویژه در خصوص معافیت‌های منطقه‌ای و تخفیفات سود بازرگانی برخی بنادر و گمرکات و همچنین کاهش معافیت‌های گسترده و عام مربوط به بخش‌های تولیدی، معدنی و گردشگری

۳. ارتقاء تمکین مالیاتی از طریق بهبود فرهنگ مالیاتی بواسطه ایجاد شفافیت در هزینه کرد درآمدهای مالیاتی، ارایه خدمات و اطلاع رسانی مطلوب به مؤدیان مالیاتی و همچنین اجرای دقیق احکام مربوط به ضمانت اجرای وصول مالیاتها به ویژه ماده ۲۷۴ الحاقی به قانون مالیاتهای مستقیم (موضوع تبیین مصادیق جرم مالیاتی و جرایم کیفری مربوطه).

۴. وضع پایه‌های جدید مالیاتی همچون "مالیات بر مجموع درآمد"، "مالیات بر عایدی سرمایه با اولویت مالیات بر عایدی املاک" و "مالیات بر سود سپرده بانکی"

۵. اصلاح نظام مالیات بر ارزش افزوده از طریق پیگیری تصویب لایحه اصلاح قانون مالیات بر ارزش افزوده (با توجه به اصلاحات صورت پذیرفته در قالب آن همچون کاهش جرایم مالیاتی، ساماندهی معافیت های مالیات بر ارزش افزوده و اصلاح فرایند مالیات ستانی از پیمانکاران طرف قرارداد با دولت)، پیگیری تصویب لایحه صندوق مکانیزه فروش (با توجه به تأثیر بسیار مطلوب بهره‌گیری از این سامانه های فروش بر رفع چالش های نظام مالیات بر ارزش افزوده) و نیز افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده به صورت تدریجی از ۶ به ۱۰ درصد (با احتساب عوارض شهرداری‌ها معادل ۱۳ درصد). لازم به ذکر است هر یک واحد درصد افزایش در نرخ مالیات بر ارزش افزوده در سال ۱۳۹۷، افزایش درآمدهای مالیاتی دولت را به میزانی بیش از ۵۵ هزار میلیارد ریال را در پی خواهد داشت که این امر می‌تواند امکان کاهش نرخ برخی مالیات‌های اختلال را همچون مالیات بر درآمد شرکت‌ها را فراهم نماید.

۶. بهبود شاخص سهولت پرداخت مالیات از طریق اتخاذ تمهیداتی شامل: "اجرای کامل طرح جامع مالیاتی به ویژه اجرای کامل پروژه سیستم یکپارچه اطلاعات مالیاتی با هدف فراهم شدن امکان مکانیزاسیون تمامی فرایندهای مالیاتی، "دریافت الکترونیکی تمامی اظهارنامه های مالیاتی"، "تسهیل مراحل ثبت نام مؤدی و تشکیل پرونده مالیاتی" و "الکترونیکی شدن پرداخت مالیات از طریق تکمیل امضای الکترونیک در خصوص کلیه مؤدیان".

منابع

امیدوارخرم، علی (۱۳۸۶). "بررسی تأثیر کاهش نرخ مالیات بر رفتار مالیاتی مودیان اشخاص حقوقی". پایان نامه

کارشناسی ارشد حسابداری، *دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی*.

برارنیا ادبی، قربان (۱۳۸۳). "بررسی عوامل مؤثر بر سیاست سود تقسیمی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، *دانشگاه مازندران*.

پژویان، جمشید (۱۳۷۳). "اقتصاد بخش عمومی مالیات‌ها". مؤسسه تحقیقات اقتصادی دانشگاه تربیت مدرس.

پژویان، جمشید و درویشی، باقر (۱۳۸۹). "اصلاحات ساختاری در نظام مالیاتی ایران". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۸، ۴۸-۹.

تقوی‌فرد، محمدتقی؛ رئیسی وانانی، ایمان و پناهی، ریحانه (۱۳۹۶). "تحلیل آینده‌نگر تشخیص فرار مالیاتی مؤدیان مالیات بر ارزش افزوده با استفاده از الگوریتم‌های طبقه‌بندی و خوشه‌بندی". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۳۵، ۳۶-۱۱.

جلالوند وحید و شهیکی تاش، محمدنبی (۱۳۹۲). "بررسی و سنجش کارایی نظام مالیاتی ایران در برنامه‌های توسعه (رویکرد منطق فازی)". *فصلنامه اقتصاد مالی*، دوره ۷، شماره ۲۴، ۳۵-۹.

چاوشانی، مجتبی و رضایی، نادر (۱۳۹۶). "بررسی عوامل مؤثر بر پذیرش تشکیل پرونده مالیاتی توسط مالیات دهندگان براساس مدل‌های TAM و TPB (مورد مطالعه: اداره کل امور مالیاتی استان کرمانشاه)". رساله کارشناسی ارشد. *دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمانشاه*، دانشکده ادبیات و علوم انسانی.

حبیب الله پور، سیدکاظم (۱۳۸۳) "بررسی تأثیر کاهش نرخ مالیات بر شرکت‌ها بر رفتار مالیاتی شرکت‌های خصوصی استان مازندران". پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت دولتی، *دانشگاه آزاد قائمشهر*.

حمزه پور، محمدحسین؛ صدر، سیدکاظم و کفایی، محمد علی (۱۳۸۱). "بررسی مالیات بر شرکت‌ها در ایران بر اساس الگوی مالیات‌های اسلامی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۰، ۴۰-۱۳.

حیدری بانی، حسن (۱۳۸۴). "رابطه تغییر قانون مالیات بر درآمد شرکت‌ها و سرمایه‌گذاری شرکت‌های تولیدی". پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، *دانشگاه علامه طباطبایی*.

خادم علیزاده، امیر (۱۳۹۵). "نظام مالیاتی سازگار با اقتصاد مقاومتی در ایران (با تأکید بر تثبیت اقتصاد کلان، انعطاف پذیری، شفافیت و پاسخگویی)". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۳۲، ۱۷۶-۱۴۵.

خاکی، غلامرضا (۱۳۸۲). "روش تحقیق با رویکرد پایان نامه نویسی". چاپ اول، تهران، *انتشارات بازتاب*.

خیرخواه، عباس (۱۳۸۱). "اثر تعدیل نرخ مالیاتی بر وصول مالیات اشخاص حقوقی غیر دولتی". اصلاحیه ۸۰/۱۱/۲۷ قانون مالیات‌های مستقیم، پایان نامه کارشناسی ارشد، *مرکز آموزش مدیریت دولتی*.

رحیمیان، نظام‌الدین (۱۳۸۰). "تأملی در شیوه‌های تأمین منابع مالی در واحدهای اقتصادی". *مجله حسابدار*، شماره ۱۴۶. ۳۳-۲۸.

رنگریز، حسن و غلام خورشیدی، حسین (۱۳۸۸). "مالیه عمومی و تنظیم خط مشی مالی دولت". *ناشر شرکت چاپ و نشر بازرگانی*، صفحه ۳۵.

سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه (۱۳۸۸). "روش‌های تحقیق در علوم رفتاری". *مؤسسه انتشارات آگاه*، صفحات ۱۰۳-۸۱.

سعیدی، پرویز (۱۳۸۲). "بررسی عوامل مؤثر بر تقسیم سود نقدی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". رساله دکتری مدیریت بازرگانی (گرایش مدیریت مالی)، *دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات*.

سیفی‌پور، رویا و رضایی، محمدقاسم (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر توزیع درآمد در اقتصاد ایران با تأکید بر مالیات‌ها". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره۱۰، ۱۴۲-۱۲۱.

صادقی، سیدکمال؛ رنج‌پور،رضا؛ باقرزاده، آذر و موسوی سها، فاطمه (۱۳۹۴). "تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۰، ۶۱-۳۷.

صالح ولیدی، محمد؛ نجفی توانا، علی و احمدی موسوی، سیدمهدی (۱۳۹۵). "آسیب شناسی نظام مالیاتی ایران و تبیین علل مؤثر در بروز آسیب ها". *مجله حقوقی دادگستری*. دوره ۸۰، شماره ۹۶، ۵۸-۳۷.

ضیایی، زهرا؛ مهاجری، پریسا و نصیری اقدم، علی (۱۳۹۶). "بررسی عوامل مؤثر بر قدرت مالیات ستانی دولت در کشورهای در حال توسعه با تأکید بر تشریک اطلاعات مؤدیان". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۳۴، ۱۶۹-۱۴۱.

عبدالله پور، محمد (۱۳۷۶). "بررسی خط مشی تقسیم سود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". پایان نامه کارشناسی ارشد حسابداری، *دانشگاه امام صادق.*

عبدلی، محمدرضا و پناهی، حمید (۱۳۹۳). بررسی ارتباط خط مشی‌های مالیاتی شرکت‌ها با ثبات در سود آنها". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲، ۱۵۶-۱۴۰.

علم‌الهدی، سیدسجاد (۱۳۹۵). "تحلیلی از شاخص‌های نظام مالیات اسلامی به عنوان الگوی هدف برای نظام مالیاتی ایران". *فصلنامه اقتصاد تطبیقی*، دوره ۳، شماره ۲ (پیاپی ۶)، ۱۰۹-۹۵.

کریمی موغاری؛ زهرا و غلامرضا، مهرانگیز (۱۳۹۷). "تأثیر شاخص‌های توسعه بر درآمدهای مالیاتی ایران (با رویکرد هم‌انباشتگی)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۸۲-۱۵۷.

کمالی انارکی، سارا و راغفر، حسین (۱۳۹۳). "اثرات رفاهی اصلاحات مالیاتی در ایران در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویا". *فصلنامه پژوهشنامه مالیات*، شماره ۲۲، ۵۲-۱۰.

معمارزاده، غلامرضا و طاهرپور کلانتری، حبیب الله (۱۳۸۴)." شرایط و عوامل مؤثر بر اجرای خط مشی‌های مالیاتی در ایران". *آینده پژوهی مدیریت*، شماره ۱۷، ۸۰-۷۱.

موسوی جهرمی، یگانه، رضوی، محمدرضا؛ خدادادکاشی، فرهاد و ایزدی، سید حسین (۱۳۹۶). "بررسی مشوق‌های هدفمند توسعه منطقه‌ای با رویکرد DID، مطالعه موردی: معافیت‌های مالیاتی موضوع ماده ۱۳۲ قانون مالیات‌های مستقیم". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۸، ۵۰-۳۳.

نادری‌فر، علی؛ هراتی، محسن و یونسی بارانی، نظر (۱۳۹۵). "بررسی عامل های مؤثر بر اجرای موفق خط مشی های مالیاتی مصوب مجلس شورای اسلامی در اداره مالیات شهرستان زابل". *کنفرانس بین‌المللی مدیریت و حسابداری، تهران، مؤسسه آموزش عالی نیکان.*

نظری، علیرضا و فدایی، ایمان (۱۳۹۲). "آسیب شناسی نظام مالیاتی ایران". *فصلنامه سیاست های مالی و اقتصادی*، سال اول، شماره ۴، ۱۱۰-۹۵.

Abeler, J. & Jäger, S. (2015). “Complex tax Incentives”. *American Economic Journal: Economic Policy,* 7(3), 1-28.

Acharya, S. (2016). “Reforming Value Added Tax System in Developing World: the Case of Nepal”. *Business and Management Studies*, 2(2). 44-63.

Almunia, M., Gerard, F., Hjort, J., Knebelmann, J., Nakyambadde, D., Raisaro, C. & Tian, L. (2017). “An Analysis of Discrepancies in Tax Declarations Submitted Under Value-Added Tax in Uganda.1-34.

Amromin, G. Harrison, P., Liang, N. & Sharpe, S. (2005). “How Did the 2003 Dividend Tax Cut Affect Stock Prices and Corporate Payout Policy?”. Finance and Economics Discussion Series, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, *Federal Reserve Board*, Washington, D.C.

Besley, T. & Persson, T. (2014). “Why do Developing Countries Tax So Little?”. Journal of Economic Perspectives, 28(4), 99-120.

Blouin, J. L., Smith, J. R. & Shackelford, D. A. (2004). “Did Dividends Increase Immediately After The 2003 Reduction In Tax Rates?”. Working Paper 10.

Chetty, R. & Saez, E. (2004). “Dividend Taxes and Corporate Behavior”. Evidence From the 2003 Dividend Tax Cut.

Čížek, P., Lei, J. & Ligthart, J. E. (2017). “Do Neighbours Influence Value-Added-Tax Introduction? A Spatial Duration Analysis”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 79 ,24-52.

Dhaliwal, D., Krull, L. & Li, O. (2007). “Did the 2003 Tax Act Reduce the Cost of Equity Capital?”.

Germana, G. & Désirée, T. (2018). “Interaction Effect of Tax Evasion and Legal System Inefficiency on Firms' Financial Constraints”. *International*

Review of Economics & Finance, 55, 1-20

McKeehan, M. K. & Zodrow, G. R. (2017). "Balancing Act: Weighing the Factors Affecting the Taxation of Capital Income in a Small Open Economy". *International Tax and Public Finance,* 24(1), 1-35.

Mullen, Penelope M. (2003). "Delphi: myths and Reality". *Journal of Health Organization and Management*, 17(1), 37-52

Nam, J. & Wang, J. (2010). "The Impact of the Dividend Tax Cut and Managerial Stock Holdings on Corporate Dividend Policy". *Global Finance Journal*, 21, 3, 275-292.

Ots, M., Krumsvik, A. H., Ala-Fossi, M. & Rendahl, P. (2016). "The Shifting Role of Value-Added Tax (VAT) as a Media Policy Tool: A Three-Country Comparison of Political Justifications". *Javnost-The Public,* 23(2), 170-187.

Palil, M. R. & Mustapha, A. F. (2011). "Factors Affecting Tax Compliance Behaviour in Self-Assessment System". *African Journal of Business Management*, 5(33). 12865-12872

Peci, B. & Morina, F. (2017). "The Legal Framework for Harmonization of Value Added Tax (VAT) in European Union". *Acta U. Danubius Jur*.72.

Richard, W. (2005). "The Taxation of Equity, Dividends, and Stock Prices". Public Policy Discussion Paper 05-1, *Federal Reserve Bank of Boston.*

Saaty, T. L.(1980). "The Analytic Hierarchy Process". New York: *McGraw-Hill*.

Thangaratinam, Sh. & Redman, Ch. WE. (2005). "The Delphi Technique". The Obstetrician & Gynaecologist, 7, 120–125

Tzeng, G. H., Cheng, H. J. & Huang, T. D. (2007). "Multi-Objective Optimal Planning for Designing Relief Delivery Systems". *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 43(6), 673–686.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۱۱۰-۸۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (87-110)

مطالعه اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در اقتصاد ایران و کشورهای منتخب منا از طریق برآورد ضریب فزاینده مخارج دولت

مهناز حسین‌پور[۱]، کامبیز هژبرکیانی[۲]، فاطمه زندی[۳]، علی دهقانی[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: ۱۳۹۸/۲/۲۱ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۵)

Studying the Effect of Government Expenditure Shock on Economic Growth in Iran and MENA Selected Countries through Estimation of Government Expenditure Multiplier

Mahnaz Hosseinpur[1], *Kambiz Hozhabr Kiani[2], Fatemeh Zandi[3], Ali Dehghani[4], Khalil Saeedi[5]

1. Ph.D. Student of Economics, Islamic Azad University, South Tehran 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: 11/May/2019 **Accepted:** 27/July/2019**)**

چکیده:

در این مقاله ابتدا اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در ایران (۲۰۱۶-۱۹۸۰) و کشورهای منتخب منا (MENA) (۲۰۱۶-۲۰۰۰) با استفاده از مدل‌های VAR و PVAR مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ادامه با بهره‌گیری از توابع واکنش هر یک از مدل‌ها ضرایب فزاینده مخارج دولت نیز محاسبه شده و مورد مقایسه تطبیقی با یکدیگر قرار می‌گیرند. در پایان جهت تحلیل بهتر و بررسی دقیق‌تر موضوع، اثر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در مدل‌های جداگانه‌ای برای ایران و کشورهای منتخب منا مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل مطابق با ادبیات موضوع حاکی از آن است که: اولاً شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران همراستا با یکدیگر منجر به افزایش نسبتاً شدید در رشد اقتصادی در هر یک خواهد شد. ثانیاً طبق انتظار در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا به‌ویژه ایران ضرایب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر از یک و نزدیک به صفر بدست آمد. به طوری‌که ضریب فزاینده مخارج دولت در کوتاه‌مدت در کشورهای منتخب منا بیشتر از ایران بوده، اما در بلندمدت ضریب فزاینده مخارج دولت ایران بزرگ‌تر می‌باشد. ثالثاً باز بودن تجارت، بدهی‌های عمومی و نرخ پس‌انداز هم در منا و هم در ایران ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش، اما بیکاری و توسعه مالی باعث افزایش ضرایب فزاینده می‌شوند که بدهی عمومی بیشترین تأثیر را بر ضریب فزاینده مخارج دولت ایران و باز بودن تجارت بیشترین تأثیر را بر ضریب فزاینده کشورهای منا دارد.

واژگان کلیدی: شوک مخارج دولت، رشد اقتصادی، ضریب فزاینده مالی.

طبقه‌بندیJEL: H0، O40، E62.

Abstract:

In this paper, firstly, the impact of government expenditure on economic growth in Iran (1980-2016) and MENA countries (2000-2016) is investigated using VAR and PVAR models. Further, the government expenditure multiplier are calculated and compared comparatively using the impulse response functions of each model. At the end, the effect of each factor is investigated determining the government expenditure multiplier in separate models for Iran and selected countries of the MENA for a better analysis and a closer investigation of the subject. According to the literature, results indicate that: Firstly, the shock of government expenditure in MENA selected countries and Iran, together, led to a relatively strong increase in economic growth. Secondly, in developing countries such as the countries of MENA region, especially in Iran, government- expenditure multipliers were smaller than one and close to zero. The government expenditure multiplier in MENA selected countries is more than Iran in short-term, but in the long run, the government expenditure mulitiplier, in Iran is larger than MENA selected countries. Thirdly, trade openness, public debt, and savings rate both in MENA and in Iran reduce the government expenditure multiplier, but unemployment and financial development increase the multiplier. Public debt has the most impact on the Iranian government expenditure multiplier and trade openness has the most impact in MENA expenditure multiplier.

Keywords: Government Expenditure Shock, Economic Growth, Fiscal Multiplier.
JEL: H0, O40, E62.

* **نویسنده مسئول:** کامبیز هژبرکیانی
E-mail: kianikh@yahoo.com

*Corresponding Author: Kambiz Hozhabr Kiani

۱- مقدمه

هر یک از کشورهای جهان، معمولاً برای ساماندهی فعالیت‌ها و نظم دهی به اداره امور جامعه، نسبت به تدوین «سند چشم انداز» در افق ده یا بیست ساله اقدام می کنند که رعایت مبانی سند و اجرای مناسب آن، موجب تغییر یا بهبود وضعیت خواهد شد. در همین راستا بررسی شاخص‌های کلان اقتصادی ایران و مقایسه آن با شاخص های مشابه در کشورهای منطقه، موقعیت فعلی اقتصاد ایران را در منطقه روشن ساخته و به سیاست گذاری مناسب و برنامه‌ریزی صحیح در جهت دستیابی به اهداف مورد نظر سند چشم انداز کمک می کنند. منطقه منا به معنی خاورمیانه و شمال آفریقا اصطلاحی می باشد که برای نامیدن کشورهای عمده تولیدکننده نفت که در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا قرار دارند به کار می رود (فطرس و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۶). در بررسی شاخص رشداقتصادی ایران و کشورهای منطقه منا می‌توان اذعان داشت که رشد اقتصادی ایران و منطقه منا در دوره ۲۴ ساله همواره همراستا با یکدیگر بوده و حتی متوسط رشد اقتصادی ایران در مقایسه با متوسط رشد اقتصادی منطقه منا از رشد اندکی بالا برخوردار بوده است (قزوینیان و همکاران، ۱۳۹۷: ۹۵). اما در دهه اخیر (از سال ۲۰۱۰) رشد اقتصادی ایران پایین‌تر از منطقه منا بوده است (طباطبایی یزدی و شهبازی، ۱۳۹۲: ۱۹) که به‌دلیل شباهت ویژگی‌های ساختاری بسیاری از کشورهای این منطقه، از جهت نقش تعیین کننده تصمیمات دولت در این اقتصادها با اقتصاد ایران، بکارگیری عواملی جهت تحریک رشد اقتصادی در این کشورها و به‌ویژه ایران امری ضروری است. بدین منظور، از آنجا که ارتباط واقعی بین سیاست مالی و رشد واقعی اقتصاد و نقش حیاتی سیاست مالی در تحریک رشد از آغاز رکود بزرگ ۲۰۰۹-۲۰۰۸ در بین سیاست‌مداران مورد توجه بوده است، استفاده از شوک‌های سیاست‌های مالی ممکن است به بهبود درک معیارهای مالی بر رشد، افزایش دقت پیش‌بینی‌های رشد و در نتیجه می‌تواند به پایداری و رشد اقتصاد کلان کمک شایانی کند. لذا با توجه به اهمیت موضوع، در این تحقیق بر آن شدیم یک تحلیل تجربی از تأثیرات شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی و اندازه‌گیری ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران به‌طور مجزا انجام داده و مقایسه تطبیقی بین آنها صورت گرفته و در نهایت اثر هر یک از عوامل تعیین کننده مؤثر بر ضریب فزاینده در هر یک از آنها بررسی شده و مشخص شود که با مطالعه کدام یک از عوامل تعیین کننده می‌توان در اثربخشی شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی تأثیرگذارتر بود که این مورد نوآوری مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام شده در زمینه شوک مخارج دولت می‌باشد. سازمان دهی مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، مبانی نظری و مطالعات تجربی و به دنبال آن تصریح اثر شوک مخارج دولت و برآورد ضرایب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران به صورت جداگانه مطرح و اثر هر یک از عوامل تعیین کننده نیز بررسی می‌شود. در پایان نیز نتایج حاصل از برآورد الگوها، ضمن مقایسه تطبیقی، جمع بندی و پیشنهادها ارائه شده است.

۲- مبانی نظری

۲-۱- اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی

مبانی نظری را که به تبیین رابطه بین مخارج دولت و رشداقتصادی پرداخته‌اند از دو دیدگاه می‌توان مورد بررسی قرار داد. در دیدگاه اول اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی و در دیدگاه دوم اندازه بهینه دولت مورد بحث قرار می‌گیرد. براساس دیدگاه اول دو سناریو مورد توجه است: الف) اندازه بزرگ‌تر دولت و شوک مثبت مخارج دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد یا به عبارتی، اعمال دولت از ناکارایی برخوردار است. ب)دولت نقشی اساسی در توسعه کشورها بازی می‌کند و بنابراین اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورها دارد (گالی[1]، ۱۹۹۸: ۱۶۹).

دیدگاه اول: اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی

بارو تابع تولیدی را در نظر می‌گیرد که در آن تولید سرانه تابعی از نهاده‌های سرمایه سرانه و خدمات دولتی سرانه است. الگو مبتنی بر چارچوب ساده از نوع مدل‌های تعدیل یافته است و در آن مخارج دولت به عنوان یک نهاده وارد تابع تولید بخش خصوصی شده تا آثار خارجی افزایش مخارج دولت بر نرخ رشد اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گیرد. در این تابع مخارج

1. Ghali (1998)

دولت به خدمات مولد و غیرمولد تقسیم می‌شود:

(۱)

$$Y_t = AK^{\alpha}G^{1-\alpha}$$

طبق تابع (۱) تأثیر افزایش مخارج نسبی دولت بر رشد اقتصادی تا مرحله معینی مثبت و از آن به بعد منفی خواهد بود. به عبارت دیگر، در مقادیر کم خدمات تولیدی دولتی، تأثیر افزایش آن بر تولید بنگاه‌ها مثبت است؛ زیرا زمانی که خدمات تولیدی به عنوان یکی از عوامل تولید برای بخش خصوصی به حساب می‌آید، عرضه بسیار کم این عامل موجب زیادی بیش از حد سایر عوامل نسبت به این عامل و بدین ترتیب بهره‌وری نهایی بسیار پایین آنها می‌شود. عوامل مختلفی می‌توانند باعث انتقال منحنی بارو و تغییر در جایگاه آن شوند، از جمله تغییر در پارامترهای تابع و عوامل دیگری که به عملکرد دولت بر می‌گردند؛ از جمله:

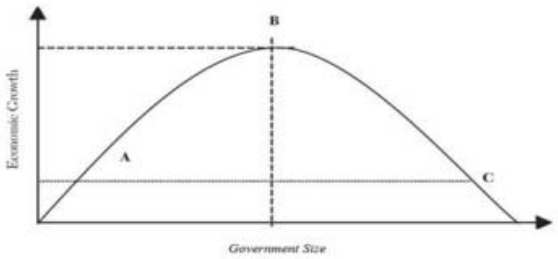
- توانایی دولت در کاهش اثرات ضد انگیزشی مالیات‌ها؛
- توانمندی دستگاه دولتی در ارائه خدمات با کیفیت بالاتر؛
- میزان خدمات مصرفی دولت؛
- رانت جویی دولت

(سعدی و همکاران، ۱۳۸۹: ۱۴۹).

دیدگاه دوم: اندازه بهینه دولت (اثرگذاری اندازه دولت بر رشد اقتصادی)

توسعه نظریه اندازه بهینه دولت و رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را می‌توان به ریچارد آرمی (۱۹۹۵) [1] نسبت داد. آرمی با استفاده از تکنیک گرافیکی آرتور لافر [2] به تبیین بحث بهینگی اندازه دولت پرداخته که برای تبیین این بهینگی می‌توان از منحنی آرمی [3] کمک گرفت که شکل آن در نمودار (۱) ترسیم شده است: (ویدر و گالوی [4]، ۱۹۹۸: ۲).

منحنی آرمی نشان می‌دهد با فرض ثابت بودن سایر شرایط اثر نامطلوب رشد پیوسته اندازه دولت به دلیل ظاهر شدن قانون بازده نزولی سرانجام باعث از بین رفتن اثر مطلوب مخارج دولت بر رشد اقتصادی می‌گردد. قبل از نقطه ماکسیمم منحنی گرچه مخارج دولت تأثیر مثبت بر رشد اقتصادی دارند، اما هرچه به نقطه ماکسیمم منحنی نزدیک‌تر می‌شویم از شدت این اثرگذاری کاسته می‌شود. علاوه بر این، پس از نقطه ماکسیمم افزایش مخارج دولت نه تنها باعث افزایش رشد اقتصادی نمی‌شود، بلکه باعث کاهش رشد اقتصادی نیز می‌گردد (همان، ۲۰۰۹: ۱۱).



نمودار ۱. منحنی آرمی

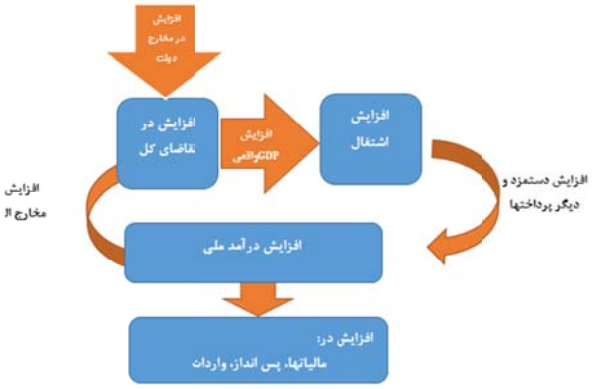
مأخذ: لیزاردو و مولیک [5]، ۲۰۰۹

آرمی در واقع نشان می‌دهد که افزایش مداخله دولت و گسترش آن در دولت‌های کوچک، با افزایش تولید همراه است. در حالی که با گسترش اندازه آن از یک آستانه خاص، از ویژگی‌های افزایشی تولید کاسته می‌شود. از دلایل این امر می‌توان به استقراض دولت یا افزایش مالیات‌ها به منظور تأمین مخارج دولت اشاره نمود که منجر به کاهش انگیزه کسب و کار و توقف یا کاهش رشد اقتصادی می‌گردد (ویدر و گالوی، ۱۹۹۸: ۲).

۲-۲- ضریب فزاینده مالی

در ابتدا مفهوم "ضریب فزاینده" [6] توسط کان [7] (۱۹۳۱) معرفی شد و سپس توسط کینز [8] (۱۹۳۶) بیشتر به آن پرداخته شد. با توجه به کتاب کینز افزایش هزینه‌های عمومی در یک دوره اولیه مخارج دوره بعدی را تحریک می‌کند. به بیان دیگر، ضریب فزاینده اثرات بر تولید ناشی از دوره‌های مختلف مخارج را انباشته می‌کند. ضریب فزاینده مالیات و مخارج دولت پارامترهای کلیدی برای دسترسی به اثر سیاست‌های مالی در مدیریت نوسانات تولید هستند (باس و بانمارتی [9]، ۲۰۱۵: ۱).

1. Armey
2. Arthur Laffer
3. Armey Curve
4. Vedder & Gallway (1998)
5. Lizardo & Mollick (2009)
6. Multiplier
7. Kann (1931)
8. Keynes (1936)
9. Bose & Bhanumurthy (2015)



شکل ۱. فرآیند عمل ضریب فزاینده مخارج دولت

مأخذ: میتچل[1]، ۲۰۱۱

۲-۳- پایداری ضرایب فزاینده مالی

فهم پایداری ضرایب فزاینده مالی برای اندازه‌گیری اثرات سیاست مالی بر تولید از همان سال اول اجرای سیاست بسیار مهم است که بایستی از روی پایداری شوک مالی تشخیص داده شود که شوک موقت یا دائمی است. به طور کلی، مدل‌های مبتنی بر مطالعات اقتصادسنجی دریافتند که اثر یک شوک مالی خارجی بر تولید، در عرض پنج سال از بین می‌رود، حتی اگر اقدامات مالی دائمی باشد. ولی این اثر کاهشی به صورت خطی نیست، بلکه معمولاً دارای یک شکل U معکوس است که بیشترین اثر در سال دوم رخ می‌دهد. بر اساس بررسی‌ها می‌توان گفت ضریب فزاینده سال دوم، به طور متوسط ۳۰-۱۰ درصد بالاتر از سال اول است. با این حال طول مدت این اثرات بسته به عوامل متعدد مورد بررسی متفاوت است که این عوامل عبارتند از: (۱) تداوم شوک مالی؛ (۲) نوع ابزار مالی؛ و (۳) عوامل موقت مانند موقعیت چرخه‌ای و واکنش سیاست پولی به شوک مالی (باتینی و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۱۲).

۲-٤- عوامل تعیین کننده اندازه ضریب فزاینده مالی

سیاست مالی می‌تواند اقتصاد را از طریق عوامل مختلف تحریک کند و لذا این عوامل می‌توانند اندازه ضریب فزاینده مالی را تعیین کنند که این عوامل به دو دسته تقسیم می‌شوند:

۱) ویژگی‌های ساختاری کشور که بر واکنش اقتصادی به شوک‌های مالی در زمان‌های "عادی" اثر می‌گذارند. ۲) عوامل موقتی که باعث می‌شوند ضریب فزاینده از میزان عادی‌اش منحرف شود.

۱) ویژگی‌های ساختاری

به‌دلیل برخی ویژگی‌های ساختاری که بر واکنش اقتصادی به شوک‌های مالی در زمان‌های "عادی" اثر می‌گذارند، برآوردهای تجربی ضرایب فزاینده مالی متفاوت است. اگر چه اثر افزایش عوامل ساختاری ضرایب فزاینده، تا حد زیادی ناشناخته است. اما عوامل ساختاری کلیدی عبارتند از:

الف) باز بودن تجاری: کشورهایی که تمایل کمتر به واردات دارند (به عنوان مثال کشورهای بزرگ یا کشورهایی که فقط تا حدی باز برای تجارت هستند) تمایل دارند که ضریب فزاینده مالی بزرگ‌تری داشته باشند، زیرا نشت تقاضا از طریق واردات، کمتر انجام می‌شود (ایلتزکی و همکاران[3]، ۲۰۱۳: ۵).

ب) سطح بدهی: کشورها با بدهی بالا به طور کلی دارای ضرایب فزاینده پایین‌ترند، چون تثبیت مالی به احتمال زیاد اعتبار مثبتی دارد و اثرات اطمینان بر تقاضای بخش خصوصی و صرف ریسک نرخ بهره مؤثر است.

ج) مدیریت مخارج دولتی و اداره مالیاتی: انتظار می‌رود هنگامی که مشکلات جمع آوری مالیات‌ها و ناکارایی‌های هزینه‌ها کم می‌شود، تأثیر سیاست مالی بر تولید نیزکوچک‌تر شود (کریچنر و همکاران[4]، ۲۰۱۰: ۲۶).

پ) توسعه مالی: تأثیر توسعه مالی بر ضریب فزاینده مالی می‌تواند منفی (با فعال کردن معادله Ricardian، با افزایش امکانات پس انداز و افزایش بی ثباتی) یا مثبت (با افزایش امکانات مالی) باشد.

ت) نرخ پس‌انداز و نااطمینانی: میزان پس‌انداز به نااطمینانی درکشور بستگی دارد. چون در محیط نامطمئن عوامل اقتصادی میزان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند که نرخ پس‌انداز باید تأثیر منفی بر ضرایب مالی داشته باشد، زیرا از طریق پس‌انداز نشت تقاضا صورت می‌گیرد که نرخ بالای پس‌انداز باعث کاهش مصرف پس از شوک مثبت هزینه‌های عمومی می‌شود

1. Mitchell (2011)
2. Batini et al. (2014)
3. Ilzetzki et al. (2013)
4. Kirchner et al. (2010)

(هوری[1]، ۲۰۱۶: ۹).

ث) رژیم نرخ ارز: کشورها با رژیم‌های نرخ ارز انعطاف پذیر تمایل دارند تا ضریب فزاینده کوچک‌تر داشته باشند، زیرا نوسانات نرخ ارز می‌تواند اثر سیاست‌های مالی اختیاری در اقتصاد را جبران کند (ایلتزکی و همکاران[2]، ۲۰۱۳: ۲۴۴).

ج) نرخ بهره‌برداری از ظرفیت: در کشورهایی که ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار می‌گیرد، ضریب فزاینده مالی کاهش می‌یابد. چون به‌طور مثال، وقتی هزینه‌های عمومی افزایش می‌یابد، تقاضای جهانی افزایش می‌یابد و سمت عرضه به افزایش تولید واکنش می‌دهد. با این حال، به‌دلیل استفاده از ظرفیت تولید به‌طور کامل، عرضه نمی‌تواند به سرعت افزایش یابد، و این باعث می‌شود که ضریب فزاینده مخارج دولت کاهش یابد (باووم و همکاران[3]، ۲۰۱۲: ۷).

چ) انعطاف ناپذیری بازار کار: کشورهایی با بازار کار انعطاف ناپذیرتر (به عنوان مثال، با اتحادیه‌های قوی‌تر یا با مقررات بازار کار قوی‌تر) دارای ضرایب فزاینده مالی، بسیار بزرگ‌تری هستند. اگر چنین انعطاف ناپذیری دلالت بر کاهش انعطاف پذیری دستمزد داشته باشد، می‌توان گفت دستمزد انعطاف ناپذیر تمایل به تقویت واکنش تولید به شوک‌های تقاضا دارد (گوردنچنکو و همکاران[4]، ۲۰۱۲: ۵).

ح) اندازه تثبیت کننده خودکار: تثبیت کننده‌های خودکار قوی‌تر ضریب فزاینده مالی را کاهش می‌دهند. چون به‌طور مکانیکی واکنش خودکار نقل و انتقالات و مالیات، بخشی از شوک مالی اولیه را جبران می‌کند. در نتیجه اثر آن بر تولید ناخالص داخلی را کاهش می‌دهد (دالز و همکاران[5]، ۲۰۱۲: ۲۸۸).

۲)عوامل موقتی

عوامل موقتی تمایل دارند تا ضریب فزاینده را از وضعیت عادی خود افزایش یا کاهش دهند که ادبیات اخیر دو عامل اصلی را شناسایی کرده است:

الف) موقعیت چرخه‌ای: ضریب فزاینده به طور کلی در وضعیت رکود در مقایسه با وضعیت انبساط بزرگ‌تر است. این هم برای تثبیت مالی و هم برای محرک‌های مالی صحیح است. یک محرک در انبساط کمتر مؤثر است؛ زیرا، در ظرفیت کامل، افزایش تقاضای عمومی با اثر بر تقاضای خصوصی خنثی می‌شود[6] و تولید بدون تغییر باقی می‌ماند (با قیمت‌های بالاتر). لذا تثبیت تولید در شرایط رکود خیلی پرهزینه است.

ب)واکنش سیاست پولی به شوک‌های سیاست مالی: سیاست پولی انبساطی و کاهش نرخ بهره می‌تواند اثر انقباض مالی بر تقاضا را کاهش دهد. در مقابل هنگامی که استفاده یا انتقال سیاست پولی نقض شود، ضرایب فزاینده می‌توانند به طور بالقوه بزرگ‌تر شوند – علی‌الخصوص زمانی که نرخ بهره صفر است[7] (ZLB)[8] (وودفورد[9]، ۲۰۱۱: ۲۵). چون هرچقدر هزینه‌های اختیاری بزرگ‌تر افزایش یابد، اقتصاد در وضعیت نرخ بهره صفر کمتر باقی خواهد ماند و بنابراین ضریب فزاینده مالی کوچک‌تر خواهد بود (کریستیانو و همکاران[10]، ۲۰۱۱: ۸۲).

۳- پیشینه تحقیق

با توجه به جدول فوق می‌توان مشاهده کرد که اولاً اغلب مطالعات صورت گرفته از روش خودرگرسیون برداری (VAR) برای تعیین ضرایب فزاینده مالی استفاده کردند. ثانیاً براساس نتایج حاصل اثر منفی بدهی دولت، درجه باز بودن تجاری، تثبیت کننده‌های خودکار، انعطاف پذیری بازار کار و اثر مثبت توسعه یافتگی، رژیم نرخ ارز ثابت و وضعیت‌های بحرانی را بر ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای مورد بررسی به‌وضوح می‌توان مشاهده کرد که این هم کاملاً مطابق با مبانی بیان شده می‌باشد. در ایران نیز به علت عدم بررسی، در این مطالعه سعی شد به این مهم پرداخته شود.

1. Hory (2016)
2. Ilzetzki et al. (2013)
3. Baum et al. (2012)
4. Gorodnichenko et al. (2012)
5. Dolls et al. (2012)

6. Crowding out

۷. زمانی رخ می دهد که نرخ بهره اسمی کوتاه مدت در نزدیکی صفر باشد که منجر به دام نقدینگی و محدودیت ظرفیتی در اقتصاد و در نتیجه عدم تأثیر سیاست پولی می‌شود.

8. The Zero Interest Lower Bound (ZLB)
9. Woodford (2011)
10. Christiano et al. (2011)

جدول ۱. مطالعات داخلی و خارجی وعوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت

تعیین کننده‌ها	نویسندگان	کشور	متدولوژی	نتایج
سطح بدهی دولت (نسبت بدهی دولت به GDP)	دسکر اسکریب و سیموویک (۲۰۱۵)	کرواسی، صربستان اسلوونی	SVAR	بالا بودن نسبت بدهی دولت به GDP باعث کاهش ضرایب فزاینده مالی می‌شود.
	هوری (۲۰۱۶)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	PVAR	
	دسکر اسکریب و همکاران (۲۰۱۶)	منطقه مرکزی شرقی و جنوب شرقی اروپا	PVAR	
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM Panel SVAR	برای کشورهای دارای بدهی بالا ضریب فزاینده مخارج دولتی برابر با صفر است
	افشاری (۱۳۹۱)	ایران	انگل- گرنجر و جوهانسن- جوسیلیوس	با افزایش بدهی دولت، نسبت مازاد بودجه به تولید کاهش می‌یابد.
بازبودن تجاری	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	باز بودن تجاری ضرایب فزاینده مالی را کاهش می‌دهد.
	سیلوا و همکاران (۲۰۱۳)	منطقه اروپا	PVAR	
	دسکر اسکریب و همکاران (۲۰۱۶)	منطقه مرکزی شرقی و جنوب شرقی اروپا	PVAR	
سطح توسعه یافتگی	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	در کشورهای پیشرفته ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است
	هوری (۲۰۱۶)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	PVAR	
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM, Panel SVAR	در کشورهای در حال توسعه ضریب فزاینده مخارج دولت مثبت و بزرگ‌تر از کشورهای با درآمد بالا می‌باشد.
تثبیت کننده‌های خودکار	دسکر اسکریب و سیموویک (۲۰۱۵)	کرواسی، صربستان اسلوونی	SVAR	تثبیت کننده‌های خودکار اندازه ضرایب فزاینده مالی را قوی‌تر کاهش می‌دهند.
	دالز و همکاران (۲۰۱۲)	۱۹کشور اتحادیه اروپا و آمریکا	Model TAXSIM	
رژیم نرخ ارزی	ایلزتزکی و همکاران (۲۰۱۳)	۴۴ کشور پیشرفته و نوظهور	Panel SVAR	با رژیم ارزی ثابت ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	کرای (۲۰۱۳)	۱۰۲کشور پیشرفته و نوظهور	OLS 2SLS	با رژیم ارزی شناور ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	کانتراس بانکو و باتل (۲۰۱۴)	۴۸ کشور پیشرفته و نوظهور	GMM, Panel SVAR	با رژیم ارزی شناور ضریب فزاینده مخارج دولت برابر صفر است.
انعطاف پذیری بازار کار	کول و اهانیان (۲۰۰۴)	آمریکا	DSE	بازارهای کار انعطاف ناپذیر ضرایب فزاینده مالی را افزایش می‌دهند.
	گرودنچنکو و همکاران (۲۰۱۲)	فنلاند	DSGE	
وضعیت چرخه تجاری	سیلوا و همکاران (۲۰۱۳)	منطقه اروپا	PVAR	در زمان‌های بحران ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است.
	گردوویک گنیپ (۲۰۱۴)	کرواسی	SVAR STVAR	

مأخذ: دسته‌بندی پژوهشگر

٤- بررسی تجربی و ارائه مدل

٤-١- روش شناسی تحقیق

همزمان با گسترش الگوهای اقتصادسنجی در دهه ۱۹۷۰، چندین انتقاد عمده به این الگوها وارد گردید. پیش‌بینی‌های نادرست، تضاد نظری با رویکرد انتظارات عقلایی، انتقاد لوکاس و مسئله شناسایی در تعیین متغیرهای برون‌زا و درون‌زای مدل، وجود ریشه واحد و همچنین چشم پوشی از هم‌جمعی و ارتباط بلندمدت میان متغیرها جدی‌ترین انتقادات وارده بر مدل‌های اقتصادسنجی کلان است. مشکلات و معایب یاد شده سبب توسعه مدل‌های اقتصادسنجی خودرگرسیون برداری (VAR) گردید. الگوی VAR در نمایش پویایی متغیرها از توانایی زیادی برخوردار است. در این الگو با استفاده از توابع ضربه واکنش و تجزیه واریانس می‌توان اثر شوک‌ها را سنجید و زمان یابی نمود. مدل PVAR که تعمیم یافته مدل خودرگرسیون برداری است، دارای ساختاری مشابه با مدل سری زمانی VAR می‌باشد، به گونه‌ای که در این مدل همگی متغیرها به صورت مستقل و وابسته در معادلات ظاهر می‌شوند. تفاوت اصلی مدل PVAR با مدل VAR در اضافه شدن بعد مقطع در تصریح مدل است (آرلانو و بوند[1]، ۱۹۹۱: ۳). از آنجا که یکی از کاربردهای مدل‌های خودرگرسیون برداری بررسی تأثیر شوک متغیرهای اقتصاد کلان، متغیرهای مالی، متغیرهای اقتصاد انرژی و ... می‌باشد، در این مطالعه سعی شد با توجه به هدف مورد بررسی که تحلیل اثرگذاری شوک‌های مخارج دولت و محاسبه ضریب فزاینده آنها می‌باشد، از مدل خودرگرسیون برداری با الهام از مطالعات کومبس و همکاران[2] (۲۰۱۴)، اسپیلمبرگو و همکاران[3] (۲۰۰۹) و هوری[4] (۲۰۱۶) برای اقتصاد ایران استفاده شود. علاوه بر این چون در برخی از مسائل بحث روی اثرات سرایتی متغیرهای اقتصادی (به خصوص متغیرهای مالی و شوک‌های بازارهای سرمایه) در سطح بین کشوری است و تحلیل این مسائل در قالب مدل‌های خودرگرسیون برداری تابلویی (PVAR) امکان پذیر است (هولتز-ایکین[5]، ۱۹۸۸: ۱۳۷۳)، جهت تحلیل بهتر اقتصاد ایران و مقایسه آن با کشورهای منطقه منا، از مدل PVAR برای تحلیل موضوع مورد بررسی در کشورهای منتخب منا استفاده شد.

1. Arellano & Bond (1991)
2. Combes et al. (2014)
3. Spilimbergo et al. (2009)
4. Hory (2016)
5. Holtz-Eakin (1988)

٤-١-١- مدل Panel VAR

وقتی ماهیت داده‌های مورد استفاده در پژوهش تابلویی باشد .امکان استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی وجود دارد. یک سیستم خودرگرسیون برداری با داده‌های تابلویی (PVAR) با k بنگاه در t دوره زمانی و با p وقفه زمانی و اثرات ترکیبی ثابت در حالت خطی به صورت زیر نمایش داده خواهد شد.

(۲)

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \quad i \in \{1.2, \dots, N\}, t \in \{1,2, \dots, T\}$$

(۳)

$$MMSC_{BIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - (|q| - |p|)k^2$$

(۴)

$$MMSC_{AIC,n}(k,p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - 2k^2(|q| - |p|)$$

(۵)

$$MMSC_{HQIC,n}(p,q) = J_n(k^2p,k^2q) - Rk^2(|q| - |p|)k^2 \ln\ln n, \quad R > 2$$

Y_{it} بردار k متغیره از متغیرهای وابسته و درون‌زا است، X_{it} برداری از متغیرهای برون‌زا است، U_t اثرات فردی در مدل اثرات ثابت است و e_{it} جمله پسماند می‌باشد. برای تخمین مدل فوق از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) استفاده می‌شود. تحلیل PVAR مبتنی بر انتخاب تعداد وقفه مناسب برای مدل و شرط گشتاوری است. آندرس و لو[6] (۲۰۰۲) معیار سازگاری را برای انتخاب گشتاوری و مدل در روش گشتاورهای تعمیم یافته (MMSC)[7] بر مبنای آماره Jهانسن پیشنهاد دادند. این روش‌ها شامل معیار آکائیک (AIC)، شوارتز بیزین (BIC) و حنان کوئین (HQIC) است. با توجه به این معیارها، معیار MMSC مطابق روابط (۳) تا (۵) ارائه شده است. این معیار تعداد وقفه‌ای که باعث حداقل شدن MMSC می‌شود را ارائه خواهد داد. در روابط فوق $J_n(k^2p,k^2q)$ آماره J را نشان می‌دهد که برای یک مدل PVAR با درجه P و تعداد وقفه n و q مشاهده تعریف

6. Andrews & Lu (2002)
7. Moment Selection Criteria. (MMSC)

شده است. یک ضریب تعیین کلی (CD) را نیز می‌توان به‌صورت زیر تعریف کرد:

(۶)

$$CD = 1 - \frac{\det(\Sigma)}{\det(\Psi)}$$

که $\det(\Sigma)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود شده متغیرهای وابسته و $\det(\Psi)$ دترمینان ماتریس کواریانس محدود نشده متغیرهای وابسته است (آبریگو و اینسا[1]، ۲۰۱۵: ۵).

یک مدل VAR در صورتی پایدار است که تمام قدرمطلق‌های همساز ماتریس $\bar{A}$ قویاً کوچک‌تر از یک باشند و ماتریس همساز $\bar{A}$ به صورت زیر تعریف شده است.

(۷)

$$\bar{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p & A_{p-1} \\ I_k & 0_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ 0_k & I_k & \cdots & 0_k & 0_k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0_k & 0_k & \cdots & I_k & 0_k \end{bmatrix}$$

شرط پایداری دلالت بر آن دارد که مدل PVAR، معکوس پذیر است و بر مبنای یک مدل میانگین متحرک برداری (VMA) نامحدود است و بر مبنای آن می‌توان تفسیری از توابع تکانه خطای تجزیه واریانس را ارائه نمود و پیش‌بینی را انجام داد. یک تابع تکانه-پاسخ ساده ϕ_i را می‌توان بر مبنای یک مدل برداری میانگین متحرک (VMA) نامحدود در قالب رابطه (۸) نشان داد.

(۸)

$$\Phi_i = \begin{cases} I_k \quad , & i = 0 \\ \sum_{j=1}^{i} \Phi_{t-j} A_j \quad , & i = 1,2,.. \end{cases}$$

(همان، ۲۰۱۵: ۶).

٤-۱-۲- محاسبه ضرایب فزاینده مخارج دولت با بهره‌گیری از روش PVAR و VAR

پس از برآورد مدل‌های PVAR (برای کشورهای منتخب منا) و VAR (ایران) و استخراج توابع واکنش سعی شد با بهره‌گیری از مطالعه (Hory, 2016) به محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت پرداخته شود. بر طبق مطالعه اسپیلیمبرگو و همکاران[2] (۲۰۰۹) ضریب قزاینده کوتاه‌مدت مخارج دولت نشان دهنده تغییر تولید ناخالص داخلی در زمان t است که پس از یک شوک مخارج دولت در زمان t رخ می‌دهد. این ضریب به صورت زیر محاسبه می‌شود:

(۹)

$$k_t = \frac{\Delta_{y_t}}{\Delta_{g_t}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{g_t - g_{t-1}}$$

که y_t نشان دهنده GDP در زمان t، g_t: نشان دهنده مخارج دولت در زمان t می باشد. به‌دلیل اثرات دوطرفه بین مخارج دولت و GDP در هنگام وقوع شوک‌های سیاست مالی، برای محاسبه اثر ضریب فزاینده از الگوی خودتوضیح برداری (VAR) بهره برده می‌شود و از ضرایب توابع واکنش (IRF) این الگو برای محاسبه ضریب فزاینده مالی استفاده می‌شود. چون این ضرایب IRF عبارتند از:

(۱۰)

$$irf_t = \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}$$

irf_t: نشان دهنده تابع واکنش نرخ رشد تولید ناخالص داخلی در برابر شوک‌های رشد مخارج دولت در زمان t و شوک‌ها به صورت زیر هستند:

σ_{g_t} نشان دهنده شوک اولیه حاصل از نرخ رشد مخارج دولت

(۱۱)

$$\sigma_{g_t} = \frac{g_t - g_{t-1}}{g_{t-1}}$$

لذا ضریب فزاینده مالی کوتاه‌مدت به طور مستقیم از IRF محاسبه می‌شود:

(۱۲)

$$\tilde{k_t} = \frac{\mathrm{irf}_t}{\sigma_{g_t}} = \frac{\frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}}{\frac{g_t - g_{t-1}}{g_{t-1}}} = \frac{y_t - y_{t-1}}{g_t - g_{t-1}} * \frac{g_{t-1}}{y_{t-1}}$$

که معادل است با:

$$\tilde{k_t} = k_t * \frac{y_{t-1}}{g_{t-1}} \qquad (۱۳)$$

$$k_t = \tilde{k_t} * \frac{g_{t-1}}{y_{t-1}} \qquad (۱۴)$$

$$k_t = \frac{irf_t}{\sigma_{g_t} * b} \qquad (۱۵)$$

و نهایتاً $b = g_{t-1}/y_{t-1}$ نشان دهنده نسبت مخارج دولت به GDP است.

لذا به‌طورکلی برای محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت نیزاز شوک مخارج دولت و از طریق افق N از رابطه زیر استفاده

1. Abrigo & Inessa (2015)
2. Spilimbergo et al. (2009)

شده است: (هوری[1]، ۲۰۱۶: ۷۶).

باتوجه به مبانی مطرح شده می‌توان به اهمیت اثرات سیاست‌های مالی و لذا اندازه‌گیری ضریب فزاینده مالی پی برد که در این مطالعه هم به این مقوله پرداخته خواهد شد.

(۱۶)

$$k_N = \frac{\Delta y_{t+N}}{\Delta g_{t=T}} = \frac{y_T}{g_T}\frac{\mathrm{irf}_{t=N}}{\sigma_G} = \frac{\mathrm{irf}_{t=N}}{b.\sigma_G}$$

(۱۷)

$$k_t = \frac{\Delta y_{t=T}}{\Delta g_{t=T}} = \frac{y_T}{g_T}\frac{\mathrm{irf}_{t=T}}{\sigma_G} = \frac{\mathrm{irf}_{t=T}}{b.\sigma_G}$$

سه نوع ضریب فزاینده می‌تواند برآورد شود: الف) ضریب فزاینده اثر[2] (کوتاه‌مدت) که جهت اندازه‌گیری اثر سیاست مالی (Z_t) بر تولید (Y_t) در اولین دوره مورد بررسی (یعنی سال اول) بکار می‌رود:

(۱۸)

$$K_t = \frac{dY_t}{dZ_t} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} = \frac{irf_t}{\left(G/_Y\right).\sigma_{G_t}}$$

ب) علاوه بر این، به منظور مشاهده حداکثر پاسخ سیاست مالی بر تولید، از ضریب فزاینده پیک[3] استفاده می‌شود:

(۱۹)

$$K_{t+N} = \max_N \frac{dY_{t+N}}{dZ_t} = \left[\max_N \frac{\Delta Y_{(t+N)}}{\Delta G_{(t)}}\right]$$

ج) ضریب فزاینده تجمعی[4] نیز با توجه به اینکه اقدامات سیاست مالی می‌تواند با تأخیر به اقتصاد منتقل شود، محاسبه می‌شود که به سیاست‌مداران و اقتصاددانان اجازه می‌دهد تا تأثیرات شوک‌های مالی را در بلندمدت از بین ببرند.

(۲۰)

$$K_N = \frac{\sum_{j=0}^{N} dY_{t+j}}{\sum_{j=0}^{N} dZ_{t+j}} = \frac{\sum_{j=0}^{N} \Delta Y(t+j)}{\sum_{j=0}^{N} \Delta G(t+j)}$$

بنابراین، ضرایب فزاینده مالی ممکن است باتوجه به افق زمانی که بر روی آن ساخته می‌شوند متفاوت باشد (اسپیلیمبرگو و همکاران، ۲۰۰۹: ۲).

٤-۲- متغیرهای مدل و داده‌ها

در این پژوهش اثر شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب منا و ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد که علاوه بر استخراج ضریب فزاینده مخارج دولت در هر یک، جهت بررسی دقیق‌تر ضریب فزاینده، اثر هر یک از عوامل تعیین کننده این ضرایب بر اندازه آنها نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد که این هم تمایز این مطالعه نسبت به مطالعات پیشین می‌باشد. جامعه آماری این تحقیق کشورهای منتخب گروه منا[5] و همچنین ایران می‌باشد و بازه زمانی مورد استفاده در تحقیق برای کشورهای منتخب از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ و برای ایران ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۶ می‌باشد (جدول ۲). در این مقاله همچنین جهت در نظر گرفتن اثر جایگزینی جبری به‌دلیل بکارگیری شوک‌های مالی با بهره‌گیری از مدل مطالعه هودروم و همکاران[6] (۲۰۱۶) سرمایه‌گذاری خصوصی نیز به عنوان متغیر کنترل مورد بررسی قرار گرفت.

رویکرد روش شناختی جهت برآورد ضرایب فزاینده مالی با بهره‌گیری از مطالعات بلانچارد و پروتی[7] (۲۰۰۲)، دسکر و همکاران[8] (۲۰۱۶) و سنکوویچ و همکاران[9](۲۰۱۹) بر اساس مدل پانل PVAR (رابطه ۲۱) و VAR (رابطه ۲۲) با چارچوب متغیرهای کنترل است. بنابراین، مدل به فرم زیر خواهد بود:

(۲۱)

$$Y_{it} = \beta(L)Y_{it-1} + \gamma I_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۲۲)

$$Y_t = \beta(L)Y_{t-1} + \gamma I_t + \varepsilon_t$$

در این مدل i (i =1…N) برای نشان دادن کشورها و t (t =1…T) برای دوره‌های زمانی استفاده می‌شود. متغیرها شامل: Y بردار متغیرهای درون‌زا، $\beta(L)$ ماتریس چندجمله‌ای با L که اپراتور وقفه است؛ بردار I سرمایه‌گذاری بخش خصوصی به عنوان متغیر کنترل و ε جزء اخلال است.

1. Hory (2016)
2. Impact Multiplier
3. Peak Multiplier
4. Cumulative Multiplier

۵. شامل کشورهای اردن، ایران، بحرین، پاکستان، تونس، سوریه، عمان، قبرس، کویت، گرجستان، لبنان، مراکش و مصر

6. Huidrom et al. (2016)
7. Blanchard & Perotti (2002)
8. Deskar et al. (2016)
9. Senekovic et al. (2019)

جدول ۲. داده‌های مورد استفاده در پژوهش

متغیرها	داده	منبع
تولید ناخالص داخلی (GDP) (Y)	به قیمت ثابت سال پایه[1] ۲۰۱۰	بانک جهانی (WDI)
مخارج دولت (G)	مخارج مصرفی نهایی دولت[2] (برحسب دلار)[3]	بانک جهانی (WDI)
درآمدهای مالیاتی (T)	درآمدهای مالیاتی دولت (برحسب دلار)	بانک جهانی (WDI)
پرداخت‌های انتقالی (TR)	سوبسید و دیگر انتقالات (برحسب دلار)	بانک جهانی (WDI)
سرمایه‌گذاری بخش خصوصی(I)	تشکیل سرمایه ثابت ناخالص(درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نسبت واردات به GDP (M)	واردات کالا و خدمات (درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نسبت بدهی به GDP (PD)	نسبت بدهی ناخالص دولت به GDP	بانک جهانی (WDI)
نسبت پس‌انداز به GDP (S)	پس‌انداز ناخالص ملی (درصدی از GDP)	بانک جهانی (WDI)
نرخ بیکاری (U)	کل بیکاری (درصدی از کل نیروی کار)	سازمان بین‌المللی کار (ILO)
نسبت اعتبارات به GDP (CR)	اعتبارات داخلی به بخش خصوصی (درصدی از GDP)[4]	بانک جهانی (WDI)

مأخذ: دسته‌بندی پژوهشگر

جدول ۳. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون LLC

متغیر	علامت ختصاری	شرایط آزمون	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
لگاریتم تولید ناخالص داخلی	LGDP	با عرض از مبدأ	-۵/۱۸	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم مخارج دولت	LG	با عرض از مبدأ	-۳/۱۶	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم درآمدهای مالیاتی	LT	با عرض از مبدأ	-۴/۸۷	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم پرداخت‌های انتقالی	LTR	با عرض از مبدأ و روند	-۸/۱۴	۰/۰۰۰	I(0)
لگاریتم سرمایه‌گذاری خصوصی	LI	با عرض از مبدأ	-۴/۱۶	۰/۰۰۰	I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق، * و ** و *** به ترتیب سطح معنی‌داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

جدول ٤. نتایج آزمون پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ADF

	آزمون در سطح				آزمون تفاضل اول			
	با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند		با عرض از مبدأ		با عرض از مبدأ و روند	
متغیر	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	نتیجه
LGDP	-۰/۱۴	۰/۹۴	-۲/۴۵	۰/۳۵	-۵/۰۹	۰/۰۰۰۲	-۴/۰۹	۰/۰۰۰۹	I(1)
LG	-۰/۵۸	۰/۸۶	-۱/۴۳	۰/۸۳	*** -۴/۳۷	۰/۰۰۱۵	***-۴/۵۴	۰/۰۰۴۹	I(1)
LT	-۰/۷۹	۰/۸	۱/۵۲	۰/۸	-۴/۶۱	۰/۰۰۰۸	-۴/۵۳	۰/۰۰۵	I(1)
LTR	-۱/۰۷	۰/۷۲	-۲/۵۴	۰/۳۱	-۸/۰۹	۰/۰۰۰	-۷/۴۷	۰/۰۰۰	I(1)
LI	۰/۹۴	۰/۹۹	-۲/۴۳	۰/۳۵	***-۵/۴۰	۰/۰۰۰۱	***-۶/۳۱	۰/۰۰۰	I(1)

* و ** و *** به ترتیب سطح معنی داری ۱ و ۵ و ۱۰ درصد می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Gross Domestic Product (GDP)

۲. علت استفاده از مخارج مصرفی دولت به جای مخارج کل دولت می‌تواند به دو دلیل باشد: اولاً در کشورهای در حال توسعه‌ای همانند کشورهای منطقه منا به ویژه ایران، برخلاف کشورهای توسعه یافته سهم بزرگی از مخارج دولتی در مصرف کالاها و خدمات ظاهر می‌شود که این امر می‌تواند باعث تفاوت در سیاست‌های مالی دولت‌ها نیز گردد (Mahmud and Ahmed,2012) ثانیاً چون یکی از اهداف این مطالعه بررسی اثرات جایگزینی جبری نیز می‌باشد بدلیل کامل نبودن زیرساخت‌های اقتصادی در کشورهای در حال توسعه‌ای همانند ایران، نیاز به سرمایه‌گذاری بیشتر (به عنوان سرمایه‌گذاری عمرانی) است و بر همین اساس مخارج عمرانی نمی‌تواند اثر جایگزینی داشته باشد (آقایی و همکاران، ۱۳۸۹). لذا از طریق مخارج مصرفی بهتر می‌توان اثرات جایگزینی جبری را مورد بررسی قرار داد.

3. General government final consumption expenditure

۴. ارائه شده توسط بانک‌های تجاری و مؤسسات مالی

٤-۳- تجزیه و تحلیل یافته‌های پژوهش

٤-۳-۱- آزمون پایایی متغیرها

نتایج به دست آمده از بررسی پایایی متغیرها برای کشورهای منتخب منا در جدول (۳) نشان می‌دهد که ارزش احتمال آماره آزمون لوین، لین و چو (LLC) برای تمامی متغیرها حاکی از رد فرضیه صفر مبنی بر داشتن ریشه واحد متغیرها می‌باشد و فرضیه مقابل آن یعنی پایا بودن متغیرها مورد پذیرش قرار می‌گیرد. در جدول (۴) نیز نتایج آزمون پایایی متغیّرها با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) برای ایران نشان می‌دهد که تمامی متغیرها پس از یکبار تفاضل‌گیری و با درجه همگرایی یک پایا می‌شوند. در ادامه برای تخمین مدل، ابتدا لازم است تعداد وقفه بهینه برای تصریح مدل در هر یک از مدل‌ها انتخاب شود.

جدول ۵. تعیین وقفه بهینه مدل PVAR

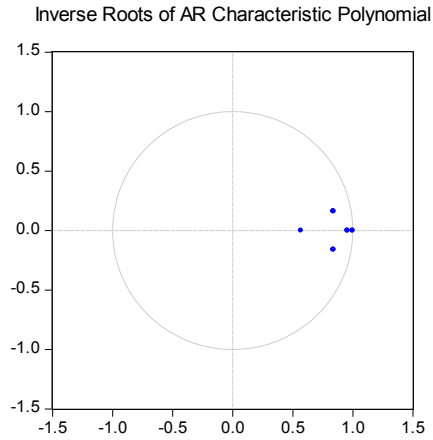
حنان کویین	آکاییک آکائیک	شواتز بیزین شوارتز – بیزین	معناداری آماره جی	آماره جی	ضریب تعیین	وقفه
HQIC	AIC	SBIC	J Pvalue	J	CD	Lag
-۱۶۰/۲۳۰۶	-۶۹/۹۳۳۷	-۲۹۲/۱۴۷۱	۰/۳۲۳۱۶۵۲	۸۰/۰۶۶۳	۱	۱
-۱۰۴/۸۹۷۹	-۴۴/۷۰۰۰۳	-۱۹۲/۸۴۲۳	۰/۲۸۱۴۵۹۵	۵۵/۲۹۹۹۷	۱	۲
-۵۸/۵۹۹۰۷	-۲۸/۴۶۰۱۲	-۱۰۲/۵۳۱۲	۰/۶۶۲۱۵۳۳	۲۱/۵۳۹۸۸	۱	۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٦. تعیین وقفه بهینه مدل VAR

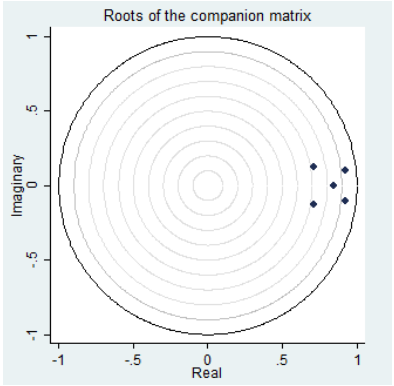
آکائیک	حنان-کوئین	شوارتز – بیزین	وقفه
AIC	HQIC	SBIC	Lag
-۸/۷۸۴۱۳۲	-۸/۴۰۷۱۶۱	-۷/۶۲۷۶۹۰	۰
-۱۰/۹۲۲۵۶*	-۹/۷۹۱۶۴۹*	-۷/۷۱۸۷۸۵*	۱
-۱۰/۰۳۱۶۷	-۹/۲۷۷۷۲۵	-۷/۴۵۳۲۳۸	۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. شرط پایداری مقادیر ویژه منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۳. شرط پایداری مقادیر ویژه ایران

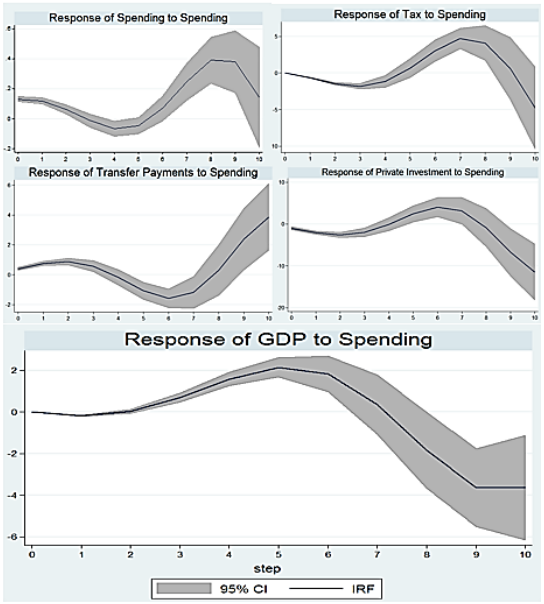
مأخذ: یافته‌های تحقیق

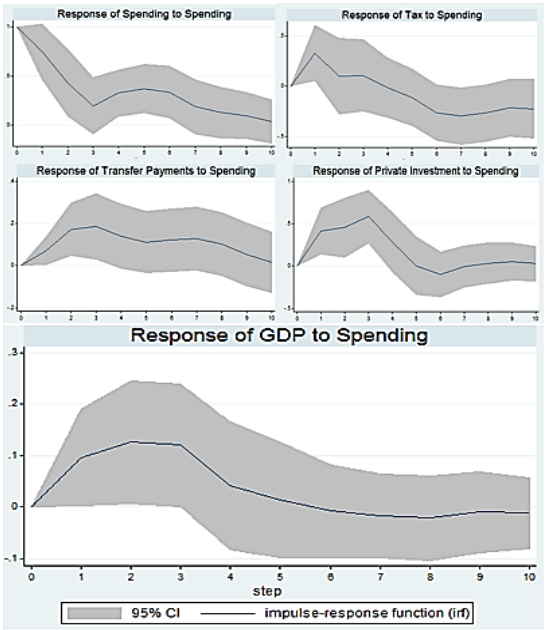
باتوجه به نتایج جدول‌های (۵) و (۶)، وقفه بهینه برای هر دو مدل PVAR و VAR وقفه یک است. چون کمترین مقدار برای معیارهای شوارتز بیزین، حنان کوئین و آکاییک در وقفه یک است. پس از مشخص شدن وقفه مناسب، مدل‌های PVAR و VAR تخمین زده شد. معمولاً مشکل می‌توان ضرایب برآورد شده مدل خودرگرسیون برداری را تفسیر کرد به ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت می‌دهند به همین دلیل تابع عکس‌العمل را برآورد می‌کنند تا با کمک آن رفتار متغیرها را در طول زمان در اثر یک انحراف معیار تغییر در جمله اخلال معادلات مورد بررسی قرار دهند. در ادامه

به بررسی شرط پایداری مدل پرداخته شده است. نمودار (۲) نشان دهنده برقراری شرط پایداری مدل PVAR و نمودار (۳) نیز نشان دهنده شرط پایداری مدل VAR است. چون تمام مقادیر ویژه در هر دو مدل در درون دایره واحد است.

٤-۳-۲- توابع عکس‌العمل آنی

در بررسی عکس‌العمل آنی، اثر یک انحراف معیار تکانه متغیر را روی متغیرهای دیگر بررسی می‌شود. به عبارتی نمودار (۴) مشخص می‌کند که اگر یک شوک یا تغییر ناگهانی به اندازه یک انحراف معیار در مخارج دولت ایجاد شود، اثر آن روی رشد اقتصادی و سایر متغیرها در دوره‌های بعد چگونه خواهد بود که به وضوح می‌توان مشاهده کرد که شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منا با یک دوره وقفه منجر به افزایش نسبتاً شدید در تولید ناخالص داخلی کشورهای منا تقریباً تا دوره پنجم می‌گردد و پس از این دوره شروع به کاهش می‌کند. اما در ایران شوک مخارج دولت از همان ابتدا همراستا با کشورهای منتخب منا منجر به افزایش نسبتاً شدید در تولید ناخالص داخلی ایران تقریباً تا دوره سوم می‌گردد و پس از این دوره شروع به کاهش می‌کند. پرداخت‌های انتقالی در کشورهای منتخب منا و ایران با دو وقفه تأخیر به‌دلیل افزایش مخارج دولت شروع به کاهش می‌کنند. در کشورهای منتخب منا درآمدهای مالیاتی نیز جهت تأمین مخارج دولت با دووقفه تأخیر شروع به افزایش می‌کنند و همین امر سبب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران خصوصی برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های تولیدی شده و لذا همزمان با شوک مخارج دولت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی تقریباً تا دوره پنجم کاهش یافته و پس از آن با از بین رفتن اثر شوک، سرمایه‌گذاری نیز افزایش می‌یابد. به بیان دیگر، افزایش مخارج دولت پس از یک دوره نسبتاً کوتاه، جایگزین اجباری[1] مخارج بخش خصوصی می‌شود و اثر کلی آن کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در زمینه ماشین آلات و تجهیزات در کشورهای منا است. اما در ایران از آنجا که درآمد نفت به عنوان پشتوانه تأمین هزینه‌های دولت تلقی می‌شود و همین امر سبب شده تا تحقق درآمدهای مالیاتی مورد توجه چندانی قرار نگیرد و شوک مخارج دولت نه تنها باعث افزایش درآمدهای مالیاتی (جهت تأمین مخارج دولت) نمی‌شود بلکه حتی کاهش نیز می‌یابد. همچنین در ایران شوک مخارج دولت از همان ابتدا به علت اثر مثبت این مخارج بر انتظارات سرمایه‌گذاران، موجب افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود. قابل ذکر است که با توجه به نتایج حاصل از شوک مخارج دولت می‌توان به وضوح مشاهده کرد که در کشورهای منتخب منا و ایران مطابق با مطالعه (باتینی و همکاران[2]، ۲۰۱۴: ۱۲) پایداری اثرات شوک تقریباً در عرض پنج سال از بین می‌رود.





نمودار ٤. نتایج توابع واکنش مدل PVAR (سمت چپ) و VAR (سمت راست)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Crowding out

2. Batini et al. (2014)

٤-۳-۳- تجزیه واریانس

نتایج حاصل از تجزیه خطای واریانس کشورهای منتخب منا (جدول ۷) و ایران (جدول ۸) بیان کننده این حقیقت است که بیشتر تغییرات رشد اقتصادی در دوره مورد بررسی ناشی از روند گذشته خود متغیر در کشورهای منتخب منا و ایران است. در کشورهای منتخب منا در دوره دوم ۵۹ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد که این رقم در دوره پنجم به ۸ درصد رسیده است. از تغییرات رشد اقتصادی در دوره دوم ۳/۴۷ درصد مربوط به شوک مخارج دولت می‌باشد که این مقدار در طی دوره‌های پنجم و دهم بترتیب به ۴۷ و ۴۰ درصد تغییر کرده است و این نشان دهنده این امر است که هر چه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه شوک مخارج دولت تا دوره پنجم افزایش و پس از آن با از بین رفتن تدریجی اثر شوک شروع به کاهش می‌کند. در ایران نیز همراستا با کشورهای منتخب منا در دوره دوم ۹۸ درصد از تغییرات رشد اقتصادی مربوط به مقادیر گذشته خود متغیر می‌باشد که این رقم در دوره دهم به ۷۱ درصد رسیده است. از تغییرات رشد اقتصادی در دوره چهارم ۰/۱ درصد مربوط به شوک مخارج دولت می‌باشد که این مقدار در طی دوره دهم به ۷ درصد تغییر کرده است و این نشان دهنده این امر است که هرچه تعداد دوره افزایش می‌یابد اثر توضیح دهندگی رشد اقتصادی بواسطه شوک مخارج دولت افزایش می‌یابد.

جدول ۷. نتایج تجزیه واریانس کشورهای منتخب منا

دوره زمانی	LGDP	LG	LT	LTR	LI
۱	۱	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۵۹۳۶۸۹۱	۰/۰۳۴۷۳۳۱	۰/۱۲۵۶۰۰۶	۰/۲۳۹۳۶۸۶	۰/۰۰۶۶۰۸۶
۳	۰/۲۲۰۵۰۹۷	۰/۲۱۵۶۹۳۷	۰/۲۸۳۹۹۰۵	۰/۲۷۷۱۱۳۳	۰/۰۰۲۶۹۲۷
۴	۰/۰۹۴۶۰۶۱	۰/۴۰۷۱۵۶۹	۰/۳۲۹۳۹۲۵	۰/۱۴۳۲۸۲۲	۰/۰۲۵۵۶۲۴
۵	۰/۰۸۲۸۴۶۹	۰/۴۷۳۸۱۸۸	۰/۲۸۳۱۷۴	۰/۰۸۰۸۹۹۶	۰/۰۷۹۲۶۰۹
۶	۰/۰۸۴۸۰۷۳	۰/۴۰۹۴۷۷۳	۰/۲۰۵۶۵۰۵	۰/۱۵۸۷۴۳۷	۰/۱۴۱۳۲۰۸
۷	۰/۰۶۸۷۴۴۲	۰/۳۰۰۵۸۰۸	۰/۱۴۸۷۰۲	۰/۳۰۲۶۷۰۵	۰/۱۷۹۳۰۲۴
۸	۰/۰۵۸۶۹۰۶	۰/۲۸۸۷۵۷	۰/۱۳۷۳۵۴۱	۰/۳۴۹۲۵۱۳	۰/۱۶۵۹۴۷
۹	۰/۰۹۰۳۶۴۴	۰/۳۸۷۸۸۷۲	۰/۱۳۳۹۶۱۵	۰/۲۶۳۷۴۳۹	۰/۱۲۴۰۴۳
۱۰	۰/۱۲۵۹۳۱۹	۰/۴۰۲۱۲۲۹	۰/۱۰۰۲۷۸۸	۰/۲۶۹۲۳۹۱	۰/۱۰۲۴۲۷۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۸. نتایج تجزیه واریانس ایران

دوره زمانی	LGDP	LG	LT	LTR	LI
۱	۱۰۰/۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰	۰/۰۰۰۰۰۰
۲	۹۸/۹۹۲۴۲	۰/۰۰۰۱۹۲	۰/۹۹۱۵۵۱	۰/۰۰۰۲۴۶	۰/۰۱۵۵۹۲
۳	۹۷/۰۲۶۵۳	۰/۰۲۲۷۴۱	۲/۸۳۲۸۸۶	۰/۰۰۰۲۷۷	۰/۱۱۷۵۶۳
۴	۹۴/۳۵۳۱۵	۰/۱۵۳۲۷۲	۵/۱۶۵۶۹۳	۰/۰۰۱۵۷۷	۰/۳۲۶۳۰۸
۵	۹۱/۱۳۹۶۶	۰/۵۱۳۶۷۵	۷/۷۳۷۹۲۴	۰/۰۰۵۳۷۵	۰/۶۰۳۳۶۸
۶	۸۷/۵۱۲۱۱	۱/۲۰۶۳۲۹	۱۰/۳۷۳۲۰	۰/۰۱۲۶۵۸	۰/۸۹۵۶۹۸
۷	۸۳/۵۹۴۸۱	۲/۲۷۶۹۳۹	۱۲/۹۴۱۵۶	۰/۰۲۴۳۴۵	۱/۱۶۲۳۵۰
۸	۷۹/۵۲۴۵۴	۳/۷۰۷۲۷۳	۱۵/۳۴۶۱۷	۰/۰۴۱۲۳۴	۱/۳۸۰۷۷۴
۹	۷۵/۴۴۳۳۳	۵/۴۲۹۱۹۴	۱۷/۵۱۹۹۴	۰/۰۶۳۸۴۱	۱/۵۴۳۶۸۹
۱۰	۷۱/۴۸۲۲۴	۷/۳۴۷۴۱۶	۱۹/۴۲۴۳۷	۰/۰۹۲۲۷۱	۱/۶۵۳۷۰۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٣-٤- محاسبه ضرایب فزاینده مخارج دولت

در تجزیه و تحلیل توابع واکنش حاصل از مدل PVAR و VARدر این مقاله نیز براساس مطالعه کومبس و همکاران[1] (۲۰۱۴) توابع واکنش ضربه‌ای متعامد (OIRF)[2] به منظور معرفی شوک‌های مالی برون‌زا مورد بررسی قرار می‌گیرد که در همین راستا از تجزیه متعارف چولسکی[3] استفاده می‌شود. براساس مطالعه فاتاس و میهاو[4] (۲۰۰۱) ترتیب انتخاب شده برای متغیرها در این پژوهش به صورت تولید، مخارج دولت، مالیات، پرداخت‌های انتقالی و سرمایه‌گذاری خصوصی است که در واقع چنین ترتیبی در راستای این ایده است که سیاست مالی به طور پیش فرض با مدل استاندارد IS-LM مطابقت دارد. این ایده همچنین توسط کومبس و همکاران (۲۰۱۴) و هوری[5] (۲۰۱۶) ارائه شده است. با توجه به مطالب بیان شده، جهت مطالعه دقیق‌تر نیاز است که مقادیر عددی واکنش GDP به شوک مخارج دولت (ضریب فزاینده مخارج دولت) محاسبه شود که بدین منظور با بهره‌گیری از بخش ۴-۱-۲ و با استفاده از ضرایب توابع واکنش ضربه‌ای متعامد (OIRF)[6] و مقدار شوک اولیه مخارج دولت[7] و میانگین نسبت مخارج دولت به GDP، ضرایب فزاینده مخارج دولت ایران و کشورهای منتخب منا (جدول ۹) محاسبه شد. در نمودارهای (۵) و (۶) واکنش مثبت تولید به شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران به وضوح قابل مشاهده است. جدول (۱۰) نیز نشان می‌دهد واکنش تولید به مخارج دولت در کوتاه‌مدت[8] در کشورهای منتخب منا بیشتر از ایران بوده و بزرگ‌ترین واکنش تولید به مخارج دولت[9] نیز در کشورهای منتخب منا بزرگ‌تر از ایران بوده که این اتفاق در کشورهای منتخب منا در سال چهارم و در ایران در سال دوم رخ می‌دهد. اما جالب توجه است که واکنش تولید به مخارج دولت در بلندمدت[10] در ایران بزرگ‌تر از کشورهای منتخب منا می‌باشد.

جدول ۹. محاسبه ضریب فزاینده کوتاه‌مدت مخارج دولت

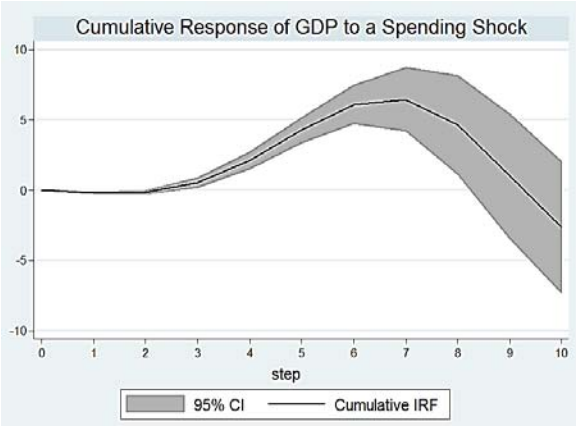
Zone	IRF Coefficients	Initial Shock	g/gdp	Fiscal multiplier
Mena	۰/۰۱۷۳۶۶	۰/۱۳۱۰۳۱۳	۰/۹۱۵۳۷۲	۰/۱۴
Iran	۰/۰۰۹۷۸	۰/۱۲۹۸۷۲	۰/۹۰۵۰۶۹	۰/۰۸

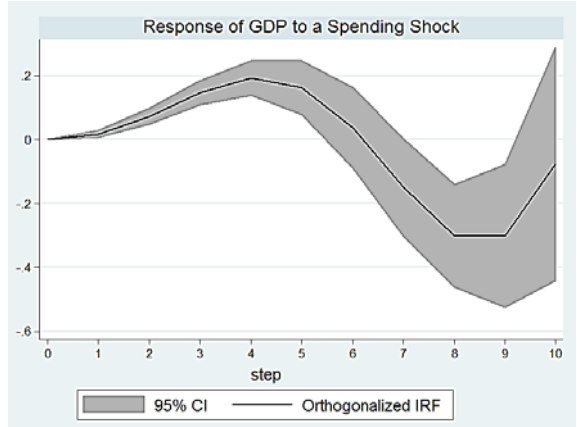
مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۰. ضریب فزاینده مخارج دولت

Zone	Impact Multiplier	Peak Multiplier	Cumulative Multiplier
Mena	۰/۱۴	۱/۶۰	-۱/۶۶
Iran	۰/۰۸	۰/۱۲	۰/۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

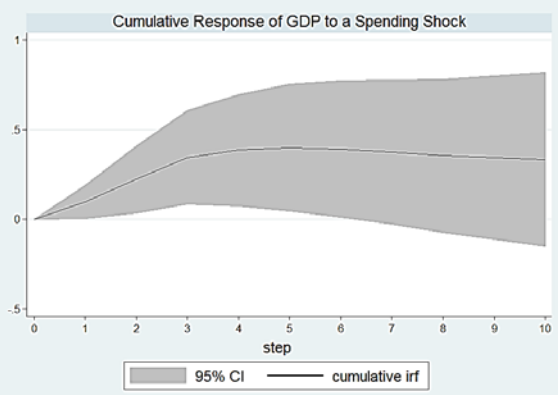


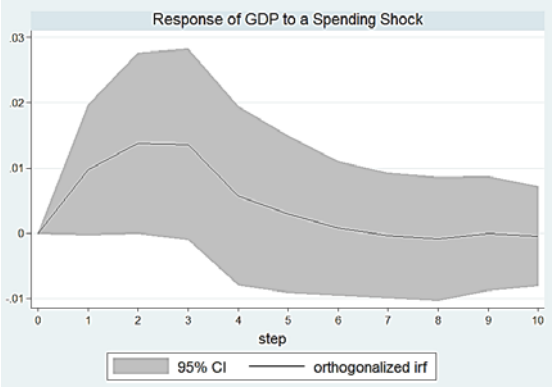


نمودار ۵. واکنش تولید به شوک مخارج دولت (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) در کشورهای منتخب منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Combes et al. (2014)
2. The Orthogonalized Impulse-Response Functions (OIRF)
3. Cholesky Decomposition
4. Fatas & Mihov (2001)
5. Hory (2016)
۶. با بهره‌گیری از مطالعات (Ianc and Turcu,2016) و (Combos et al., 2014)
۷. با بهره‌گیری از روش (Gustavo Sánchez,2011) برای مدل VAR و روش (George S. Ford,2016) برای مدل PVAR
8. Impact Multiplier
9. Peak Multiplier
10. Cumulative Multiplier





نمودار ٦. واکنش تولید به شوک مخارج دولت (در کوتاه‌مدت و بلندمدت) در ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

٤-٣-٥- عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت

در این بخش، اثرات مورد انتظار هر یک از عوامل تعیین شده ارائه می‌شود و توضیح داده می‌شود که چرا این تعیین کننده‌ها می‌توانند در کشورهای منتخب منا[1] و ایران به نحوی متفاوت یا یکسان عمل کنند. مطابق با جدول (۱) و مقالات اصلی مربوط به ضرایب فزاینده مالی و عوامل تعیین کننده آنها، در این پژوهش پنج عامل کلیدی با توجه به داده‌های مورد دسترس و اینکه می‌توانند در کشورهای مورد بررسی اثرات بیشتری داشته باشند انتخاب شدند[2]: درجه باز بودن تجاری، وضعیت بودجه عمومی، نرخ پس‌انداز، میزان بهره‌برداری از ظرفیت و توسعه مالی. مدل مورد بررسی در این بخش به صورت زیر می‌باشد:

(۲۳)

$$Y_{it} = \beta(L)Y_{it-1} + \gamma X_{it} + \delta I_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در این رابطه بردار X_{it} شامل یکی از متغیرهای کنترل (درجه باز بودن تجاری، وضعیت بودجه عمومی، نرخ پس‌انداز، میزان بهره‌برداری از ظرفیت و توسعه مالی) می‌باشد. که اثر هریک از متغیرهای کنترل در مدل‌های جداگانه‌ای مورد بررسی قرار گرفت تا بتوان مشخص کرد سیاست مالی تحت تأثیر کدامیک از این فاکتورها، کاراتر است و نتایج زیر حاصل شد:

درجه باز بودن تجاری

باز بودن تجاری باید تأثیر منفی بر ضریب فزاینده مالی داشته باشد: چون هرچقدر میل نهایی به واردات بیشتر باشد، نشت تقاضا زمانی که مخارج دولت افزایش می‌یابد، بیشتر است. لذا با توجه به وابسته بودن ضریب فزاینده مالی به میل نهایی به واردات، در این مقاله جهت اندازه‌گیری اثر درجه باز بودن تجاری از نسبت واردات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است که نتایج حاصل اثر منفی واردات بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در کشورهای منا (نمودار ۸) در گروه (۱) کشورهای با اقتصاد باز نسبت به گروه (۲) کشورهای با اقتصاد بسته ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است. در ایران (نمودار ۹) نیز به‌دلیل بالا بودن واردات، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به‌وضوح قابل مشاهده است. اما قابل توجه است که تأثیر باز بودن تجاری در منا بیشتر از ایران است (جدول ۱۱). چون ضریب فزاینده مخارج دولت در منا هنگامی که درجه باز بودن بالا است، منفی‌تر می‌شود.

وضعیت بودجه عمومی

منظور از وضعیت بودجه عمومی، میزان بدهی عمومی است که مفهوم آن کل بدهی (اوراق قرضه و سایر اوراق بهادار) دولت

---

۱. در این بخش به منظور بررسی دقیق‌تر کشورهای منتخب منا (بر مبنای مطالعه Ilzetzki et al(2013)) به دو گروه تقسیم شدند، بدین صورت که ۶۰٪ از داده‌ها که دارای بیشترین مقدار متغیر کنترل مورد نظرهستند در گروه ۱ و مابقی در گروه ۲ جای گرفتند و برآوردهای جداگانه‌ای برای هر گروه انجام شد که نتایج حاصل در نمودار (۶) و جدول (۱۳) آمده است.

۲. قابل ذکر است که در این مطالعه با آگاهی از اهمیت رژیم نرخ ارز و نقش نرخ سیاست پولی، امکان بررسی این عوامل به‌دلیل روش مورد استفاده وجود نداشت. چون جهت برآورد تأثیر رژیم نرخ ارز باید از یک طبقه‌بندی ناپیوسته استفاده می‌شد. نرخ سیاست پولی هم یک عامل ساختاری نیست و نمی‌توان آنرا به عنوان عامل برون‌زا وارد مدل مورد بررسی نمود. لذا روش مورد استفاده اجازه بررسی این عوامل را نمی‌داد.

مرکزی کشور است. بدین صورت که اگر وضعیت بودجه عمومی قوی باشد، بدهی دولت کم است، اما اگر وضعیت بودجه عمومی ضعیف باشد، بدهی دولت زیاد است (هودروم و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۳). با توجه به بدهی‌های عمومی، مکانیسم‌های کینزی فرض می‌کنند که مصرف با درآمد جاری ارتباط دارد. بنابراین سطح بدهی نمی‌تواند ضریب فزاینده مالی را تحت تأثیر قرار دهد. با این حال، هنگامی که مصرف کنندگان به فکر آینده هستند، پیش‌بینی می‌کنند که افزایش هزینه‌های عمومی از طریق افزایش بدهی عمومی امروز معادل افزایش سطوح مالیاتی در آینده است. بنابراین، آنها پس‌انداز خود را (جهت مقابله با افزایش سطوح مالیاتی) افزایش می‌دهند. لذا طبق نظریه ریکاردویی[2] مصرف پس از یک محرک مالی افزایش نخواهد یافت. برای حفظ این معادله ریکاردویی از عوامل اقتصادی درخواست می‌شود که آینده‌نگر باشند. به این ترتیب، بدهی‌های عمومی بالا، ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش می‌دهد. با این حال سادرلند[3] (۱۹۹۷) نشان می دهد که در سطوح بالای بدهی های عمومی، محرک مالی می تواند اثرات ضد کینزی داشته باشد، حتی اگر مصرف کنندگان آینده‌نگر نباشند. در واقع، هنگامی که بدهی عمومی بالا است، عوامل پیش‌بینی می‌کنند که آنها مجبور خواهند شد به زودی در آینده مالیات بیشتری را پرداخت کنند. لذا بار بدهی تنها توسط نسل‌های بعدی پشتیبانی نمی‌شود. بنابراین، مصرف کنندگان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند بدون اینکه آینده‌نگر باشند و بدون اینکه نیاز باشد تا برخی امکانات را برای انتقال ثروت به نسل‌های بعدی داشته باشند. این استدلال به نظر می‌رسد که در کشورهای کمتر توسعه یافته و در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا می‌تواند مهم‌تر باشد، زیرا مفهوم سازمانی، کیفیت مدیریت درآمد- مخارج و اعتماد به دولت را کاهش می‌دهد. بنابراین اثرات بدهی عمومی می‌تواند در این کشورها دو برابر باشد. به بیان دیگر، آستانه‌ای که بدهی عمومی اثرات ضد کینزی را ایجاد می‌کند ممکن است در این کشورها پایین‌تر از کشورهای توسعه یافته باشد و اثرات بدهی عمومی بالا نیز می‌تواند بدتر باشد (هوری[4]، ۲۰۱۶: ۶۸). در این مقاله برای اندازه‌گیری تأثیر وضعیت مالی عمومی، از نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (GDP) استفاده شد و نتایج حاصل مطابق با انتظارات، اثر منفی بدهی بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با بدهی بالا نسبت به کشورهای با بدهی پایین ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن بدهی، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹). قابل توجه است که در ایران نسبت به منا وضعیت بدتر بوده و ضریب منفی است (جدول ۱۱) که این می‌تواند به دو دلیل باشد: اولاً چون (طبق نظر اسپیلمبرگو و همکاران[5]، ۲۰۰۹: ۳) زمانی که بدهی عمومی بالا باشد، اگر اعتماد به نفس مصرف کنندگان و سرمایه‌گذاران کاهش یابد، احتمال بیشتری وجود دارد که نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی با افزایش مالیات افزایش یابد که در این حالت به طور خاص ممکن است ضرایب فزاینده مالی منفی شوند. ثانیاً، تأثیر منفی محرک‌های مالی در زمان‌های بدهی بالا می‌تواند بیشتر از اثرات ضدکینزی باشد. در واقع، اثرات ضد کینزی منجر به تأثیر سیاست‌های انبساطی نمی‌شود، اما لزوماً به معنی منفی شدن نیز نمی‌باشد. به بیان دیگر، تأثیر منفی بدهی های بالا دارای پاداش نرخ بهره است (همینگ و همکاران[6]، ۲۰۰۲: ۳۶). چون زمانی که بدهی‌های عمومی بالا است، پاداش ریسک مهم است و نرخ بهره افزایش می‌یابد. لذا پیوند میان پاداش ریسک و نرخ بهره زمانی قوی‌تر است که اعتبارات دولت ضعیف باشد (آلسینا و پروتی[7]، ۱۹۹۴: ۴۱). همان‌طور که در کشورهای در حال توسعه‌ای به‌ویژه ایران اغلب مدیریت بدهی‌های عمومی از طریق اعتبارات دولتی ضعیف محسوب می‌شود و همین امر منجر به منفی شدن ضریب فزاینده مخارج دولت (با افزایش بدهی عمومی) در ایران می‌شود.

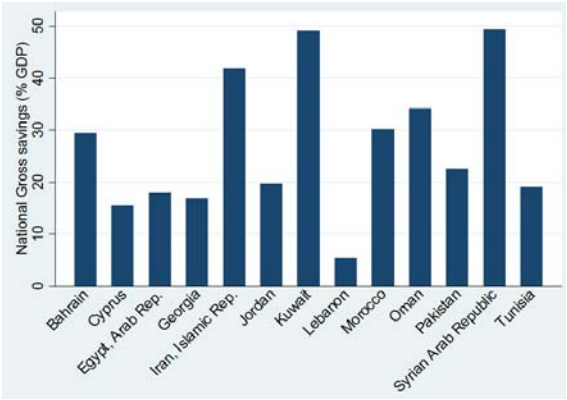
عدم اطمینان و نرخ پس‌انداز

عامل دیگری که نقشی کلیدی در کارآیی سیاست مالی دارد، عدم اطمینان است. عدم اطمینان می‌تواند با اصلاح کارایی سیاست مالی از طریق کانال پس‌انداز اثر بزرگ‌تری بر ضرایب فزاینده مالی داشته باشد. در واقع، در محیط نامطمئن عوامل اقتصادی تقاضای خود را برای پس‌انداز احتیاطی افزایش

1. Huidrom et al. (2016)
2. Ricardian
3. Sutherland (1997)
4. Hory (2016)
5. Spilimbergo et al. (2009)
6. Hemming et al. (2002)
7. Alesina & Perotti (1994)

می‌دهند. بنابراین، اگر محرک مالی، هنگامی که عدم اطمینان افزایش می‌یابد، اعمال شود، مصرف کنندگان پس‌انداز خود را افزایش می‌دهند. این نشت تقاضا باعث می‌شود که سیاست مالی ناکارآمد شود. از این رو، در این مقاله از نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی برای اندازه گیری عدم اطمینان استفاده می‌شود. چون در واقع با استفاده از نرخ پس‌انداز، انتظارات در مورد تورم و تغییرات بالقوه در سطوح مالیاتی نیز در نظر گرفته می‌شود. لذا اگر اعتماد به دولت کم باشد، انبساط مالی احتمال دارد منجر به افزایش پس‌انداز شود. چون سطح اطمینان کم می‌تواند منعکس کننده حکومت‌داری ضعیف باشد و به این ترتیب سیاست مالی کمتر کارآمد خواهد بود (هوری، ۲۰۱۶: ۶۸). بنابراین، می‌توان استدلال کرد که در کشورهای در حال توسعه من جمله کشورهای منطقه منا اثر پس‌انداز می‌تواند اثر ناخوشایندتری نسبت به کشورهای توسعه یافته داشته باشد، زیرا نرخ پس‌انداز بالا شامل عدم اطمینان نیز می‌شود. علاوه بر این، عدم اطمینان و پیش‌بینی‌های بدبینانه، زمانی که حکومت ضعیف است، مهم‌تر می‌شوند. بنابراین، اگر نرخ پس‌انداز بالا به عدم اطمینان و پیش‌بینی‌های بدبینانه اشاره دارد، میزان پس‌انداز می‌تواند منعکس کننده حکومت ضعیف نیز باشد که این احتمال در کشورهای در حال توسعه‌ای مانند ایران و کشورهای منطقه منا بیشتر است. چون در این کشورها نسبت پس‌انداز به GDP می‌تواند پس‌انداز واقعی را نشان ندهد. در واقع، توسعه مالی ضعیف می‌تواند عوامل را برای حفظ پس‌انداز احتیاطی به خارج از سیستم بانکی رسمی هدایت کند. بنابراین نرخ پس انداز کوچک نشان دهنده نااطمینانی کم نمی‌باشد و ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون منطقه منا، با نسبت پس‌انداز به تولید ناخالص داخلی کم نمی‌تواند بسیار زیاد باشد. بنابراین، شکاف بین ضرایب فزاینده در این کشورها با نرخ پس‌انداز کم و با نرخ پس‌انداز بالا می‌تواند کوچک‌تر از یک باشد.

در این مقاله نیز طبق انتظار اثر منفی نرخ پس‌انداز بر ضریب فزاینده مخارج دولت تأیید شد. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با نرخ پس‌انداز بالا نسبت به کشورهای با نرخ پس‌انداز پایین ضریب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر است و طبق انتظار شکاف بین ضرایب فزاینده در این کشورها نیز کوچک‌تر از یک است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نرخ پس‌انداز (نمودار ۷)، اثر منفی آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است که این نتایج می‌تواند دلیلی بر عدم اطمینان و نشت تقاضا از طریق افزایش نرخ پس‌انداز در کشورهای مورد بررسی باشد (نمودار ۹). البته باید توجه داشت که اثر کاهشی پس‌انداز در کشورهای منا بسیار بیشتر از ایران می‌باشد (جدول ۱۱).



نمودار ۷. روند پس‌انداز ناخالص ملی در کشورهای منتخب منا (۲۰۱۶-۲۰۰۰)

مأخذ: بانک داده‌های سری‌های زمانی بانک جهانی

نرخ بهره‌برداری از ظرفیت

مکانیسم‌های کینزی بر اساس چندین فرضیه است. یکی از آنها مربوط به نرخ بهره‌برداری از ظرفیت تولید است: مکانیسم‌های کینزی در اقتصادهایی با ظرفیت تولید مازاد مؤثرند. در واقع، وقتی هزینه‌های عمومی افزایش می‌یابد، تقاضای جهانی افزایش می‌یابد و سمت عرضه به افزایش تولید واکنش می‌دهد. با این حال، اگر ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار گیرد، عرضه نمی‌تواند به سرعت افزایش یابد و این باعث می‌شود که ضریب فزاینده مخارج دولت کاهش یابد. این استدلال توضیح می‌دهد که چرا ضرایب فزاینده مالی در زمان‌های بد (زمانی که ظرفیت تولید تقریباً استفاده می‌شود) بیشتر از زمان‌های خوب (هنگامی که ظرفیت تولید به طور کامل مورد استفاده قرار می‌گیرد) هستند (هوری، ۲۰۱۶: ۶۹). برای اندازه‌گیری میزان بهره‌برداری از ظرفیت، در این مقاله از نرخ بیکاری استفاده شد که تعداد کارگران بیکار را نسبت به تعداد کل کارگران اندازه‌گیری می‌کند. در کشورهایی با تعداد قابل توجهی نیروی کار قابل دسترس، سازگاری طرف عرضه بیشتر است و شرکت‌ها می‌توانند به سرعت کارگران جدید را جذب کنند. به این ترتیب، انتظار می‌رود که نرخ بیکاری تأثیر

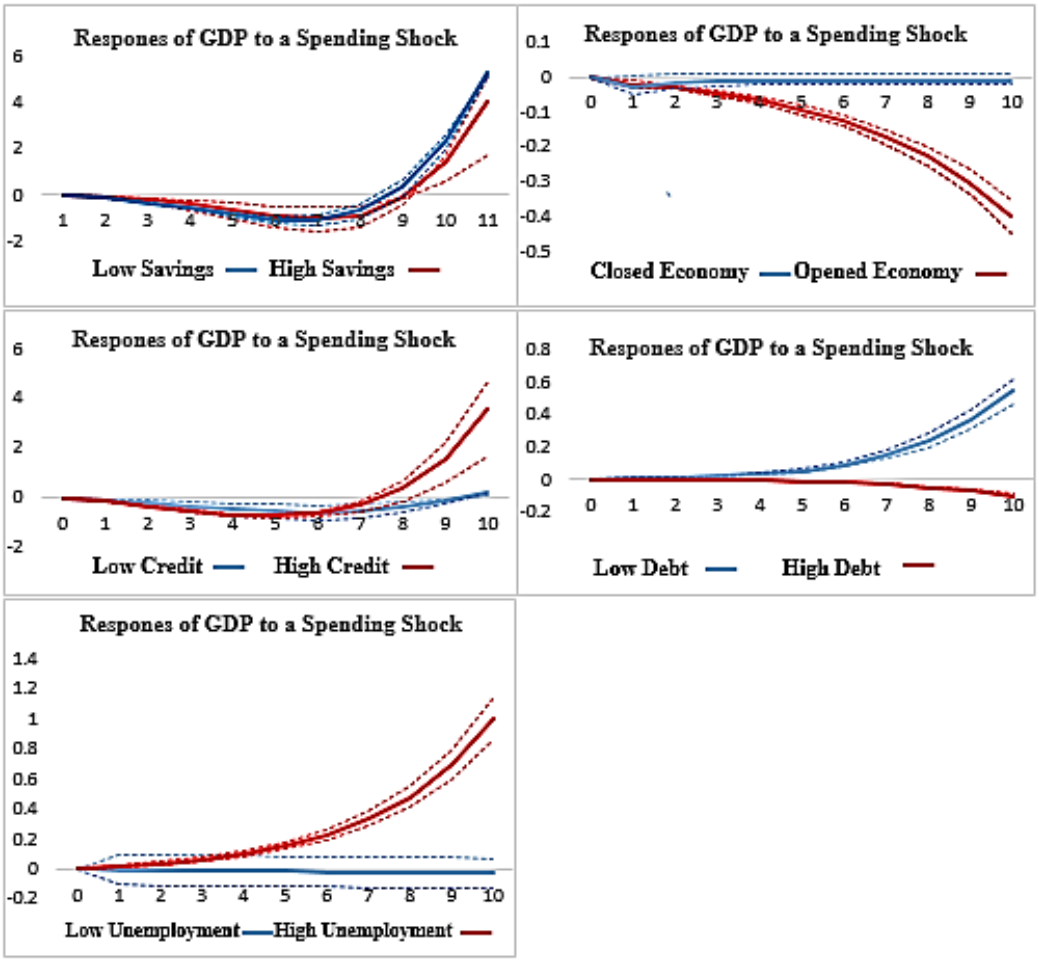
مثبتی بر ضریب فزاینده مخارج دولت داشته باشد، زیرا یک نرخ بیکاری بالا نشان دهنده یک وضعیت رکود اقتصادی است. نتایج حاصل از این مطالعه اثر مثبت نرخ بیکاری بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری‌که در گروه کشورهای منا با نرخ بیکاری بالا نسبت به کشورهای با نرخ بیکاری پایین ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نرخ بیکاری، اثر مثبت آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹) که همین امر سبب بزرگ‌تر شدن ضریب فزاینده مخارج دولت در این کشور نسبت به منا شده است (جدول ۱۱).

توسعه مالی

نسبت اعتبارات به تولید ناخالص داخلی اغلب به عنوان شاخص توسعه مالی استفاده می‌شود. به‌طور کلی توسعه مالی از یک سو، چند اثر منفی بر ضریب فزاینده مخارج دولت دارد که شامل:

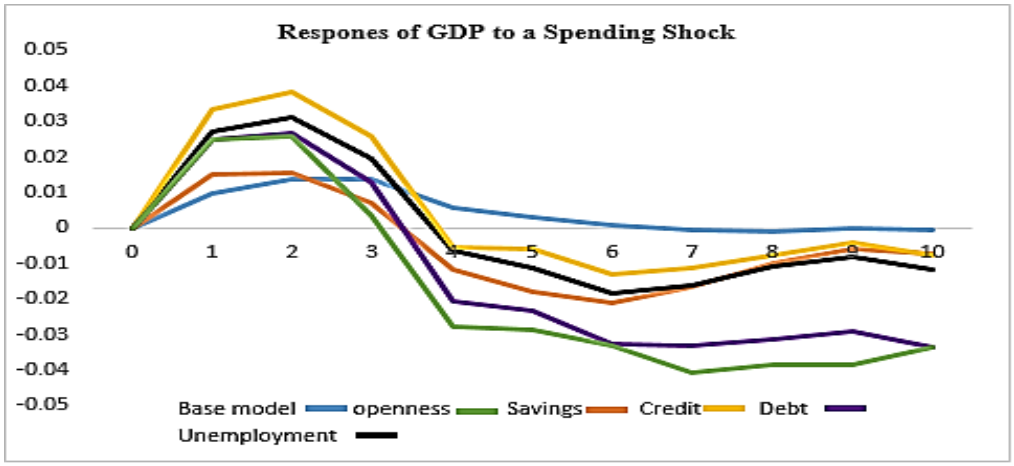
اولاً، نسبت ضعیف اعتبار به تولید ناخالص داخلی می تواند به این معنا باشد که عوامل اقتصادی محدود به اعتبار هستند. نسبت کوچک‌تر اعتبار به این معنی است که هم ارزی ریکاردویی معتبر نیست. به بیان دیگر، مردم کمتر به فکر آینده هستند و آنها نمی‌توانند مصرف خود را در طول زمان کنترل کنند. به این ترتیب، کشورهای دارای نسبت کوچک اعتبار به GDP می‌توانند دارای ضرایب فزاینده مالی بزرگ‌تر باشند. ثانیاً، زمانی که توسعه مالی ضعیف است، امکانات پس‌انداز کمی وجود دارد. بنابراین، عوامل اقتصادی امکانات کمی برای کنترل کردن مصرفشان دارند. اگر آنها نمی‌توانند مصرف خود را تغییر دهند، مصرف عمومی کمتر احتمال دارد که مصرف خصوصی را از بین ببرد حتی اگر نرخ بهره افزایش یابد. در نهایت، توسعه مالی می‌تواند به بی‌ثباتی بیشتر در کشورهای در حال توسعه اشاره کند. چون با توسعه مالی سرمایه‌گذاری بیشتر منجر به تولید بیشتر می‌شود و همین امر با ثابت بودن سایر شرایط، باعث سودآوری بیشتر می‌شود. سود بیشتر ارزش اعتبارات و منابع قرض‌گیری را فراهم می‌کند که منجر به افزایش بیشتر سرمایه‌گذاری می‌شود. در نتیجه جریان ورود سرمایه به کشور برای تأمین این رونق صورت می‌گیرد. همزمان، رونق سرمایه‌گذاری تقاضا برای عامل خاص را در کشور افزایش داده و قیمت آن را نسبت به محصول خوب افزایش می‌دهد (مگر اینکه عرضه این عامل بسیار با کشش باشد) این افزایش قیمت نهاده ها منجر به کاهش سود و در نتیجه، کاهش ارزش اعتبارات، قرض‌گیری کمتر و سرمایه‌گذاری کمتر و کاهش در مجموع تولید می‌شود. این بی‌ثباتی درونی موجب شوک‌هایی می‌شود که اثرات مداوم داشته و در موارد شدیدتر منجر به محدود شدن چرخه می شوند (هوری، ۲۰۱۶: ۶۹). به این ترتیب، توسعه مالی بیشتر می‌تواند ضریب فزاینده مخارج دولت را با ایجاد بی‌ثباتی کاهش دهد که این اثر در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون منطقه منا مهم‌تر است.

از سوی دیگر، استدلال می‌شود که توسعه مالی می‌تواند تأثیر مثبتی بر ضریب فزاینده مخارج دولت داشته باشد. برای افزایش مصرف (سرمایه‌گذاری)، مصرف کنندگان (سرمایه‌گذاران) نیاز به تعدادی منابع مالی دارند. یک بخش مالی پیشرفته‌تر دسترسی به منابع مالی و همچنین تنوع منابع تأمین مالی را افزایش می‌دهد. در نتیجه نسبت اعتبار می‌تواند کمتر اهمیت داشته باشد و عوامل به راحتی می‌توانند مصرفشان (سرمایه‌گذاری) را افزایش دهند. اما در کشورهای در حال توسعه سرمایه‌گذاری نسبت به نرخ بهره کمتر حساس است، چون با استفاده از سیستم بانکی محدود می‌شود. بنابراین، تأثیر مثبت توسعه مالی می‌تواند در این کشورها با افزایش منابع قابل دسترس، مهم‌تر باشند. همان‌طور که توضیح داده شد، تأثیر توسعه مالی می‌تواند منفی (با فعال کردن معادله ریکاردویی، با افزایش امکانات پس انداز و افزایش بی ثباتی) یا مثبت (با افزایش امکانات مالی) باشد. در این مقاله از نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی (GDP) برای اندازه‌گیری تأثیر توسعه مالی استفاده شد. نتایج حاصل اثر مثبت اعتبارات بر ضریب فزاینده مخارج دولت را تأیید کردند. به طوری که در گروه کشورهای منا با اعتبارات بالا نسبت به کشورهای با اعتبارات پایین ضریب فزاینده مخارج دولت بزرگ‌تر است (نمودار ۸). در ایران نیز به‌دلیل بالا بودن نسبت اعتبارات، اثر مثبت آن نسبت به مدل پایه به وضوح قابل مشاهده است (نمودار ۹). اما قابل توجه است که این تأثیر در ایران قوی‌تر از منا می‌باشد (جدول ۱۱).



نمودار ۸. تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۹. تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۱۱. مقایسه ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا و ایران براساس عوامل تعیین کننده

	کشورهای منتخب منا			ایران	
متغیرهای کنترل	تقسیم بندی	Impact	Cumulative	Impact	Cumulative
درجه باز بودن تجاری	گروه ۱ (در اقتصاد باز)	-۰/۲۹	-۲۰/۲	۰/۰۰۳	-۱/۱۲
	گروه ۲ (در اقتصاد بسته)	-۰/۲۶	-۱/۲۱		
پس‌انداز ناخالص ملی	گروه ۱ (با پس‌انداز بالا)	-۰/۳۹	-۰/۰۹	۰/۰۷۹	-۱/۴۶
	گروه ۲ (با پس‌انداز پایین)	-۰/۰۲	۷/۵۷		
بدهی دولت	گروه ۱ (با بدهی بالا)	۰/۰۲	-۳/۴۶	-۰/۰۸	-۱/۷۳
	گروه ۲ (با بدهی پایین)	۰/۰۷	۱۱/۹۷		
اعتبارات به بخش خصوصی	گروه ۱ (با اعتبارات بالا)	۰/۰۷	۳۶/۰۶	۰/۰۹	۰/۷۲
	گروه ۲ (با اعتبارات پایین)	-۰/۳۹	-۱۱/۴۵		
نرخ بیکاری	گروه ۱ (با بیکاری بالا)	۰/۰۸	۳۵/۴۸	۰/۱۵	۰/۶
	گروه ۲ (با بیکاری پایین)	-۰/۰۲	-۱/۱۷		
مدل پایه (ایران)				۰/۰۸	۰/۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۹) تأثیر هریک از عوامل تعیین کننده ضریب فزاینده مخارج دولت را برای هر مدل تخمین زده شده ایران ارائه می دهد که به طور کلی شش مدل را ارائه می دهد: مدل پایه (بدون متغیر کنترل، متغیرهای خارجی) و پنج مدل شامل هر یک از متغیرهای کنترل ذکر شده، برآورد مدل پایه نشان می‌دهد که اندازه ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران در سال اول پس از شوک ۰/۰۸ است، که در مقایسه با نتایج مدل پایه، می‌توان مشاهده کرد که معرفی باز بودن تجارت، سطح بدهی دولت و نرخ پس‌انداز حجم ضریب فزاینده مالی را کاهش می‌دهد، در حالی که سطح بالای بیکاری و توسعه مالی حجم ضریب فزاینده مالی را افزایش می‌دهد.

بنابراین به‌طورکلی با توجه به عوامل بیان شده می‌توان نتیجه گرفت که کارایی هزینه‌های دولتی به عوامل اقتصاد کلان در ایران در مقایسه با منا (بجز باز بودن تجارت) حساسیت بیشتری دارد. این نتیجه می‌تواند ضعیف بودن اقتصاد ایران را نسبت به منا توضیح دهد چون که هر عامل دارای اثرات بدتری در ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه در ابتدا نحوه اثرگذاری شوک مخارج دولت در کشورهای منتخب منطقه منا (MENA) و ایران مورد بررسی و همراستا بودن اثرگذاری مثبت شوک مخارج دولت بر رشد اقتصادی در منا و ایران تأیید شد. در ادامه جهت مطالعه دقیق‌تر به محاسبه ضریب فزاینده مخارج دولت در هر یک با بهره‌گیری از ضرایب توابع واکنش پرداخته شد که مطابق با سطح جهانی، نتایج حاصل این مطالعه نیز همراستا با نتایج مورد انتظار برگرفته از تئوری‌های اقتصادی است. بدین صورت که در این مطالعه طبق انتظار در کشورهای در حال توسعه‌ای همچون کشورهای منطقه منا به‌ویژه ایران ضرایب فزاینده مخارج دولت کوچک‌تر از یک و نزدیک به صفر می‌باشد که بررسی‌های صورت گرفته نشان داد باز بودن تجارت (واردات)، بدهی‌های عمومی و نرخ پس‌انداز هم در منا و هم در ایران ضریب فزاینده مخارج دولت را کاهش می‌دهند. در حالی‌که بیکاری و توسعه مالی باعث افزایش ضرایب فزاینده می‌شوند. با توجه به مقیاس تأثیر هر یک از عوامل تعیین کننده، بدهی عمومی بیشترین تأثیر را در ایران دارد، در حالی‌که در منا باز بودن تجارت بیشترین تأثیر را دارا

می‌باشد. با توجه به نتایج بدست آمده به وضوح می‌توان مشاهده کرد که اندازه تأثیر هر یک از عوامل تعیین کننده در ایران نسبت به منا نسبتاً مهم‌تر است اما ضعف ضرایب فزاینده مخارج دولت در ایران با توجه به هر عاملی (به جز باز بودن تجارت) که در نظر گرفته شد، باقی ماند. بنابراین به رغم بزرگ‌تر بودن حساسیت عوامل تعیین شده در نظر گرفته شده، در اقتصاد ایران، باید علاوه بر این عوامل، بر سایر عوامل نیز جهت بهبود کارایی سیاست مالی اقدام شود.

٦- پیشنهادهای سیاستی

لذا با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهادهای سیاستی زیر را ارائه داد:

با تکیه بر نتیجه کوچک‌تربودن ضریب فزاینده مخارج دولت در کشورهای منتخب منا به‌دلیل باز بودن تجارت (نسبت به سایر عوامل تعیین کننده) می‌توان گفت در این کشورها افزایش بیشتر رشد اقتصادی ناشی از شوک مخارج دولت از طریق باز بودن تجارت محدود می‌شود. لذا علت این عامل می‌تواند افزایش روند واردات کالاهای مصرفی در این منطقه باشد که در برخی موارد این نوع واردات از کیفیت بالایی نیز برخوردار نیستند و اثری منفی به طور مستقیم و غیرمستقیم بر رشد اقتصادی کشورها می‌گذارند. بنابراین با توجه به ساختار کشورهای منطقه منا ایجاد محدودیت‌های وارداتی برای کالاهای مصرفی می تواند شتاب بیشتری به رشد اقتصادی در این کشورها دهد.

در شرایط فعلی اقتصاد ایران به منظور افزایش سریع رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت، و با تکیه بر نتیجه حاصل از این تحقیق که حاکی از تأثیر بالای بدهی دولت بر ضریب فزاینده مخارج دولت در ایران می‌باشد، با هدف کاهش بدهی دولت و افزایش بیشتر رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت، پیشنهاد می‌شود دولت از روش‌های خودتأمینی برای تأمین مخارج خود و کاهش بدهی استفاده کند که بدین جهت با توجه به تجارب سایر کشورها توصیه می‌شود از طریق انتشار اوراق قرضه با سررسید بلندمدت (۱۰ ساله، ۲۰ ساله یا حتی ۳۰ ساله) به جای سررسید یکساله استفاده کند تا زمان بازپرداخت در کوتاه‌مدت به سر نیامده و دولت را دچار مشکلات مضاعف بازپرداخت اصل و فرع نمی‌کند. لذا حداقل در این شرایط دولت در کوتاه‌مدت مشکلات را رفع می‌کند و زمان دارد بازپرداخت اصلی را در یک بازه زمانی ۱۵-۱۰ ساله برنامه‌ریزی کند و از این طریق با کنترل بدهی‌های عمومی و کاهش آن به افزایش سریع رشد اقتصادی از طریق شوک مخارج دولت کمک کند. علاوه بر این، با تأمین مخارج از طریق انتشار اوراق قرضه موجبات کاهش رشد نقدینگی را فراهم ساخته و از طریق کنترل نقدینگی، دستیابی به نرخ تورم پایین را نیز میسر می‌سازد و لذا از این طریق می‌توان در جهت شکوفایی اقتصاد کشور گام برداشت.

منابع

آقایی، کیومرث؛ یارمحمدیان، ناصر و ناقلی، الهام (۱۳۸۹). "تأثیر مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی (تحلیل اثر جایگزینی جبری و حمایتی در اقتصاد ایران)". *دومین همایش ملی اقتصاد*. دانشگاه آزاد خمینی شهر.

افشاری، زهرا؛ شیرین بخش ماسوله، شمس اله و بهشتی، مریم (۱۳۹۱). "بررسی پایداری مالی در ایران". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۲، شماره ۴۵، ۵۴-۲۷.

سعدی، محمدرضا؛ عریانی، بهاره؛ موسوی، میرحسین و نعمت‌پور، معصومه (۱۳۸۹). "تحلیل ارتباط مخارج دولت و رشد اقتصادی در چارچوب مدل رشد بارو". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۳۸، ۱۷۳-۱۴۵.

قزوینیان، محمدحسن؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ دهقانی، علی؛ زندی، فاطمه و سعیدی، خلیل (۱۳۹۷). "مقایسه تطبیقی اثر شوک‌های مصرف کل انرژی بر انتشار دی اکسید کربن و رشد اقتصادی در ایران و کشورهای منتخب منا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۰۸-۹۱.

فطرس، محمدحسن؛ راضیه صحرایی، معصومه یاوری (۱۳۹۷). " بررسی اثر جنگ بر امنیت غذایی در کشورهای منتخب منطقه منا ۱۳۹۳-۱۳۶۹ (رویکرد پانل دیتای نامتوازن)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های*

رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۰، ۶۶-۵۵.

طباطبایی یزدی، رویا و شهبازی، میثم (۱۳۹۲). "مهم‌ترین شاخص‌های اقتصادی کشور از ابتدای برنامه اول تا دو سال اول برنامه پنجم (۱۳۶۸ تا ۱۳۹۱)". *معاونت پژوهش‌های اقتصادی، گزارش راهبردی*، شماره ۱۶۲.

Abrigo, R. M. & Inessa, L. (2015). "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata". A Package of Programs**,** https://sites.google.com/a/hawaii.edu/inessalove/home/pvar**.**

Alesina, A. & Perotti, R. (1994). "The Political Economy of Budget Deficits". *NBER Working Paper Series*.

Andrews, D.W.K. & Lu, B. (2002). "Consistent Model and Moment selection Procedures for GMM Estimation with Application to Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 101(1), 123-164.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies,* 58(2), 277-297.

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

Batini, N., Eyraud, L. & Weber, A. (2014). "A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers". *IMF Working Paper* 14/93 (Washington: International Monetary Fund).

Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. & Weber, A. (2014). "Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections". *IMF Fiscal Affairs Department Technical Notes and Manuals* 14/04 (Washington: International Monetary Fund).

Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M. & Weber, A. (2012). "Fiscal Multipliers and the State of the Economy". *IMF Working Paper* 12/286 (Washington: International Monetary Fund).

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output". *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329-1368.

Bose, S. & Bhanumurthy, N. R. (2015). "Fiscal Multipliers for India. Margin". *The Journal of Applied Economic Research*, 9(4), 379-401.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2011). "When Is the Government Spending Multiplier Large". *The Journal of Political Economy,* 119(1), 78–121.

Cole, H. L. & Ohanian, L. (2004). "New Deal Policies and the Persistence of the Great Depression: A General Equilibrium Analysis". *Journal of Political Economy*, 112(4), 779–816.

Combes, J. L. & Mustea, L. (2016). "Output Effects of Fiscal Stimulus in Central and Eastern European Countries". *Post-Communist Economies,* 28(1), 108-127.

Contreras Banco, J. & Battelle, H. (2014). "Fiscal Multipliers in a Panel of Countries". *Banco de Mexico Working Papers*, 2014, No. 2014-15.

Corsetti, G., Meier, A. & Müller, G. (2012). "What Determines Government Spending Multipliers?". *IMF Working Paper*, (12-150).

Deskar-Skrbic, M. & Simovic, H. (2015). "The Size and Determinants of Fiscal Multipliers in Western Balkans: Comparing Croatia, Slovenia and Serbia". *EFZG Working Paper Series*, 2015, 15-10.

Deskar-Skrbic, M. & Simovic, H. (2016). "The Effectiveness of Fiscal Spending in

Croatia, Slovenia and Serbia: the Role of Trade Openness and Public Debt Level". *Post-Communist Economies*, Volume 29, Issue 3, 336-358.

Dolls, M., Fuest, C. & Peichl, A. (2012). "Automatic Stabilizers and Economic Crisis: US vs. Europe". *Journal of Public Economics,* 96, 279–294.

Fatas, A. & Mihov I. (2001). "The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence". CEPR Discussion Paper, 2760, *Center for Economic for policy Research,* London.

Ghali, K. H. (1998). "Government Spending and Economic Growth in Saudi Arabia". *Journal of Economic Developmen*, 22(2), 165-172.

Gorodnichenko, Y., Mendoza, E. G. & Tesar, L. L. (2012). "The Finnish Great Depression: From Russia with Love". *American Economic Review*, 102(4), 1619–1644.

Grdović Gnip, A. (2014). "The Power of Fiscal Multiplier in Croatia", *Financial Theory and Practice,* 38(2), 173-219.

Hemming, R., Kell, M., & Mahfouz, S. (2002). "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity: A Review of the Literature". *IMF Working Paper,* 1-53

Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, R. S. (1988). "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data". *Econometrica*, 56(6), 1371-1395.

Hory, M. (2016). "Fiscal Multipliers in Emerging Market Economies: Can We Learn Something from Advanced Economies". *International Economics*, 146, 59-84

Huidrom, R., Kose, M.A., Lim, J. & Ohnsorge, F. (2016). "Do Fiscal Multipliers Depend on Fiscal Positions?". *CEPR Discussion Paper*, 1605, DP11346.

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Végh, C. A. (2013). "How big (small) are fiscal multipliers". *Journal of Monetary Economics,* 60(2), 239–254.

Khalid, A. M. (1996). "Ricardian Equivalence: Empirical Evidence from Developing Economies". *Journal of Development Economics,* 51(2), 413–432.

Kirchner, M., Cimadomo, J. & Hauptmeier, S. (2010). "Transmission of Government Spending Shocks In The Euro Area: Time Variation and Driving Forces". *ECB Working Paper Series 1219* (Frankfurt: European Central Bank).

Kraay, A. (2013). "Government Consumption Multipliers in Developing Countries: Evidence from Lending by Official Creditors". *World Bank Policy Research Working Paper 2013*, No. 6099.

Leland, H. E. (1968). "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving". *The Quarterly Journal of Economics,* 82(3), 465–473.

Lizardo, R. & Mollick, A. (2009). "Can Latin America Prosper by Reducing the Size of Government". *Cato Journal*, 29(2), 267-294.

Mahmud, M. N. & Ahmed, M. (2012). "Government Expenditure and Household Consumption in Bangladesh through the Lens of Economic Theories: an Empirical Assessment", *MPRA Paper*, No. 36035.

Mitchell, D. (2011). "How the Swiss 'Debt Brake". Tamed Government". *Wall Street Journal,* 25 April.

Senekovic, M., Kavkler, A., & Beko, J. (2019). "Estimation of Government Spending Multiplier in EU Economies", *Nase Gospodarstvo, Our Economy*, 65(1), 16-29.

Senekovic, M., Kavkler, A., & Beko, J. (2019). "Estimation of Government Spending Multiplier in EU Economies",

Journal of our Economy (Slovenian), 65(1), pp.16-29.

Silva, R., Carvalho, V. M. & Ribeiro, A. P. (2013). "How Large are Fiscal Multipliers? A Panel Data VAR Approach for the Euro Area". *FEP Working Papers 2013*, No. 500 August 2013.

Spilimbergo, A., Symansky, S. & Schindler, M. (2009). "Fiscal Multipliers". *IMF Staff Position Notes,1-13*

Sutherland, A. (1997). "Fiscal Crises and Aggregate Demand: can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy". *Journal of Public Economics*, 65(2), 147–162.

Vedder, R. & Gallway, L. (1998). "Government Size and Economic Growth". Prepared for the Joint Economic Committee Jim Saxton (R-NJ),

Woodford, M. (2011). "Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1–35.

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۱۲۴-۱۱۱)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (111-124)

رانت منابع طبیعی و کارآفرینیِ ضرورت یا فرصت

***هدی زبیری[۱]، مانی موتمنی[۲]، عاطفه رئیسی[۳]**

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

۲. استادیار اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

۳. دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۲/۲۷ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۱۶)

Natural Resource Rents and Opportunity and Necessity Entrepreneurship

***Hoda Zobeiri[1], Mani Motameni[2], Atefeh Reisi[3]**

1. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
3. M.A. Student in Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran

(Received: 17/May/2019 **Accepted:** 7/Aug/2019**)**

چکیده:

رانت منابع نهاده‌ای تولیدی است که می‌تواند محرک کارآفرینی در کشورهای غنی از منابع طبیعی باشد، اما در سوی مقابل رانت منابع طبیعی می‌تواند موجب تغییر انگیزه‌های کارآفرینانِ بالقوه، کاهش کارآفرینیِ فرصت و تبدیل آن به کارآفرینیِ ضرورت گردد. اگرچه کارآفرینیِ ضرورت، فعالیتی غیرمولد محسوب نمی‌شود اما اثرگذاری آن بر رشد و توسعه اقتصادی بسیار متفاوت با فعالیت‌های کارآفرینانه است که مبتنی بر فناوری‌ها و ایده‌های نوآورانه هستند و مرزها و قابلیت‌های تولیدی یک اقتصاد را تعیین می‌کنند. در پژوهش حاضر اثر رانت منابع طبیعی بر توسعه کارآفرینی (به تفکیک کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت) در ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا (GMM) مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق نشان داده است، رانت منابع طبیعی تأثیری منفی و معنادار بر کارآفرینیِ فرصت داشته است در حالی‌که این متغیر تأثیری مثبت و معنادار بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است. بر اساس یافته‌های این تحقیق، رانت منابع طبیعی به طور متوسط کاهش کارآفرینیِ فرصت را موجب شده است. نتایج این تحقیق، بیانگر ضرورت مدیریت رانت منابع طبیعی همراه با کنترل فساد و بهبود ساختار نهادی به منظور گسترش کارآفرینیِ فرصت در اقتصادهای غنی از منابع طبیعی است.

واژگان کلیدی: رانت منابع طبیعی، کارآفرینیِ فرصت، کارآفرینیِ ضرورت، داده‌های تابلویی پویا.

طبقه‌بندیJEL: Q34، C23، O31.

Abstract:

Natural resource rents theoretically can stimulate entrepreneurship as a production inputs. In other hands, natural resource rents can change intensives of potential entrepreneurs, reduce opportunity driven entrepreneurship and increase necessity driven entrepreneurship. However, necessity driven entrepreneurship is not an unproductive activity, but its impact on economic growth and development is very different from entrepreneurial activities that are based on innovative ideas and technologies which determine the productive capabilities of an economy. This paper has examined the effect of natural resource rents on opportunity driven entrepreneurship and necessity driven entrepreneurship in 45 selected countries during 2008-2017 using GMM. The results show that natural resource rents have significant negative impact on opportunity entrepreneurship while it has significant positive impact on necessity entrepreneurship. Based on the results, oil rents managements along with control of corruption and improve institutional framework are necessary to increase opportunity entrepreneurship in oil rich countries.

Keywords: Natural Resource Rents, Opportunity Entrepreneurship, Necessity Entrepreneurship, Dynamic Panel Regression.
JEL: Q34, C23, O31.

* **نویسنده مسئول:** هدی زبیری (این مقاله از پایان‌نامه مقطع کارشناسی ارشد با عنوان «بررسی اثر وفور منابع طبیعی بر کارآفرینی در کشورهای منتخب» در دانشکده علوم اقتصادی و اداری دانشگاه مازندران استخراج شده است).

*Corresponding Author: Hoda Zobeiri E-mail: h.zobeiri@umz.ac.ir

۱- مقدمه

اهمیت کارآفرینی در نیل به توسعه پایدار در ادبیات اقتصادی مورد تأکید بسیار قرار گرفته است (شومپیتر[1]، ۱۹۳۴: ۱۳۷؛ آکس و آدرش[2]، ۱۹۸۸: ۶۷۸؛ بامول[3]، ۲۰۰۲: ۳۳۶-۱). شومپیتر (۲۰۰۵: ۱۰۸) توسعه را تغییرات ناپیوسته اساسی[4] می‌داند که به علت ظهور پدیده نوآورانه[5] ایجاد می‌شود. به عقیده وی، توسعه، تخریب و برهم زدن یک شرایط باثبات و تعادل ایستا[6] است، که منجر به تعادلی نامعین[7] در آینده می‌شود، در حالی‌که رشد تغییرات تدریجی است. به عقیده شومپیتر، کارآفرین[8] منشأ اصلی تغییرات ناپیوسته (توسعه) بشمار می‌رود. پویایی‌های کارآفرینی با توجه به زمینه نهادی و سطح توسعه می‌توانند به طور وسیعی متفاوت باشند. محیطی که اقتصاد را شکل می‌دهد، بر پویایی‌های کارآفرینی در درون هر کشور اثر می‌گذارد. این محیط از طریق وابستگی‌های متقابل بین توسعه اقتصادی و بستر نهادی شناخته می‌شود که تعیین‌کننده‌های اساسی رفتار اقتصادی مبادلات اقتصادی هستند و می‌تواند آثار مستقیم و غیرمستقیمی بر عرضه و تقاضای کارآفرینان بگذارد (پاداش و نیکونسبتی، ۱۳۸۷: ۱۲۹).

وفور منابع طبیعی یکی از این عوامل محیطی و اقتصادی است که اثرات بالقوه آن بر کارآفرینی از طریق دو مکانیسم رخ می‌دهد. مکانیسم اول این است که درآمدها و رانت حاصل از منابع طبیعی فرصت‌های شغلی جدیدی را از طریق ایجاد صنایع جدید (نفت و گاز) و صنایع پیشین و پسین آن برای کارآفرینان به وجود می‌آورد، علاوه بر این، با افزایش درآمد قابل تصرف و در نتیجه افزایش تقاضا برای محصولات و خدمات، موجب گسترش و رشد کارآفرینی می‌شود. اگرچه همزمان، مکانیسم دومی وجود دارد که به کاهش کارآفرینی منجر می‌گردد؛ درآمدهای نفتی از آنجا که متعلق به دولت است، این امکان را می‌دهد که کارآفرینان بالقوه، جستجو و دستیابی به راه‌های نزدیک شدن به دولت و استفاده از رانت دولتی را به عنوان فرصت ببینند. در حقیقت، رانت بزرگی که از منابع طبیعی به دست می‌آید همراه با تضعیف نهادها و ساختارهای اقتصادی و سیاسی، انگیزه‌های گسترده‌ای در بخش دولتی و خصوصی ایجاد می‌کند تا به فعالیت‌های رانت‌جویانه پرداخته شود، که در نتیجه آن کارگزاران اقتصادی نسبت به فعالیت‌های کارآفرینانه و مولد دلسرد شوند (توریک[9]، ۲۰۰۲: ۴۵۵؛ فرزانگان[10]، ۲۰۱۲: ۳؛ مجبوری[11]، ۲۰۱۶: ۱۰).

در این راستا برخی مطالعات از قبیل بالاند و فرانسوا[12] (۲۰۰۰: ۵۲۷)، توریک (۲۰۰۲: ۴۵۵)، فرزانگان (۲۰۱۲: ۱۹-۱)، ابکه و همکاران[13] (۲۰۱۵: ۷)، مجبوری (۲۰۱۶: ۱۰)، امیری و همکاران[14] (۲۰۱۹: ۵۵۰) به بررسی و آزمون تجربی اثر منابع طبیعی بر کارآفرینی پرداخته‌اند. نکته قابل توجه این است که در تمامی این مطالعات، کارآفرینی به صورت یک شاخص کلی در نظر گرفته شده است. این در حالی است که تأثیرپذیری انواع فعالیت‌های کارآفرینانه از دو مکانیسم مثبت و منفی ذکر شده متفاوت است. فونتلساز و همکاران[15] (۲۰۱۹: ۵) در مطالعه خود نشان می‌دهند اثر عوامل محیطی و نهادی بر دو نوع کارآفرینیِ فرصت[16] و کارآفرینیِ ضرورت[17] متفاوت است. منظور از کارآفرینیِ فرصت، شروع یک فعالیت کارآفرینی به علت فراهم بودن فرصت‌های مناسب کسب و کارهای نوآورانه است و منظور از کارآفرینیِ ضرورت شروع یک کسب و کار به علت فقدان فرصت‌های شغلی بهتر و از سر ناچاری است. اگرچه هر دو نوع کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت، فعالیتی مولد محسوب می‌شوند اما اثرگذاری آنها بر رشد و توسعه اقتصادی بسیار متفاوت است. بر این اساس، پژوهش حاضر این ویژگی را دارد که اثر رانت منابع طبیعی را بر کارآفرینی به تفکیک «کارآفرینیِ فرصت» و «کارآفرینیِ ضرورت» مورد بررسی قرار داده است. برای این منظور از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM)[18] برای ۴۵ کشور توسعه یافته و در حال توسعه در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۸ استفاده شده است. این مقاله مشتمل بر ۵ بخش است. پس از مقدمه، در بخش دوم ادبیات پژوهش (نظری و تجربی) به‌طور اجمالی ارائه شده است. بخش سوم به تصریح مدل و روش پژوهش اختصاص یافته است. پس از آن، در بخش چهارم به برآورد الگوی تحقیق و ارائه نتایج تجربی پرداخته شده است و در نهایت در بخش

1. Schumpeter (1934)
2. Acs & Audretsch (1988)
3. Baumol (2002)
4. Fundamental Discontinious Change
5. Novel Phenamena
6. Static Equlibrium
7. Indeterminate Equlibrium
8. Entrepreneur
9. Torvik (2002)
10. Farzanegan (2012)
11. Majbouri (2016)
12. Baland & Francois (2000)
13. Ebeke et al. (2015)
14. Amiri et al. (2019)
15. Fuentelsaz et al. (2019)
16. Opportunity Entrepreneurship
17. Necessity Entrepreneurship
18. Generalized Method of Moments

پنجم، جمع‌بندی و پیشنهادها بیان شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

وفور منابع در کشورهای غنی از منابع طبیعی تأثیرات متفاوت و بعضاً متضادی بر فرایند توسعه اقتصادی کشورها داشته است. در تئوری‌های مرسوم، وفور منابع طبیعی به عنوان یک نهاده تولیدی می‌تواند فرایند رشد و توسعه اقتصادی را تسریع نماید اما برای بسیاری از کشورها در عمل این‌گونه نبوده است و نه تنها به رشد و توسعه اقتصادی در این کشورها کمک چندانی نکرده است بلکه در مواردی حتی منجر به کند شدن فرایند رشد و توسعه اقتصادی شده است (گیلفاسون[۱]، ۲۰۰۱: ۸۴۷؛ شاه‌آبادی و صادقی، ۱۳۹۴: ۷۹). ادبیات گسترده‌ای در رابطه با وفور منابع طبیعی و عملکرد اقتصادی کشورهای دارای منابع طبیعی وجود دارد که با نام نفرین منابع شهرت یافته‌اند (پربیش[۲]، ۱۹۵۰: ۵۹؛ کوردن[۳]، ۱۹۸۴: ۳۵۹؛ گلب[۴]، ۱۹۸۸: ۳۶۹-۱؛ نیری و ون‌ویجنبرگن[۵]، ۱۹۸۶: ۳۵۲-۱؛ ساچس و وارنر[۶]، ۱۹۹۹: ۴۳؛ ترونل و لین[۷]، ۱۹۹۹: ۱۳۹؛ آئوتی[۸]، ۲۰۰۱: ۷۳-۱؛ کوکسد[۹]، ۲۰۰۷: ۱۰۹۹؛ لدرمن و مالونی[۱۰]، ۲۰۰۸: ۱؛ بولت و دامانیا[۱۱]، ۲۰۰۸: ۱۶۸۲؛ ویک و بولت[۱۲]، ۲۰۰۹: ۱۳۹؛ آرزکی و ون‌درپلوئگ[۱۳]، ۲۰۱۰: ۱۴۴۳). وفور منابع طبیعی می‌تواند از کانال‌های مختلفی از قبیل رانت‌جویی و گسترش فساد (آرزنکی و بوچه[۱۴]، ۲۰۰۹: ۱؛ ابکه و امگبا[۱۵]، ۲۰۱۱: ۱)، کاهش انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی (فیلیپوت[۱۶]، ۲۰۱۰: ۶۶۵؛ بلانکو و گریر[۱۷]، ۲۰۱۲: ۲۸۱) کاهش بهره‌وری (ورنون و کیلوس[۱۸]، ۲۰۱۳: ۲۲-۱)، عدم شفافیت و کارایی دولت و تضعیف حکمرانی (بسه و گرونیگ[۱۹]، ۲۰۱۳: ۲۰-۱؛ بوولند[۲۰]، ۲۰۱۲: ۲۸-۱) افزایش نابرابری (بوکلاتو و الساندرینی[۲۱]، ۲۰۰۹: ۲۳-۱؛ مالای و همکاران[۲۲]، ۲۰۱۵: ۱۶۴۴) بر عملکرد اقتصادی اثر بگذارد. مطالعه حاضر به بررسی اثر منابع طبیعی بر کارآفرینی متمرکز شده است. درآمدهای حاصل از رانت منابع طبیعی از طریق مکانیسم‌های مختلف، فعالیت‌های کارآفرینانه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. وجود رانت‌های بزرگ منابع طبیعی می‌تواند باعث بروز فساد گسترده در ساختار اقتصادی جامعه و کاهش کارایی اقتصادی گردد که منجر به تضعیف زمینه‌های توسعه کارآفرینی می‌گردد (آنوخین و شولز[۲۳]، ۲۰۰۹: ۴۶۵؛ آونیملک و همکاران[۲۴]، ۲۰۱۴: ۲۳۷). همچنین، درآمدهای حاصل از رانت منابع طبیعی به بزرگ شدن اندازه دولت و افزایش مخارج دولت (در مقابل کاهش بخش خصوصی) می‌انجامد. در چنین شرایطی منافع مالی حاصل از پروژه‌های رانتی وابسته به دولت بیش از منافع حاصل از کسب و کارهایی خواهد بود که مبتنی بر خلاقیت فردی، نوآوری و تولید است که در نتیجه به تضعیف فعالیت‌های کارآفرینانه منجر می‌گردد (پارکر[۲۵]، ۲۰۰۴: ۳۴۴-۱؛ هنرکسون[۲۶]، ۲۰۰۵: ۴۳۷؛ آیدیس و همکاران[۲۷]، ۲۰۱۲: ۱۱۹).

از طرف دیگر، در کشورهای غنی از منابع طبیعی، عموماً، بخش کوچکی از جامعه در فعالیت‌های مولد نقش دارند؛ ولی اکثر مردم از بازتوزیع ثروت حاصل از صادرات منابع طبیعی بهره‌مند می‌گردند. به سخنی دیگر جامعه کالاها و خدماتی را مصرف می‌کند که بخش اعظم آن را با تلاش خود ایجاد نکرده، بلکه با استخراج منابع طبیعی و صدور آن به دیگر کشورها، کالاها و خدمات مورد نیاز را تأمین نموده است که در نتیجه بی‌توجهی به نوآوری و گسترش ظرفیت‌های تولیدی در این کشورها را به دنبال دارد.

اکثر کشورهای صادر کننده منابع طبیعی یارانه‌های هنگفتی بابت کالاهای اساسی پرداخت می‌کنند. دولت به دلیل کسب درآمد کافی از صادرات منابع طبیعی، مالیات کمتری وضع می‌کند؛ و از درآمدهای ناشی از صادرات منابع طبیعی،

1. Gylfason (2001)
2. Prebisch (1950)
3. Corden (1984)
4. Gelb (1988)
5. Neary & Van Wijnbergen (1986)
6. Sachs &Warner (1999)
7. Tornell & Lane (1999)
8. Auty (2001)
9. Coxhead (2007)
10. Lederman & Maloney (2008)
11. Bulte & Damania (2008)
12. Wick & Bulte (2009)
13. Arezki & van der Ploeg (2010)
14. Arezki & Bruckner (2009)
15. Ebeke & Omgba (2011)
16. Philippot (2010)
17. Blanco & Grier (2012)
18. Vernon & Kulys (2013)
19. Busse & Groning (2013)
20. Bowland (2012)
21. Buccellato & Alessandrini (2009)
22. Mallaye et al. (2015)
23. Anokhin & Schulze (2009)
24. Avnimelech et al. (2014)
25. Parker (2004)
26. Henrekson (2005)
27. Aidis et al. (2012)

برای کسب حمایت مردم استفاده می‌نماید. سهم مالیات از کل درآمد دولت بسیار پائین است و مردم از خدمات عمومی استفاده می‌کنند که غالباً از درآمدهای ارزی حاصل از صادرات منابع طبیعی تأمین مالی شده است. از آنجا که مردم در تأمین درآمدهای دولت نقشی ندارند، دولت نیز خود را موظف به اعلام شفاف درآمدها و هزینه‌های خود نمی‌بیند و در مقابل مردم و نمایندگان آنها پاسخگو نیست. بدین‌ترتیب چنانچه دولتی سیاست‌های کلان اقتصادی نامناسبی را اعمال کند که هزینه‌های سنگینی را در میان‌مدت و بلندمدت بر مردم تحمیل نماید، می‌تواند این سیاست‌ها را برای مدت زمانی طولانی ادامه دهد. در نتیجه تخصیص غیرکارآمد منابع و کاهش سرمایه اجتماعی از ویژگی‌های برجسته اغلب کشورهایی است که از منابع غنی طبیعی برخوردار می‌باشند (مجبوری، ۲۰۱۶: ۱۰؛ محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۷). طبق مطالعه چراغی و همکاران (۱۳۹۸: ۷۷) دو متغیر بهره‌وری نیروی کار و کارآفرینی که عوامل مهم پایداری رشد اقتصادی هستند بیشترین اثر منفی را از کاهش سرمایه اجتماعی و تخصیص ناکارآمد منابع متحمل می‌شوند.

یکی دیگر از کانال‌های اثرگذاری وفور منابع طبیعی بر کارآفرینی، بی‌توجهی کشورهای غنی از نظر منابع طبیعی به توسعه کیفی آموزش و ارتقاء دانش و مهارت نیروی کار و انباشت سرمایه انسانی و هزینه‌های پایین تحقیق و توسعه (R&D) است که به عملکرد ضعیف اقتصادی در این کشورها منجر می‌شود. در این کشورها برای تحول صنعتی و حضور در بازارهای صادراتی و رقابتی تلاش چندانی صورت نمی‌پذیرد. به همین دلیل برای نیروی انسانی ماهر و دانش تقاضای زیادی وجود ندارد. در نتیجه انگیزه چندانی برای فعالیت‌های کارآفرینانه وجود ندارد (دیپیترو[1]، ۲۰۱۵: ۲۰۲).

همچنین، در کشورهای با رشد اقتصادی بالاتر، فعالیت‌های کارآفرینانه و نوآوری بیشتری وجود دارد. لذا، وابستگی به منابع طبیعی از طریق کاهش رشد اقتصادی (نفرین منابع) نیز منجر به کاهش فعالیت‌های کارآفرینانه می‌شود. علاوه بر این، بالا بودن رانت منابع طبیعی می‌تواند بر حجم سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تأثیر معکوس داشته باشد. از آنجا که سرمایه‌گذاری‌های مستقیم خارجی ضمن تأمین مالی سرمایه‌گذاری‌ها با انتقال تکنولوژی و دانش ضمنی به کشور میزبان همراه هستند، لذا می‌توان گفت رانت منابع طبیعی از طریق کاهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نیز منجر به کاهش فعالیت‌های کارآفرینانه می‌گردد (فرزانگان، ۲۰۱۴: ۷۰۶؛ محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۲).

با توجه به توضیحات فوق اثرات بالقوه رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی را می‌توان در جعبه (۱) خلاصه کرد که از طریق دو مکانیسم رخ می‌دهد. مکانیسم اول موجب گسترش و رشد کارآفرینی و مکانیسم دوم موجب محدودیت و کاهش کارآفرینی می‌شود. شدت تأثیرپذیری فعالیت‌های کارآفرینانه از هر یک از دو مکانیسم فوق به کیفیت نهادهای کشورهای غنی از منابع طبیعی بستگی دارد. در حالی‌که افزایش درآمدهای حاصل از منابع طبیعی در کشورهای با نهادهای ضعیف و فاسد می‌تواند منجر به کاهش کارآفرینی شود، در کشورهای با نهادهای کارآمد، کارآفرینی مولد را افزایش می‌دهد (مجبوری، ۲۰۱۶: ۱۰؛ امیری و همکاران، ۲۰۱۹: ۵۵۰).

جعبه ۱. اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی

مکانیسم اول: اثر مثبت رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی

- افزایش درآمدها و فرصت‌های شغلی جدید از طریق ایجاد و گسترش صنایع جدید (نفت و گاز)
- افزایش درآمد قابل تصرف و افزایش تقاضای مصرفی

مکانیسم دوم: اثر منفی رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی

- نفرین منابع، گسترش فساد، تضعیف نهادها و ساختارهای اقتصادی
- بزرگ شدن اندازه دولت، عدم شفافیت و ناکارایی دولت، تخصیص ناکارآمد منابع
- کاهش انباشت سرمایه‌های انسانی و فیزیکی

مأخذ: مبانی نظری تحقیق

بوتکه و کوین[2] (۲۰۰۳: ۶۷) معتقدند چون کارآفرینی حاصل رفتار و انتخاب انسان‌هاست بنابراین، کارآفرینی نمی‌تواند عامل توسعه باشد. بلکه برای تحقق توسعه، بسترهای معینی باید وجود داشته باشند تا از افراد رفتارهای کارآفرینانه تراوش کند. نهادها قواعد بازی هستند که فرصت‌هایی را برای سازمان‌های کارآفرین ایجاد می‌کنند. عاملان تغییر، کارآفرینان هستند؛ آنها به محرک‌های نهادی در جامعه واکنش نشان می‌دهند (پاداش و نیکونسبتی، ۱۳۸۷: ۱۲۹؛ زبیری، ۱۳۹۶: ۱۷۳). به عقیده بامول[3] (۱۹۹۰: ۸۹۳) در محیطی که منافع و پاداش‌ها برای فعالیت‌های رانت جویانه، بیشتر از هزینه‌های

1. Dipietro (2015)

2. Boettke & Coyne (2003)
3. Baumol (1990)

آنها است، کارآفرینی نابهره‌ور[1] (نامولد) پدید خواهد آمد. کارآفرینی نامولد، به نوعی کارآفرینی گفته می‌شود که به کارآفرین منفعت می‌رساند، ولی برای کل اقتصاد منافعی ندارد. به طور مشابه، اگر منافع مشغول شدن در فعالیت کارآفرینی غیرقانونی، بیشتر از هزینه‌های آن باشد، کارآفرینان بیشتر به کارآفرینی مخرب[2] گرایش خواهند داشت. کارآفرینی مخرب، به نوعی کارآفرینی گفته می‌شود که مخل توسعه اقتصادی است. برعکس، اگر انگیزه‌ها به سوی کارآفرینی بهره‌ور[3] (مولد) گرایش داشته باشند، یعنی کارآفرینی که اثر مثبت بر رشد دارد، آنگاه این شکل کارآفرینی، اولویت خواهد داشت. در هر مورد، کارآفرینان به انگیزه‌های موجود در محیط‌شان، هم در شکل مقررات (به تعبیر نورث، قواعد رسمی) و هم بر حسب هنجارها و ارزش‌های فرهنگی غالب (قواعد غیررسمی) اهمیت می‌دهند. این بدان معنا نیست که یک فرد واحد، بسته به ساختار انگیزشی، در کارآفرینی بهره‌ور، نامولد یا مخرب به فعالیت مشغول می‌شود، بلکه بدان معناست که افراد مختلف در ساختارهای انگیزشی مختلف، فعالیت‌های کارآفرینانه را شروع می‌کنند. هنگامی که حقوق مالکیت، سیستم قضایی، اجرای قراردادها، و اعمال محدودیت بر قدرت دخل و تصرف دولت در انتقال ثروت از کانال مقررات‌ها و مالیات‌ها بصورت کارآمد باشند، سودآوری کارآفرینی غیرمولد کاهش می‌یابد و در این شرایط افراد خلاق به سمت ایجاد نوآوری و خلق ثروت از طریق کارآفرینی گرایش پیدا می‌کنند. بر این اساس، تفاوت میزان کارآفرینی بخش خصوصی در کشورهای مختلف تا حدی ناشی از تفاوت در انگیزه کارآفرینان است که خود برآمده از کانال‌های غالبِ دریافت پاداش و سودآوری در جامعه است (دوتا و همکاران[4]، ۲۰۱۳: ۱۳۰). هیچ تضمینی وجود ندارد که یک کارآفرین بالقوه، وقت و تلاش خود را صرف فعالیت مولد کند. کیفیت و نوع فعالیت کارآفرینان به عوامل محیطی، ساختارهای اقتصادی و سیاسی و نهادهای رسمی و غیررسمی جامعه بستگی دارد. وجود رانت‌های بزرگ منابع طبیعی با تشدید گرایش‌های رانت‌جویانه باعث می‌شوند حتی آن دسته از کارگزاران اقتصادی که علی‌رغم تمامی موانع و نارکارایی‌های موجود در چنین جوامعی، به فعالیت‌های کارآفرینی روی می‌آورند، تنها به علت ضرورت شروع یک کسب و کار از سر ناچاری و فقدان فرصت‌های شغلی بهتر و نه شروع یک فعالیت کارآفرینی به علت فراهم بودن فرصت‌های مناسبِ کسب و کارهای نوآورانه به ویژه از طریق ادغام دانش و فناوری‌های پیشرفته در قالب شبکه‌های بزرگ و پیچیده باشد (زبیری، ۱۳۹۶: ۱۷۳). مرکز «دیدبان جهانی کارآفرینی[5]» (GEM)، فعالیت‌های کارآفرینانه‌ای که به علت ضرورت شروع یک کسب و کار به علت فقدان فرصت‌های شغلی بهتر انجام می‌شوند را «کارآفرینیِ ضرورت» و فعالیت‌های کارآفرینانه‌ای که به علت فراهم بودن فرصت‌های مناسب کسب و کار انجام می‌شوند را «کارآفرینیِ فرصت» نامیده است. اگر چه همان‌گونه که فونتلساز و همکاران (۲۰۱۹: ۵) بیان می‌کنند هر دو نوع کارآفرینیِ فرصت و ضرورت، مولد محسوب می‌شوند اما اثر کارآفرینیِ ضرورت بر رشد اقتصادی بسیار متفاوت با کارآفرینی نوآورانه مبتنی بر فناوری‌ها و ایده‌هایی است که مرزها و قابلیت‌های تولیدی یک اقتصاد را تعیین می‌کنند.

۲-۲- پیشینه تجربی

بالاند و فرانسوا در مطالعه خود با معرفی مدلی نشان می‌دهند تحت چه شرایطی رشد درآمدهای حاصل از منابع طبیعی به افزایش و گسترش رانت‌جویی و کاهش فعالیت‌های کارآفرینانه منجر می‌گردد. ایشان در چارچوب این مدل نشان می‌دهند تعادل‌های چندگانه برای تخصیص نیروی کار میان رانت‌جویی و کارآفرینی وجود دارد. با افزایش درآمدهای حاصل از منابع طبیعی مانند دوران رونق نفتی، فعالیت‌های رانت‌جویی افزایش و فعالیت‌های کارآفرینانه کاهش می‌یابد. اما چنانچه در هنگام وقوع رونق نفتی، بخش زیادی از افراد از قبل در فعالیت‌های کارآفرینی مشغول بوده باشند، این رونق می‌تواند موجب تقویت کارآفرینی گردد (بالاند و فرانسوا، ۲۰۰۰: ۵۲۷).

توریک در مطالعه خود نشان می‌دهد رانت بالای منابع طبیعی، بیشترین عامل انتقال کارآفرینان از بخش مولد اقتصاد به فعالیت‌های رانت‌جویانه غیرمولد محسوب می‌گردد. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد کاهش درآمد در نتیجه کاهش کسب و کارهای کارآفرینانه مولد، بیشتر از افزایش درآمد حاصل از منابع طبیعی است. در نتیجه منابع طبیعیِ بیشتر به رفاه کمتر می‌انجامد (توریک، ۲۰۰۲).

فرزانگان با استفاده از مدل توریک (۲۰۰۲) و بکارگیری روش داده‌های تابلویی به آزمون تجربی اثر رانت منابع طبیعی

1. Unproductive Entrepreneurship
2. Destructive Entrepreneurship
3. Productive Entrepreneurship
4. Dutta et al. (2013)
5. Global Entrepreneurship Monitor (GEM)

بر کارآفرینی در ۸۰ کشور طی دوره ۲۰۰۹-۲۰۰۴ می‌پردازد و نشان می‌دهد وابستگی بالاتر کشورها به رانت منابع طبیعی، فعالیت‌های کارآفرینانه را کاهش می‌دهد فرزانگان (۲۰۱۲: ۱۹-۱).

بجوران و فرزانگان[1] با مطالعه ۱۲۰ کشور طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۰۶ نشان می‌دهند رانت منابع طبیعی می‌تواند منجر به افزایش بیکاری در کشورهای غنی از منابع طبیعی گردد. نتایج این تحقیق در هر دو شرایط نهادی ضعیف و کارا برقرار بوده است. بر اساس مطالعه ایشان رانت بالای منابع طبیعی با برون‌رانی (crowding out) صنایع کارخانه‌ای، ظرفیت جذب مؤثر جوانان تازه‌وارد به بازار کار را کاهش می‌دهد و منجر به بیکاری جوانان یا اشتغال آنان در مشاغل با بهره‌وری پایین می‌گردد (بجوران و فرزانگان، ۲۰۱۳: ۳۳۷).

فرزانگان با مطالعه ۶۵ کشور طی دوره ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۱ و بکارگیری روش داده‌های تابلویی به آزمون تجربی نفرین منابع می‌پردازد و نشان می‌دهد رابطه منفی و معناداری میان وابستگی به رانت منابع طبیعی و شاخص کارآفرینی وجود دارد و کشورهای غنی از منابع طبیعی با به حاشیه راندن فعالیت‌های کارآفرینی دچار نفرین منابع می‌شوند. همچنین، نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد در میان شاخص‌های مختلف حکمرانی خوب، تنها، شاخص کارایی دولت است که اثر تعدیل‌کننده در رابطه میان رانت منابع طبیعی و کارآفرینی دارد (فرزانگان، ۲۰۱۴: ۷۰۶).

ابکه و همکاران به بررسی اثر رانت نفت بر تخصیص قابلیت‌های موجود در جامعه برای ۶۹ کشور در حال توسعه طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ می‌پردازند و نشان می‌دهند اینکه استعدادها و توانمندی‌های موجود در جوامع غنی از منابع طبیعی به سمت فعالیت‌های رانت‌جویی یا کارآفرینانه و مولد سوق یابد به کیفیت نهادهای این جوامع بستگی دارد (ابکه و همکاران، ۲۰۱۵: ۳۱-۱).

مجبوری به بررسی اثر رانت نفت بر کارآفرینی با مطالعه ۵۰ کشور طی دوره ۲۰۰۸-۲۰۰۴ و استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد افزایش درآمدهای نفتی در کشورهای با نهادهای ضعیف و فاسد منجر به کاهش کارآفرینی می‌شود. در مقابل، سود حاصل از درآمدهای نفتی در محیط‌های با نهادهای کارآمد و کنترل فساد، کارآفرینی مولد را افزایش می‌دهد (مجبوری، ۲۰۱۶: ۱۰).

امیری و همکاران به بررسی اثر رانت منابع طبیعی و کیفیت نهادها بر عملکرد بخش‌های مختلف اقتصاد در ۲۸ کشور غنی از منابع طبیعی طی دوره ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۶ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی می‌پردازند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی در صنایع کارخانه‌ای به کیفیت نهادها بستگی دارد. بر اساس مطالعه ایشان، افزایش کیفیت نهادها می‌تواند موجب رشد و گسترش کارآفرینی در کشورهای غنی از منابع طبیعی گردد (امیری و همکاران، ۲۰۱۹: ۵۵۰).

فونتلساز و همکاران اثر نهادهای رسمی (کارایی دولت، ثبات سیاسی، حاکمیت قانون، کنترل فساد) را بر کارآفرینیِ فرصت و ضرورت در ۱۸۹ کشور منتخب توسعه یافته و در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ با استفاده از روش پانل نامتوازن مورد مطالعه قرار می‌دهند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد افزایش و بهبود نهادهای رسمی اثر مثبت بر کارآفرینیِ فرصت و اثر منفی بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است (فونتلساز و همکاران، ۲۰۱۹: ۵).

در میان مطالعات داخلی نیز، جوادی و همکاران نشان می‌دهند دولت‌های کشورهای غنی نفتی با گسترش بیش از حد در اقتصاد با استفاده از درآمدهای حاصل از رانت منابع طبیعی، به ایجاد و حفظ ساختاری رانتی و اغلب متمرکز محیط کسب و کاری می‌انجامد که بر کارآفرینی اثر منفی دارد (جوادی و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۲۱).

محمدزاده و همکاران در مطالعه خود به بررسی اثر رانت منابع طبیعی بر توسعه کارآفرینی در ۳۲ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۴ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا می‌پردازند. نتایج مطالعه ایشان نشان می‌دهد وجود رانت منابع طبیعی از کانال کاهش فعالیت‌های تحقیق و توسعه، ایجاد محدودیت در آموزش و سرمایه انسانی و نیز کاهش سرمایه‌گذاری خارجی موجب کاهش کارآفرینی می‌گردد (محمدزاده و همکاران، ۱۳۹۵: ۷۷).

زبیری به بررسی اثر شاخص ریسک سیاسی بر توسعه کارآفرینی (به تفکیک کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت) در ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پراخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد ریسک سیاسی تأثیری منفی و معنی‌دار بر کارآفرینیِ فرصت داشته است در حالی‌که این متغیر تأثیری مثبت و معنی‌دار بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است (زبیری، ۱۳۹۶: ۱۷۳).

1. Bjorvatn & Farzanegan (2013)

مودتی و همکاران به بررسی اثر محیط نهادی و کارآفرینی بر رشد اقتصادی با مطالعه ۳۰ کشور منتخب طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۹ و با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا (گشتاورهای تعمیم‌یافته) می‌پردازند. نتایج این تحقیق بیانگر وجود اثر معنادار میان کارآفرینیِ فرصت و نهادهای رسمی و غیررسمی بر رشد اقتصادی بوده است. بر اساس یافته‌های این مطالعه، شکل‌گیری نوع فعالیت‌های کارآفرینی و نحوه تأثیرگذاری آن بر رشد اقتصادی، به نهادهای رسمی و غیررسمی و سطح توسعه‌یافتگی کشورها بستگی دارد (مودتی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۲۱).

شیراوند و همکاران اثر نهادهای رسمی (حاکمیت قانون و کنترل فساد) و غیر رسمی (ترس از شکست و درک قابلیت کارآفرینانه) بر کارآفرینی و رشد اقتصادی کشورهای در حال توسعه منا طی دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۸ را با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد حاکمیت قانون و کنترل فساد تأثیر مثبت و معنادار، و ترس از شکست رابطه منفی و معنادار بر کارآفرینی داشته است. همچنین درک قابلیت کارآفرینانه تأثیر مثبت و معنادار بر کارآفرینی نداشته است (شیراوند و همکاران، ۱۳۹۸: ۲۰۹).

همان‌طور که ملاحظه می‌شود مطالعات متعددی به بررسی اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی پرداخته‌اند. در تمام مطالعات ذکر شده، کارآفرینی به صورت یک شاخص کلی مد نظر محققان بوده است. هیچ یک از مطالعات مذکور تأثیرپذیری انواع کارآفرینی (به تفکیک کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت) از رانت منابع طبیعی را مورد بررسی قرار نداده‌اند. در این میان، تنها، فونتلساز و همکاران (۲۰۱۹: ۵) تأثیرپذیری انواع کارآفرینی از انواع نهادهای رسمی را مورد بررسی قرار داده‌اند. همچنین از میان مطالعات داخلی، زبیری (۱۳۹۶: ۱۷۳) و مودتی و همکاران (۱۳۹۷: ۵۲۱) نیز تأثیرپذیری انواع کارآفرینی را از ریسک سیاسی و محیط نهادی مورد بررسی قرار داده‌اند. به دنبال این مطالعات، پژوهش حاضر تأثیرپذیری انواع کارآفرینی از رانت منابع طبیعی را هدف قرار داده است. برای این منظور مطالعه مجبوری (۲۰۱۶: ۱۰) مبنای کار قرار گرفته است. اما برخلاف مجبوری (۲۰۱۶: ۱۳) -که کارآفرینی را به عنوان یک شاخص کلی معرفی نموده است- این تحقیق کارآفرینی را به تفکیک کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت مورد بررسی قرار داده است.

۳- روش‌شناسی

به منظور برآورد اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی بر مبنای مطالعه مجبوری (۲۰۱۶: ۱۰) مدل زیر تصریح می‌شود:

(۱)

$$Ent\ Opp = f(Rr.Gg.Cc) + U_{it}$$

(۲)

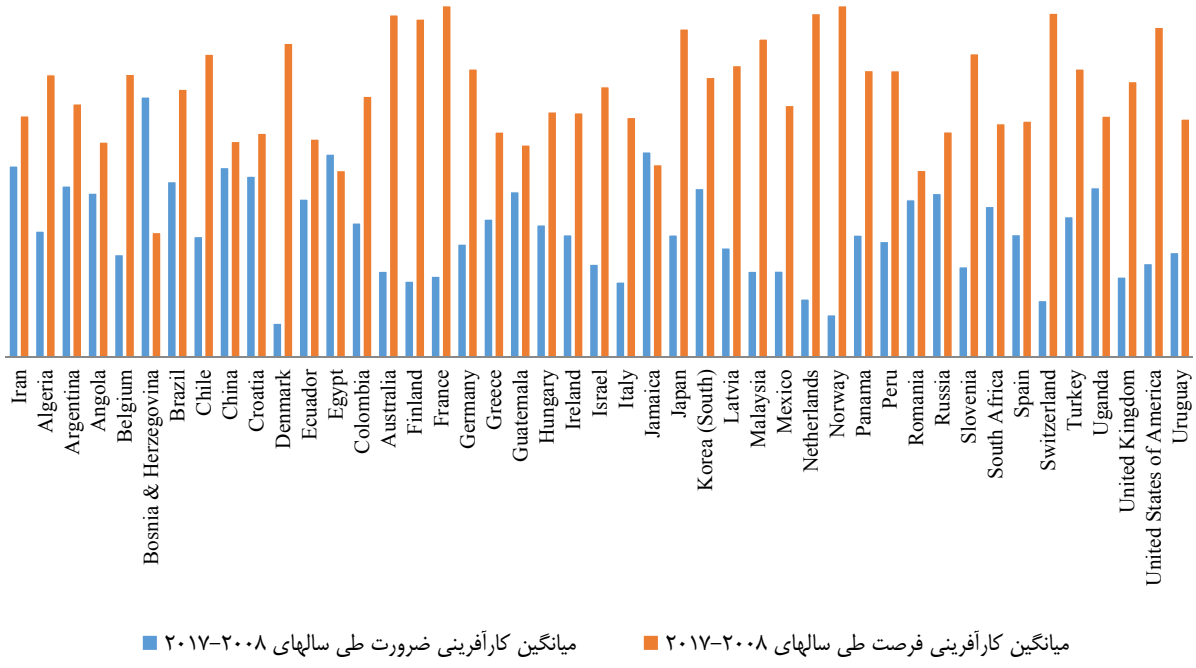
$$Ent\ Nes = f(Rr.Gg.Cc) + U_{it}$$

که در آن $Ent\ Opp$ کارآفرینیِ فرصت و $Ent\ Nes$ کارآفرینیِ ضرورت است. Rr رانت حاصل از منابع طبیعی، Gg نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، Cc کنترل فساد است. داده‌های کارآفرینی از منبع اطلاعاتی "دیدبان جهانی کارآفرینی[1]" (GEM) گردآوری شده‌اند. سایر داده‌ها از پایگاه اطلاعاتی بانک جهانی[2] گردآوری شده‌اند.

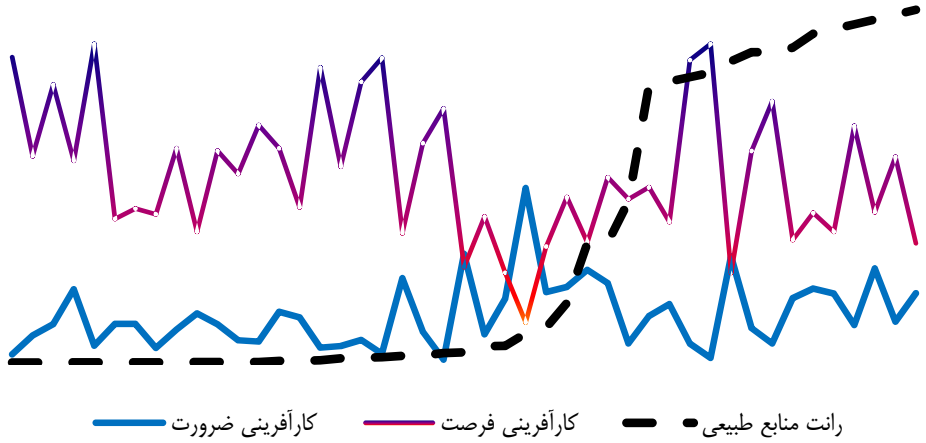
داده‌های مورد استفاده در این پژوهش مربوط به دوره زمانی ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷ می‌باشد. میانگین شاخص‌های کارآفرینی نشان می‌دهد که در کشورهای نروژ، سوئیس، استرالیا، مالزی، فرانسه، دانمارک، فنلاند و امریکا بالاترین رتبه کارآفرینی فرصت وجود دارد. نکته قابل توجه این است که در همین کشورها کمترین نرخ کارآفرینی ضرورت شکل گرفته است. هرچند دو نوع کارآفرینی ضرورت و فرصت متغیرهای جمع یک نیستند و افزایش یکی الزاماً منجر به کاهش دیگری نمی‌گردد اما در عمل عموم کشورهایی که دارای نرخ مناسب کارآفرینی فرصت هستند؛ کارآفرینی ضرورت پایینی دارند. در نمودار (۱) میانگین کارآفرینی فرصت و ضرورت همه کشورهای مورد مطالعه نشان داده شده است.

متوسط نرخ کارآفرینی فرصت در بین کشورها ۵۲ می‌باشد. این شاخص در ایران نزدیک به ۴۷ است. یعنی نرخ کارآفرینی فرصت در ایران کمتر از متوسط جهانی می‌باشد. این نرخ در کشور ترکیه به عنوان رقیب منطقه‌ای ۵۶ می‌باشد. در سوی مقابل نرخ متوسط کارآفرینی ضرورت ۲۴ است. این نرخ در ایران ۳۷ و در ترکیه ۲۸ می‌باشد. به عبارتی ایجاد کارآفرینی مبتنی بر ضرورت که محتوای فناوری و گسترش قابلیت‌های تولیدی در آن نهفته نیست در ایران بیشتر از نرخ متوسط جهانی است.

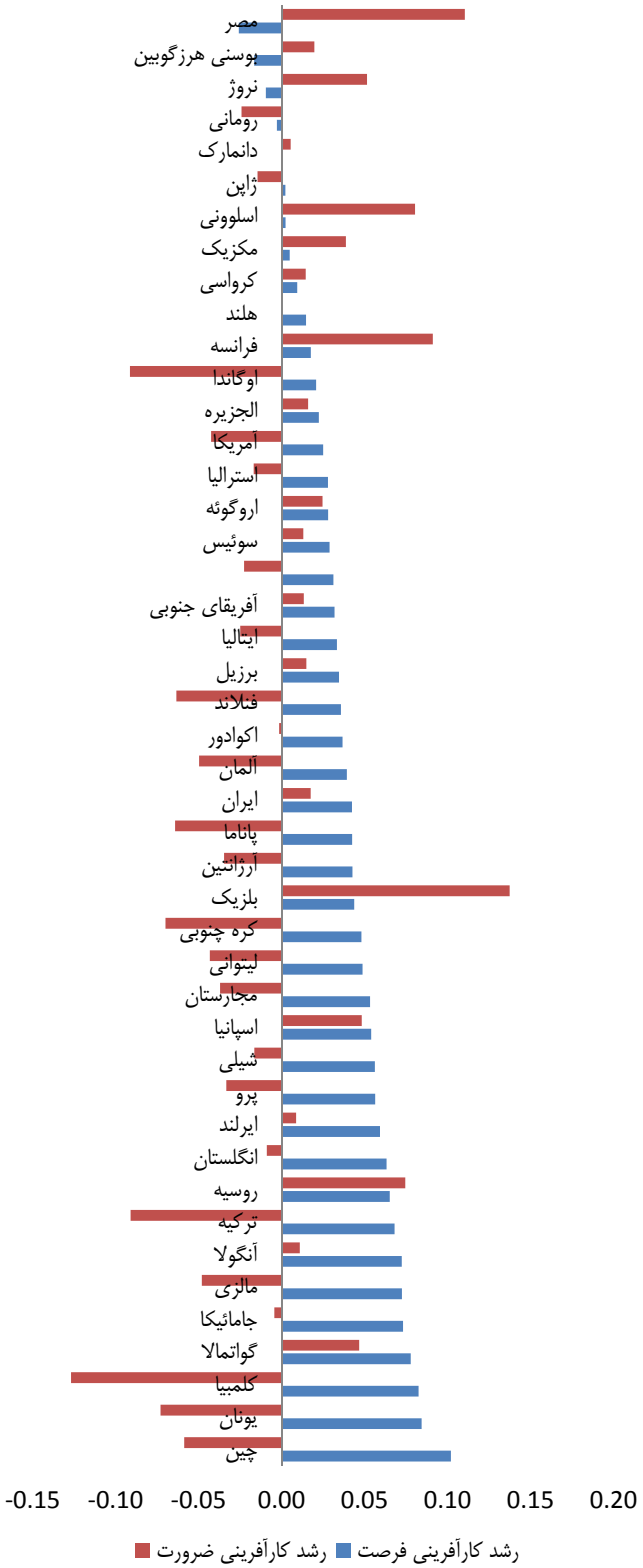
1. Global Entrepreneurship Monitor (GEM)
2. World Bank



نمودار ۱. کارآفرینی ضرورت و فرصت
مأخذ: محاسبه تحقیق



نمودار ۳. رانت منابع طبیعی و کارآفرینی
مأخذ: محاسبه تحقیق



نمودار ۲. رشد کارآفرینی طی سالهای ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۷

مأخذ: محاسبه تحقیق

کارآفرینی ضرورت در کشورهای مورد بررسی و طی ۱۰ سال منتهی به ۲۰۱۷ به‌طور متوسط ۱ درصد کاهش یافته است در حالی که این نوع کارآفرینی در ایران ۲ درصد رشد مثبت داشته است. اما رشد کارآفرینی فرصت در ایران متناسب با متوسط این نرخ در جهان و برابر با ۴ درصد بوده است. اما همان‌طور که مشاهده می‌شود در کشورهایی نظیر چین رشد مثبت کارآفرینی فرصت با کاهش کارآفرینی ضرورت همراه بوده است. سه کشور چین، یونان و کلمبیا موفق به ایجاد بیشترین نرخ رشد در کارآفرینی فرصت شده‌اند. در طی این سال‌ها کارآفرینی ضرورت در هر سه کشور به شدت کاهش یافته است.

نمودار (۳) ارتباط بین رانت منابع طبیعی و انواع کارآفرینی را نشان می‌دهد. سهم رانت منابع طبیعی از تولید ناخالص داخلی در کشورهای آنگولا، الجزیره، شیلی، ایران و روسیه در بالاترین سطح قرار دارد. این شاخص در کشورهای سوییس، بلژیک، ژاپن و کره جنوبی در کمترین سطح است. در کشوری نظیر سوییس که دارای کمترین نرخ رانت منابع طبیعی است، کارآفرینی فرصت بسیار زیاد و کارآفرینی ضرورت بسیار اندک است. اما این مثال نمی‌تواند بیانگر یک رابطه از پیش‌تعیین شده بین منابع طبیعی و نوع کارآفرینی باشد چرا که در کشوری نظیر نروژ که رانت منابع طبیعی بالایی دارد نیز کارآفرینی فرصت در وضعیت مناسبی است و در کشوری نظیر کرواسی که رانت اندکی در منابع طبیعی دارد، کارآفرینی ضرورت زیاد است. رانت منابع طبیعی در شیلی بیشتر از ایران است اما نرخ کارآفرینی فرصت سال ۲۰۱۷ شیلی در سطح موفق‌ترین کشورهای جهان قرار دارد. بنابراین تشخیص رابطه بین این متغیرها با نمودار یا جداول ساده امکان‌پذیر نیست و از این رو به کمک یک الگوی رگرسیونی که در بخش بعد توضیح داده خواهد شد، رابطه بین متغیرها برآورد می‌گردد.

٤- نتایج برآورد مدل

در این مطالعه به منظور ارزیابی تأثیر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی از روش پانل پویا استفاده شده است که ضرایب آن با روش گشتاورهای تعمیم یافته برآورد می‌شوند. از آنجایی که متغیر کارآفرینی به سابقه خود وابسته است نمی‌توان الگو را بدون در نظر گرفتن وقفه متغیر وابسته تصریح نمود. اما چنین تصریحی در داده‌های تابلویی موجب تورش برآوردگر OLS می‌گردد. آرلانو و باند[1] (۱۹۹۱: ۷۷) با به‌کارگیری تفاضل مرتبه اول به عنوان متغیر ابزاری این مشکل را برطرف نموده‌اند. همچنین آرلانو و باند (۱۹۹۱: ۷۷) آزمون سارگان را جهت اعتبارسنجی الگو معرفی نموده‌اند. عدم همبستگی بین ابزارها و جمله خطا شرط اعتبار الگو است. در آزمون سارگان فرضیه صفر عدم وجود همبستگی سریالی بین آنها است.

جدول ۱. نتایج برآورد مدل کارآفرینی فرصت

متغیر	ضریب	آماره t	P-value
$Ent\ Opp(-1)$	۰/۵۴	۳۸/۹۹	۰/۰۰
Rr	−۴/۱۵	−۶/۱۵	۰/۰۰
Gg	۰/۹۵	۵/۸۸	۰/۰۰
Cc	۵/۳۳	۱/۹۱	۰/۰۵۶

مأخذ. برآورد تحقیق

جدول ۲. نتایج برآورد مدل کارآفرینی ضرورت

متغیر	ضریب	آماره t	P-value
$Ent\ Nes(-1)$	۰/۱۳	۲/۳۴	۰/۰۱
Rr	۰/۴۷	۲/۲۴	۰/۰۲
Gg	−۰/۳۹	−۴/۹۸	۰/۰۰
Cc	۸/۰۲	۵/۰۷	۰/۰۰

مأخذ: برآورد تحقیق

نتایج برآورد مدل‌های تحقیق در جداول ۱ و ۲ ارائه شده است. رانت منابع طبیعی تأثیری منفی و معنادار بر کارآفرینیِ فرصت داشته است در حالی‌که این متغیر تأثیری مثبت و معنادار بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است. افزایش رانت منابع طبیعی با بزرگ شدن اندازه دولت، تخصیص غیرکارآمد منابع به سمت رانت‌جویی و فعالیت‌های غیرمولد موجب ناکارایی فضای کسب و کار و گسترش نااطمینانی در فعالیت‌های اقتصادی و سرمایه‌گذاری می‌شود و به تبع آن فرصت فعالیت‌های کارآفرینانه نیز تحت این اثرات منفی قرار می‌گیرند. از طرف دیگر، با افزایش رانت منابع طبیعی و کاهش ظرفیت و توان حفظ امنیت سرمایه‌گذاران و در نتیجه کاهش فرصت‌های کارآفرینانه، احساس نیاز و ضرورت شروع یک کسب و کار به علت فقدان فرصت‌های شغلی بهتر در جامعه افزایش می‌یابد. لذا رانت منابع طبیعی تأثیری مثبت بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است.

1. Arellano & Bond (1991)

رشد اقتصادی تأثیری مثبت و معنادار بر کارآفرینیِ فرصت داشته است در حالی‌که تأثیر آن بر کارآفرینیِ ضرورت منفی و معنادار بوده است. افزایش رشد اقتصادی در جوامع، موجب افزایش انگیزه برای انجام فعالیت‌های نوآورانه و فرصت‌های کارآفرینی می‌شود. در مقابل، در جامعه‌ای که رشد اقتصادی در سطح بالایی وجود دارد کارآفرینیِ ضرورت کمتر می‌شود زیرا رشد و شکوفایی اقتصادی به دلیل ایجاد فرصت‌های بالای کارآفرینی و به تبع آن اشتغال مولد، ضرورت اینکه افراد برای رهایی از وضع خود به دنبال ایجاد کسب و کار دیگری از سر اجبار و ناچاری باشند را کاهش می‌دهد. در سطح خطای ۱۰ درصد، کنترل فساد تأثیری مثبت و معنادار بر هر دو متغیر کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت داشته است. بالابودن میزان فساد و تداوم آن موجب کاهش کارایی اقتصادی و تضعیف تمامیِ زمینه‌های توسعه کارآفرینی در جامعه می‌گردد.

جهت اعتبارسنجی برآورد دو مدل از آزمون سارگان استفاده شده است نتیجه آن در جدول (۳) خلاصه شده است و بیانگر عدم وجود همبستگی سریالی بین ابزارها و جمله خطا است. به این ترتیب بر اساس آزمون سارگان و در سطح خطای ۵ درصد هر دو مدل دارای اعتبار لازم می‌باشند.

جدول ۳. آزمون سارگان

مدل	آماره	P-value
کارآفرینی فرصت	۳۷/۸۹	۰/۲۲
کارآفرینی ضرورت	۳۸/۲۱	۰/۲۱

مأخذ: برآورد تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

اهمیت کارآفرینی برای توسعه اقتصادی از طریق آثار اشتغال، نوآوری و رفاه مورد تأکید بسیاری از مطالعات قرار گرفته است. رشد کارآفرینی در یک اقتصاد، نیازمند وجود بسترهای نهادی و زیرساختی مناسب است که بتواند توانایی علمی، فنی، حرفه‌ای و فکری یک کشور و به عبارتی قابلیت‌ها و توانمندی‌های یک جامعه را به ظهور برساند. پویایی‌های کارآفرینی و همچنین ماهیت و ساختار فعالیت‌های کارآفرینی با توجه به ساختار اقتصادی و سطح توسعه در بین کشورهای مختلف متفاوت است. در واقع، فرایند تصمیم‌گیری و انتخاب‌های کارآفرین با توجه به شرایط و حدهای موجود در جامعه، محدود می‌شود. کارآفرینان با توجه به عوامل محیطی و ساختارهای اقتصادی، انگیزه‌های متفاوتی برای کارآفرینی دارند. گاهی مجبور به نوعی کارآفرینی هستند زیرا گزینه بهتری نمی‌یابند و گاهی برای بهره‌برداری از یک فرصت دست به کارآفرینی می‌زنند. مرکز «دیدبان جهانی کارآفرینی»، فعالیت‌های کارآفرینانه نوع اول را «کارآفرینیِ ضرورت» و فعالیت‌های کارآفرینانه نوع دوم را «کارآفرینیِ فرصت» نامیده است.

بر این اساس، تأکید این مقاله بر بررسی تفاوت تأثیرپذیری انواع فعالیت‌های کارآفرینانه از رانت منابع طبیعی بوده است. بدین منظور اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت در ۴۵ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۸ با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا (GMM) برآورد شده است. نتایج برآورد مدل‌های تحقیق نشان داده است که رانت منابع طبیعی تأثیری منفی و معنادار بر کارآفرینیِ فرصت داشته است در حالی‌که این متغیر تأثیری مثبت و معنادار بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است. وجود رانت‌های بزرگ منابع طبیعی با تشدید گرایش‌های رانت‌جویانه و سایر مکانیسم‌های بیماری هلندی موجب تضعیف عملکرد اقتصاد کلان و ناکارایی فضای کسب و کار می‌گردد که در نهایت باعث می‌شود حتی آن دسته از کارگزاران اقتصادی که علی‌رغم تمامی موانع و نارکارایی‌های موجود در چنین جوامعی، به فعالیت‌های کارآفرینی روی می‌آورند، تنها به علت ضرورت شروع یک کسب و کار از سر ناچاری و فقدان فرصت‌های شغلی بهتر باشد و نه شروع یک فعالیت کارآفرینی به علت شناسایی حوزه‌هایی از کسب و کار که بیشترین فرصت‌های نوآوری مبتنی بر توانایی علمی و فنی و رشد قابلیت‌ها و توانمندی‌های یک اقتصاد باشد. نتایج برآورد مدل تحقیق همچنین نشان داده است که رشد اقتصادی تأثیری مثبت و معنادار بر کارآفرینیِ فرصت و تأثیری منفی و معنادار بر کارآفرینیِ ضرورت داشته است در حالی‌که کنترل فساد تأثیری مثبت و معنادار بر هر دو متغیر کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت داشته است.

بر اساس یافته‌های این تحقیق، رانت منابع طبیعی به طور متوسط کاهش کارآفرینیِ فرصت را موجب شده است. اما این نتیجه به این معنا نیست که لزوماً فرصت‌های کارآفرینی در کشورهای دارای منابع طبیعی کاهش می‌یابد. همچنان که مطالعات گذشته مانند مجبوری (۲۰۱۶: ۱۰) و امیری و همکاران (۲۰۱۹: ۵۵۰) نیز نشان داده‌اند اثر رانت منابع طبیعی بر کارآفرینی به کیفیت نهادها و کنترل فساد بستگی دارد. به عنوان مثال در کشور شیلی از نمونه کشورهای مورد بررسی در این تحقیق، کارآفرینیِ فرصت علی‌رغم برخورداری از رانت بالای منابع طبیعی بالا بوده است که البته بررسی دقیق‌تر

ریشه‌ها و دلایل این موضوع به تحقیق بیشتر در این زمینه نیازمند است.

همچنین، یافته‌های این تحقیق هم‌راستا با نتایج مطالعات فونتلساز و همکاران (۲۰۱۹: ۵)، زبیری (۱۳۹۶: ۱۷۳) و مودتی و همکاران (۱۳۹۷: ۵۲۱) بوده است. در همه این مطالعات این نتیجه حاصل شده است که ساختار اقتصادی (که بر مبنای متغیرهای توضیحی «محیط نهادی» و «ریسک سیاسی» در مطالعات مذکور و «رانت منابع طبیعی» در مطالعه حاضر مورد بررسی قرار گرفته است) تأثیر متفاوتی بر انگیزه‌های کارآفرینان و در نتیجه فعالیت‌های کارآفرینانه می‌گذارد. به این صورت که تضعیف هر یک از این مؤلفه‌های معرف ساختار اقتصادی، موجب کاهش کارآفرینیِ فرصت و افزایش کارآفرینیِ ضرورت می‌گردد.

تفکیک میان تأثیرپذیری کارآفرینیِ فرصت و کارآفرینیِ ضرورت از آن جهت مهم است که تفاوت در انگیزه کارآفرینان، موجب تفاوت در عملکرد آنها و نیز تفاوت در رشد و توسعه اقتصادی می‌گردد. این کارآفرینیِ فرصت است که عاملی مهم در رشد اقتصادی کشورها محسوب می‌شود چرا که با نوآوری‌های مبتنی بر فناوری‌های پیشرفته و ایده‌ها، مرزها و قابلیت‌های تولیدی یک اقتصاد را تعیین می‌کنند. در مقابل، کارآفرینیِ ضرورت، اگرچه فعالیتی غیرمولد محسوب نمی‌شود اما عامل تعیین‌کننده‌ای نیز در شکوفایی و توسعه اقتصادی محسوب نمی‌شود. مانند راه‌اندازی یک کافه رستوران –که طی سال‌های اخیر در اقتصاد ایران نیز بسیار افزایش یافته است– که اگر چه یک فعالیت کارآفرینی محسوب می‌شود (با توجه به آنکه بسیاری از این جوانان که شروع به این نوع کسب و کار کرده‌اند، فارغ التحصیلان رشته‌های متفاوت و نامرتبط به این نوع فعالیت هستند، در واقع به کارآفرینیِ ضرورت همت گماشته‌اند، به این معنی که فرصت شغلی مناسب‌تر یا مرتبط با رشته تحصیلی و تخصص‌شان نیافته‌اند) اما این نوع کارآفرینی تأثیر به مراتب متفاوتی با کارآفرینی از نوع راه‌اندازی کسب و کارهای مبتنی بر خلاقیت و تولید کالاهای دانش‌محوری دارد که گستره وسیعی از صنایع و بازارها را در اقتصادها متأثر می‌کنند.

بدین ترتیب، نتایج این تحقیق، نشان می‌دهد یکی دیگر از آثار منفی رانت منابع طبیعی (علاوه بر سایر آثار منفی آن که در ادبیات اقتصادی شناخته شده است) محدود کردن کارآفرینیِ فرصت و گسترش کارآفرینیِ ضرورت در اقتصادهاست. بر این اساس، مدیریت رانت منابع طبیعی همراه با کنترل فساد و بهبود ساختار نهادی به منظور فراهم کردن بستر مناسب جهت گسترش کارآفرینیِ فرصت و در نتیجه رشد و شکوفایی اقتصاد از اهمیت بسزایی در کشورهای غنی از منابع طبیعی برخوردار است.

منابع

پاداش، حمید و نیکونسبتی، علی (۱۳۸۷). "نقش نهادها در توسعه کارآفرینی". *دوفصلنامه برنامه و بودجه*، شماره ۱۰۶، ۱۵۴–۱۲۹.

جوادی، شاهین؛ متوسلی، محمود و یدالهی فارسی، جهانگیر (۱۳۹۵). "رانت‌های نفتی، کارآفرینی و ساختار اداری دولت در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری عمومی*، دوره ۲، شماره ۱، ۱۳۸–۱۲۱.

چراغی، بابک؛ ترابی، تقی؛ محمدی، تیمور و تقوی، مهدی (۱۳۹۸). "بررسی عوامل عدم تحقق رشد اقتصادی پایدار از منظر سرمایه اجتماعی در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۹۸–۷۷.

زبیری، هدی (۱۳۹۶). "ریسک سیاسی و کارآفرینی". *اقتصاد مقداری*، دوره ۱۴، شماره ۱، ۲۰۶–۱۷۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و صادقی، حامد (۱۳۹۴). "وفور منابع طبیعی و تولید ناخالص داخلی سرانه در کشورهای نفتی با تأکید بر آزادی اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۲۰، ۹۸–۷۹.

شیراوند، فاطمه؛ مظهری، رضا؛ محمدی خیاره، محسن و توماج، عبدالسعید (۱۳۹۸). "بررسی تأثیر عوامل نهادی رسمی و غیررسمی (با تأکید بر ترس از شکست، حاکمیت قانون، کنترل فساد، درک قابلیت کارآفرینانه) بر کارآفرینی و نتیجه آن بر رشد اقتصادی: شواهدی از کشورهای منا". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۴، شماره ۱، ۲۳۲–۲۰۹.

محمدزاده، یوسف؛ رهبر، فرهاد و قهرمانی، هادی (۱۳۹۵). "تأثیر رانت منابع طبیعی بر روی توسعه کارآفرینی (مطالعه موردی کشورهای منتخب جهان)". *پژوهش‌های مدیریت راهبردی*، دوره ۲۲، شماره ۶، ۹۸–۷۷.

مودتی، مهدیه؛ ترابی، تقی؛ محمودزاده، محمود و معمارنژاد، عباس (۱۳۹۷). "عوامل نهادی رسمی و غیررسمی، کارآفرینی

فرصت‌گرا و رشد اقتصادی به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته".

فصلنامه توسعه کارآفرینی، دوره ۱۱، شماره ۳، ۵۳۹-۵۲۱.

Acs, Z. & Audretsch, D. (1988). "Innovation in Large and Small Firms: An Empirical Analysis". *The American Economic Review*, 78(4), 678-690.

Aidis, R., Estrin, S. & Michiewicz, T. M. (2012). "Size Matters: Entrepreneurial Entry and Government". *Journal of Small Business Economics*, 39(1), 119-139.

Amiri, H., Samadian, F., Yahoo, M. & Jamali, S. J. (2019). "Natural Resource Abundance, Institutional Quality and Manufacturing Development: Evidence from Resource-Rich Countries". *Resources Policy*, 62, 550-560.

Anokhin, S. & Schulze, W. S. (2009). "Entrepreneurship, Innovation and Corruption". *Journal of Business Venturing*, 24(5), 465-476.

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

Arezki, R. & Bruckner, M. (2009). "Oil Rents, Corruption, and State Stability: Evidence from Panel Data Regressions". *IMF Working Papers*, 9, 267.

Arezki, R. & Van Der Ploeg, F. (2010). "Trade Policies, Institutions and the Natural Resource Curse". *Applied Economics Letters*, 17(15), 1443–1451.

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

Avnimelech, G., Zelekha, Y. & Sharabi, E. (2014). "The Effect of Corruption on Entrepreneurship in Developed Vs Non-Developed Countries". *International Journal of Entrepreneurial Behavior and Research*, 20(3), 237-262.

Baland, J-M. & Francois, P. (2000). "Rent-Seeking and Resource Booms". *Journal of Development Economics*, 61(2), 527-542.

Baumol, W. (1990). "Entrepreneurship: Productive, Unproductive, and Destructive". *Journal of Political Economy*, 98(5), 893–921.

Baumol, W. (2002). "*The Free-Market Innovation Machine: Analyzing the Growth Miracle of Capitalism"*. Princeton: Princeton University Press.

Bjorvatn, K. & Farzanegan, M. R. (2013). "Demographic Transition Resource Rich Countries: A Blessing or a Curse*?"*. *Journal of World Development*, 45, 337-351.

Blanco, L. & Grier, R. (2012). "Natural Resource Dependence and the Accumulation of Physical and Human Capital in Latin America". *Resources Policy*, 37(3), 281-295.

Boettke, P. J. & Coyne, C. J. (2003). "Entrepreneurship and Development: Cause or Consequence?". *Advances in Austrian Economics*, 6, 67-88.

Bowland, C. (2012). "Resource Abundance in Mozambique: Governance Issues and the Possibility of Violence". https://prezi.com/.../resource-abundance-in-mozambique-governanc.

Buccellato, T. & Alessandrini, M. (2009). "Natural Resources: a Blessing or a Curse? The Role of Inequality". *Centre for Financial & Management Studies*, Discussion Paper 98.

Bulte, E. & Damania, R. (2008). "Resources for Sale: Corruption, Democracy and the Natural Resource Curse". *Journal of Economic Analysis & Policy*, ISSN (Online) 1935-1682, DOI: https://doi.org/10.2202/1935. 1682–1890.

Busse, M. & Groning, S. (2013). "The Resource Curse Revisited: Governance & Natural Resources". *Public Choice*, 154, 1-20.

Corden, M. (1984). "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation". *Oxford Economic Papers*, 36(3), 359–380.

Coxhead, I. (2007). "A New Resource Curse? Impacts of China's Boom on Comparative

Advantage and Resource Dependence in Southeast Asia". *World Development*, 35(7), 1099–1119.

Dipietro, W. R. (2015). "Natural Resource Rental Income and R&D Intensity". *Advances in Social Sciences Research Journal*, 3(1), 202-208.

Dutta, N., Sobel, R. S. & Roy, S. (2013). "Entrepreneurship and Political Risk". *Journal of Entrepreneurship and Public Policy*, 2(2), 130–143.

Ebeke, Ch. & Omgeba, L. D. (2015). "Oil Rents, Governance Quality, and the Allocation of Talents in Developing Countries". *CERDI*, Etudes et Documents, E 2011.23.

Farzanegan, M. R. (2012). "Resource wealth and entrepreneurship: A blessing or a curse? (No. 24-2012). Joint Discussion Paper Series in Economics.

Farzanegan, M. R. (2014). "Can Oil Rich Countries Encourage Entrepreneurship?". *Entrepreneurship & Regional Development: An International Journal*, 26(9-10), 706-725.

Fuentelsaz, L., González, C. & Maicas, J. P. (2019). "Formal Institutions and Opportunity Entrepreneurship. the Contingent Role of Informal Institutions". *BRQ Business Research Quarterly*, *22*(1), 5-24.

Gelb, A. (1988). "*Oil Windfalls: Blessing or Curse*?." Oxford University Press for the World Bank, New York.

Gylfason, T. (2001). "Natural Resources, Education and Economic Development". *European Economic Review*, 45, 847–859.

Henrekson, M. (2005). "Entrepreneurship: A Weak Link in the Welfare State". *Journal of Industrial and Corporate Change*, 14(3), 437-467.

Lederman, D. & Maloney, W. (2008). "In Search of the Missing Resource Curse". *The World Bank*, Policy Research Working Paper, 4766.

Majbouri, M. (2016). "Oil and Entrepreneurship". E*nergy Policy*, 94, 10-15.

Mallaye, D., Yogo, T. U. & Timba, G. T. (2015). "Oil Rent and Income Inequality in Developing Economies: Are They Friends or Foes?". Etudes et Documents, 02, *CERDI.* http://cerdi.org/production/show/id/1644/type_production_id/1

Neary, P. & Van Wijnbergen, S. (1986). "*Natural Resources and the Macro Economy"*. MIT Press, Cambridge.

Parker, S. C. (2004). "*The Economic of Self-Employment and Entrepreneurship"*. Cambridge: Cambridge Universiry Press.

Philippot, L. M. (2010). "Are Natural Resources a Curse for Human Capital Accumulation?". *Nature Non Technology*, 2(11), 665-671.

Prebisch, R. (1950). "The Economic Development of Latin America and its Principal Problems". *UN Economic Commission for Latin America*, New York.

Sachs, J. & Warner, A. (1999). "The Big Push, Natural Resource Booms and Growth". *Journal of Development Economics*, 59(1), 43–76.

Schumpeter, J. A. (1934). "*The Theory of Economic Development"*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

Schumpeter, J. A. (2005). "Development". *Journal of Economic Literature*, 43(1), 108-120.

Tornell, A. & Lane, P. (1999). "Voracity and Growth in Discrete Time". *Economic Letters*, 62(1), 139–145.

Torvik, R. (2002). "Natural Resource, Rent Seeking and Welfare". *Journal of Development Economics*, 67(2), 455-470.

Vernon, T. & Kulys, T. (2013). "On Productivity: The Influence of Natural Resource Inputs". *Commonwealth of Australia*, 27.

Wick, K. & Bulte, E. (2009). "The Curse of Natural Resources". *Annual Review of Resource Economics*, 1(1), 139–155.

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (125-136)

فصلنامه علمی‌پژوهشی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۱۳۶-۱۲۵)

اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران

احمدعلی اسدپور
مربی گروه علوم اقتصادی، واحد بندر عباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/٤/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۸/٦/۱۳)

The Effects of Uncertainty in Inflation and Macroeconomic Variables on Housing Prices in Iran

Ahmad Ali Asadpour
Faculty Member Department of Economic Sciences, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran
(Received: 21/July/2019 **Accepted:** 4/Sep/2019)

چکیده:

هدف این مقاله بررسی اثر نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، قیمت سهام، شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن در ایران است. برای دستیابی به این هدف از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. الگوی EGARCH(1,1) برآوردی از پسماندهای معادله AR(4) برای تورم به عنوان جانشینی از سنجش نااطمینانی تورم استفاده شده است و مدل کوتاه‌مدت و روابط بلندمدت بین متغیرهای تحقیق برآورده شده است. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، نقدینگی، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر آنست که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود. به بیانی دیگر، اگر هرگونه شوک یا عدم تعادلی در قیمت مسکن ایجاد شود، پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

واژگان کلیدی: مدل ARDL، نااطمینانی تورم، قیمت مسکن، درآمد نفت، ایران.
طبقه‌بندی JEL: G17، H50، C10.

Abstract:

The purpose of this study is to investigate the effect of uncertainty in inflation, bank finance, bank interest rates, liquidity, stock prices, price index and GDP on housing prices in Iran. In order to achieve this goal, seasonal data has been used during the period 1991 to 2013. EGARCH pattern (1,1) as an estimation of AR (4) residues for inflation is used as a substitute for inflation uncertainty measurement, and a short-term model and long-term relationships between research variables have been set. The results of short-term model and long-run pattern show that uncertainty regarding inflation, interest rate, liquidity, GDP and national income have a positive and significant effect on housing prices. Indeed, stock prices and housing finance have a negative and significant effect on housing prices. It is noteworthy to state that there are different sensitivities to housing prices in most variables, such as household income per capita, liquidity, and stock price index in the long term and short-term; so that, according to the theory, the elasticity of house prices relative to household income per capita, the volume of money and the stock price index in the long run is more than short-term. The results of the estimation of the error correction model indicate that in each period, about one fourth of the imbalance of dependent variable of its long-term equilibrium values over a period is moderated and eliminated in the subsequent period. In other words, if any shock or inequilibrium occurs in housing prices, it will return to equilibrium after four periods.

Keywords: ARDL Model, Uncertainty Regarding Inflation, Housing Prices, Oil Income, Iran.
JEL: G17, H50, C10.

*Corresponding Author: Ahmad Ali Asadpour E-mail: Asadpour.a@gmail.com

۱- مقدمه

با گذشت بیش از یک قرن از اتکای اقتصاد ایران بر درآمد صادرات نفت و علیرغم طراحی چشم اندازها و اجرای برنامه‌های توسعه با وجود ضعف‌های ساختاری در اقتصاد همچنان تمامی متخصصان اقتصاد کلان بر شکاف های موجود بین جایگاه فعلی اقتصاد کشور و قابلیت دستیابی آن حداقل در منطقه خاورمیانه اذعان دارند. بحران‌های اقتصادی که در دهه های قبل هر بار اقتصاد جهان را با چالشی روبه‌رو ساخته همواره اقتصاد ایران را نیز دچار شوک های متعدد کرده است. با وجود تمامی تأثیرات گوناگون و حتی گاه در جهات مختلف بر اقتصاد ایران در تمامی بحران ها یک عامل مشترک محرز و مشخص است و آن سایه افکندن یک فضای نامطمئن اقتصادی بر فعالیت‌های اقتصادی بوده است. این عدم اطمینان نسبت به شرایط اقتصادی با تلفیق انگیزه های سوداگرانه و به کمک درآمدهای هنگفت نفتی هر بار با ورود به بازار دارایی ها و ایجاد حباب قیمت در بازار دارایی ها، جامعه کشور را با چالشی اقتصادی – اجتماعی مواجه کرده است.

به جرأت می توان گفت بازار مسکن یکی از داغ ترین بازارهای سوداگری در دهه های اخیر در اقتصاد ایران بوده است که از تلفیق درآمدهای نفتی و نااطمینانی اقتصادی به خوبی تغذیه کرده است و به یکی از جذابترین بازارهای سوداگرانه در اقتصاد ایران تبدیل شده است (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۱). قیمت مسکن برخلاف تورم از یک روند فزاینده و خطی برخوردار نیست، بلکه منحنی آن دارای یک روند پلکانی است که حول محور تورم نوسان می یابد. نتیجه مهم این تحولات در بازار مسکن از سال ۱۳۷۰ تاکنون، تبعیت شاخص قیمت مسکن از شاخص تورم با یک الگوی متفاوت و پلکانی است، به طوری که در بلندمدت شاخص تورم و شاخص قیمت مسکن به طور تقریبی با یکدیگر برابر می‌شوند. به دلیل نقش زیاد این بخش در زندگی و اقتصاد مردم و اینکه سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار که بیش از ۳۰ درصد است، دولت می‌تواند با نظارت و اعمال سیاست‌هایی با کنترل هدفمند از افزایش غیر معقولانه قیمت مسکن خودداری کند.

در کنار تورم‌های مداوم و نااطمینانی‌های حاکم بر فضای فعالیت‌های اقتصادی به جرأت می‌توان ادعا کرد بازار مسکن در ۱۵ سال اخیر یکی از بی‌ثبات‌ترین بخش‌های اقتصاد ایران بوده و همواره کانون توجه انگیزه‌های سوداگرانه سرمایه‌گذاران فراوانی بوده است. این در حالی است که ثبات اقتصاد کلان همواره مورد توجه خاص اقتصاددانان بوده و از اهداف مهم سیاستی در هر نظام اقتصادی محسوب می‌شود و اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های تورم از طریق ایجاد نااطمینانی عمل می‌کند.

از بین انواع دارایی‌ها، مسکن یکی از مهمترین مؤلفه‌های اجتماعی – اقتصادی در یک کشور محسوب می‌شود که به جرأت می‌توان گفت بیش از سایر دارایی‌ها تأثیر مستقیم و بدون واسطه بر سطح رفاه عمومی دارد. در غالب کشورها، ساختمان بیش از نیمی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن، سهم مسکن به تنهایی حدود ۲۰ تا ۵۰ درصد است. سهم مسکن از تولید ناخالص از ۱۰ تا ۲۰ درصد در کشورهای مختلف جهان متفاوت است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که فعالیت حدود ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش مسکن است. با این حال با تمام تدابیر صورت گرفته در بخش‌های دولتی و علی رغم سیاست‌گذاری‌های مجدانه دولت در بخش مسکن بی‌شک همچنان مسکن به عنوان یک مشکل ریشه‌ای اقتصادی – اجتماعی در جامعه ایران سالانه با افت و خیزهای مداوم و ایجاد یک بازار سوداگری، سرمایه‌های عظیمی را بلعیده و بخش تولیدی کشور را از وجود سرمایه‌های مالی بسیاری محروم کرده است. واقعیت جامعه ایران اذعان به نااطمینانی شدید حاکم بر فضای اقتصادی دارد که در این میان نااطمینانی تورم همواره پیشتاز بوده است؛ بنابراین بدلیل اهمیت موضوع و با توجه به کمبود تحقیقات در این زمینه در این پژوهش با مطالعه بخش مسکن، به بررسی و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازار مسکن پرداخته شده تا میزان اثرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر قیمت این دارایی با نگاه ویژه به نااطمینانی تورم، مشخص شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

خلاصه پیشینه تجربی تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. پیشینه تجربی تحقیق

محقق، سال	موضوع تحقیق	نتایج
عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸: ۵۵)	تأثیر شوک‌های نفتی بر بازار مسکن	اثر شوک‌های مثبت ومنفی نفتی بر رشد قیمت مسکن معنی‌دار و مثبت است.
فرزین‌وش و محسنی زنوزی (۱۳۸۸: ۳۲)	بررسی نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی	شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت سهام و قیمت مسکن و نرخ ارز دارد.
حیدری و سوری (۱۳۸۹:	بررسی اثرات سیاست پولی بر	شوک بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان ابزار سیاست

۶۹)	تولید و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت مسکن	پولی از راه شاخص قیمت مسکن دست کم در کوتاه‌مدت می تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهد.
شهبازی و کلانتری (۱۳۹۰: ۱۸)	بررسی آثارشوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازارمسکن	سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند.
قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۲: ۲۸)	غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران	رابطه منفی بین قیمت سهام و نرخ ارز با مخارج دولت و رابطه مثبت قیمت مسکن با مخارج دولت می‌باشد.
گرلاچ[1] (۲۰۰۲: ۲۱)	بررسی رابطه وام‌های بانکی و قیمت دارائی‌ها	جهت تأثیر قیمت املاک از سمت وام‌های بانکی نسبت به سایر متغیرهای دیگر بیشتر است
هفمن[2] (۲۰۰۳: ۳۵)	بررسی رابطه بین قیمت دارایی ها و وام‌های بانکی	یک رابطه دوطرفه بین قیمت مسکن و وام‌های بانکی وجود دارد.
گرلاچ و پنگ[3] (۲۰۰۵: ۴۷۱)	بررسی ارتباط میان قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی	از قیمت دارایی‌ها به وام‌های بانکی یک رابطه یک طرفه وجود دارد و این در حالی است که از وام‌های بانکی به قیمت دارایی‌ها رابطه‌ای وجود ندارد. همچنین رابطه بین نرخ بهره بانکی و قیمت دارایی‌ها به صورت منفی می‌باشد.
چو[4] (۲۰۰۶: ۲۵)	بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، قیمت واقعی دارائی‌ها و سرمایه‌گذاری واقعی دارائی‌ها	بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری در بخش املاک رابطه معناداری وجود ندارد.
آیوزو و همکاران (۲۰۰۶: ۳۶)	بررسی رابطه بین قیمت مسکن و نرخ بهره واقعی	مدل‌های قیمت گذاری دارایی نشان دهنده آن هستند که تغییر عامل نزول برات و نرخ بهره واقعی نمی‌تواند به صورت کامل تغییرات قیمت را توجیه کند.
چو[5] (۲۰۰۶: ۲۰)	ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم از یک طرف و قیمت مسکن در	قیمت نسبی فروش در مقایسه با رهن به نسبت تورم به نرخ واقعی بهره بستگی دارد، قیمت نسبی فروش نسبت به رهن در صورت

1. Gerlach (2002)
2. Hofmann (2003)
3. Gerlach& Peng (2005)
4. Chui (2006)
5. Cho (2006)

	رابطه با قیمت رهن	کاهش نرخ واقعی بهره، افزایش می‌یابد
لیانگ و کو[6] (۲۰۰۷: ۶۵)	بررسی رابطه بین قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی	تولید ناخالص داخلی حقیقی و حجم کل وام‌های بانکی حقیقی اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت دارایی‌ها دارند و نرخ بهره به لحاظ آماری، معنی‌دار بوده و اثری منفی بر قیمت دارایی‌ها گذاشته است
آفانسو و سوزا[7] (۲۰۱۱: ۲۴)	بررسی آثار سیاست مالی بر فعالیت‌های اقتصادی با تأکید روی بازار دارایی‌ها	شوک مخارج دولت اثری مثبت و دائمی بر قیمت مسکن دارد و شوک درآمدهای دولت در آمریکا و ایتالیا اثر منفی بر قیمت مسکن دارد
مانـدل (۲۰۱۱: ۱۰۰)	بررسی رابطه بین وام‌های بانکی و قیمت‌های خانه	رابطه قوی بین قیمت‌های مسکن و وام بانکی وجود دارد رابطه علّیت از قیمت خانه به وام‌های بانکی از لحاظ اماری مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.
کریگ و هیا (۲۰۱۱: ۱۰)	مطالعه عوامل تعیین کننده قیمت ملک	سیاست‌های پولی می‌توانند موجب کاهش سرعت افزایش قیمت در کوتاه‌مدت شوند، می‌بایست آنها را با اهداف بلندمدت ثبات مالی و خنثی سازی احتکار و زمین خواری هدایت نمود.

مأخذ: مطالعات قبلی داخلی و خارجی

در ادبیات اقتصادی، تورم یکی از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر تغییرات قیمت دارایی‌ها محسوب می‌شود، اکثر اقتصاددانان معتقد هستند که عمده‌ترین اثرات تورم بر اقتصاد از کانال نااطمینانی تورم عمل می‌کند. کلاپ[8] (۱۹۹۳) بیان می‌کند که نااطمینانی در مورد تورم دارای دو نوع اثر اقتصادی است و بر رفاه عاملین اقتصادی اثر می‌گذارد. اثر اول مربوط به مرحله تصمیم‌گیری هست؛ بدین معنا که باعث اتخاذ تصمیمات اقتصادی متفاوتی از سوی بنگاه‌ها و مصرف کنندگان در مقایسه با حالت عدم وجود نااطمینانی می‌شود. تحلیلگران این اثرات را به آینده‌نگری[9] تصمیم‌سازان اقتصادی نسبت می‌دهند؛ زیرا عاملین اقتصاد براساس تورم پیش‌بینی شده، تصمیم‌گیری می‌کنند. گروه دوم اثرات اقتصادی مربوط به مرحله بعد از اخذ تصمیم است آنگاه که تورم واقعی متفاوت از تورم پیش‌بینی

6. Liang & Cao (2007)
7. Afonso & Souso (2011)
8. Clapp (1993)
9. Ex-ante

شده باشد که اثر گذشته نگری[1] گفته می‌شود و موجب انتقال منابع بین واحدهای اقتصادی می‌گردد. اثرات آینده‌نگری نااطمینانی تورم از سه کانال می‌تواند عمل کند و بر اقتصاد تأثیر بگذارد.

۱- نااطمینانی تورم بر بازارهای مالی از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت[2] اثر می‌گذارد. نرخ بهره بلندمدت یک متغیر تعیین کننده مهم بازده مورد نیاز سرمایه‌گذاران[3] است. افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش ریسک[4] در تمامی قراردادهایی که در آنها پرداخت‌ها براساس مبالغ اسمی مشخص شده است، می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنی نیستند و افزایش نااطمینانی تورم، ریسک یک نرخ بهره ثابت بلندمدت را افزایش می‌دهد: در نتیجه وام دهندگان برای پوشش این ریسک اضافی، درخواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که این به مفهوم افزایش نرخ بهره بلندمدت است که به سرمایه‌گذاری کمتر تولیدکنندگان در ماشین‌آلات و تجهیزات و مصرف کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد.

۲- نااطمینانی تورم موجب نااطمینانی در مورد متغیرهای مهم در تصمیمات اقتصادی می‌شود. نااطمینانی تورم از طریق ایجاد نااطمینانی در مورد نرخ بهره و سایر متغیرهای اقتصادی بر اقتصاد اثر می‌گذارد. زمانی که پرداخت‌های یک قرارداد با تورم شاخص‌بندی نشوند نااطمینانی تورم باعث می‌شود که ارزش حقیقی[5] پرداخت‌های آتی نامشخص باشد. گسترش نااطمینانی در مورد متغیرهای اقتصادی، اتخاذ تصمیمات آگاهانه توسط تولیدکنندگان و مصرف کنندگان را مختل می‌کند و فعالیت‌های اقتصادی را کاهش می دهد. هنگامی که تولیدکنندگان در مورد نرخ دستمزد، مالیات و بهره نامطمئن هستند ممکن است تصمیمات اقتصادی خود را تا زمانی که نااطمینانی برطرف نشده، به تأخیر بیندازند.

۳- نهایتاً اینکه نااطمینانی تورم، تولیدکنندگان را به هزینه کردن منابع مالی برای اجتناب از ریسک‌های مربوط به آن تشویق می‌کند. در شرایط نامطمئن نرخ تورم، عاملین اقتصادی ریسک گریز به منظور کاهش ریسک با صرف منابع در پی پیش‌بینی نرخ تورم آتی بر می‌آیند و بنگاه‌داران برای اجتناب از ریسک‌های ناشی از تورم آتی، منابع مالی خود را خرج می‌کنند.

1. Ex-post
2. Long-Term Interest Rates
3. Return Required by Investors
4. Risk
5. Real Value

مثلاً هنگامی‌که تورم بالاست ممکن است منابع بیشتری را برای بهبود بخشیدن به پیش‌بینی در مورد تورم صرف کنند و علاوه بر این برخی بنگاه‌ها ممکن است برای مصون کردن خود در مقابل تورم غیرمنتظره، از ابزار تأمین مالی هیجینگ[6] استفاده کنند. هر دو فعالیت هیجینگ و بهبود بخشیدن به پیش‌بینی‌ها منابع را از اهداف تولیدی دور می‌کند. در حالی که این ابزارها ریسک تورم غیرمنتظره را کاهش می‌دهند اما آنها را به کلی حذف نمی‌کنند (گالوب، ۱۹۹۴: ۵۵).

در میان شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نه تنها به عنوان مهمترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، بلکه بسیاری از متغیرهای دیگر اقتصاد در محاسبه و برآورد آن نقش دارند. قیمت مسکن با GDP واقعی رابطه مثبت دارد. افزایش رشد GDP، قیمت‌های حقیقی مسکن را افزایش می‌دهد. شکوفایی مسکن همراه با یک دوره رشد بالای GDP و کاهش قیمت آن با رکود رشد GDP همراه است. کاهش (افزایش) GNP متغیرهای بازار مسکن را به طور غیرمستقیم از طریق تغییر متغیرهای اقتصادی واسطه‌ای (درآمد قابل تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و...) تحت تأثیر قرار می‌دهد. از لحاظ نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. همچنین، این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت تأثیر قرار دهند که تمایل دارند بر شروع به ساخت ساختمان‌های مسکونی اثر بگذارند. همچنین، سیاست‌گذاران دولتی ممکن است با افزایش یا کاهش مخارج دولت ازطریق پرداخت‌های انتقالی یا خرید کالاها و خدمات بر روی GNP تأثیر بگذارند. با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیات، افزایش (کاهش) مخارج دولت منجر به افزایش (کاهش) GNP خواهد شد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد تغییر GNP ممکن است به تغییر ساختمان‌های مسکونی شروع به کار منجر شود. بدین صورت که با افزایش درآمد انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به کار و در نتیجه عرضه مسکن افزایش یابد. همچنین، با افزایش درآمد تقاضای مسکن نیز افزایش می‌یابد، لذا با افزایش عرضه و تقاضای مسکن به دنبال رشد درآمد ملی، قیمت مسکن ممکن است افزایش یا کاهش یابد و یا اینکه ثابت باقی بماند.

6. Hedge

افزایش قیمت مسکن را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. نقدینگی مجموع پول و شبه پول است. رشد گسترده پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی (مازاد پول یا اعتبار که با ثبات قیمت در بلندمدت سازگار نباشد را شوک نقدینگی می‌نامند)، یکی از فاکتورهای تحریک کننده قیمت مسکن، حوادث ترقی قیمت است که به حباب‌های قیمت مسکن و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. در این زمینه، به جریان انداختن حجم پول متناسب با نیاز واقعی جامعه و برقراری مطلوب حجم نقدینگی از اهمیت خاصی برخوردار است. مهم‌ترین تئوری در مورد رابطه مثبت بین نقدینگی و قیمت‌های دارایی و به ویژه حباب‌های قیمت دارایی، تئوری پول‌گرایان است (آدالید و دتکن[1]، ۲۰۰۷: ۱۲۷)

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای مؤثر مسکن آثار مختلفی دارد. اثر منفی آن به صورت کاهش قدرت خرید مردم ظاهر می‌شود و اثر مثبت آن بدین ترتیب است که خانوارها به هنگام مشاهده جریان رشد قیمت‌ها به منظور حفظ و تثبیت ارزش دارایی‌های خود، در صورتی که میزان ریسک و نرخ بازگشت سرمایه در سایر فعالیت‌های اقتصادی در حد مطلوب نباشد به سمت احداث و خرید واحدهای مسکونی حرکت می‌کنند. اما تأثیر این افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها بر قیمت مسکن بستگی به نوع تورم در سال‌های مختلف دارد. بدین صورت که افزایش یکباره در سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش در هزینه تولید مسکن باعث کاهش سرمایه‌گذاری در مسکن و افزایش قیمت مسکن می‌شود، اما یک تورم مزمن و طولانی مدت باعث می‌گردد این اثر کمتر شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۲).

زمانی که خانوارها وام مسکن می‌گیرند این وام از طریق دو کانال بالقوه بر تقاضا تأثیر می‌گذارد. در کانال اول، نه تنها نرخ بهره واقعی بلکه نرخ بهره اسمی نیز می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. نرخ‌های اسمی بالاتر حتی اگر نرخ بهره واقعی بدون تغییر باقی بماند جریان جاری پول نقد (تفاوت بین درآمدها و مخارج) را کاهش می‌دهد. این کاهش به نوبه خود تقاضا برای مسکن را کاهش می‌دهد، زیرا در اثر تورم انتظاری بالاتر، جریان پرداخت‌های بهره به زمان حال منحرف می‌شود. کاهش جریان پول نقد اندازه رهنی که خانوارها در مقابل وام می‌توانند تهیه کنند را کاهش می‌دهد. بنابراین، اندازه خانه‌ای که آنها می‌توانند بخرند کوچک‌تر از قبل می‌شود (قبل از کاهش جریان پول نقد) در چارچوب نئوکلاسیکی، تنها نرخ بهره بلندمدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد و مهم نیست خانوارها نرخ متغیر یا ثابت رهن را داشته باشند، زیرا نرخ بهره مربوط به هزینه استفاده از سرمایه هنوز نرخ بهره بلندمدت است به این دلیل که نرخ بهره متغیر در واقع میانگین انتظارات نرخ بهره متغیر در طول دوره مالکیت خانه است. کانال دوم نشان می‌دهد که اگر خانوارها فشار وام را تحت کنترل داشته باشند در این صورت مهم است که خانوارها نرخ متغیر رهن را داشته باشند. در این حالت تغییرات در نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. اگر نسبت بالایی از خانوارها با نرخ متغیر خانه بخرند در این صورت افزایش در نرخ‌های کوتاه‌مدت حتی اگر نرخ‌های بلندمدت بدون تغییر باشند یا افزایش اندکی داشته باشند می‌تواند بصورت معناداری تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به اینکه نرخ‌های متغیر رهن‌ها تمایل دارند با نرخ‌های کوتاه‌مدت حرکت کنند، سیاست‌گذاران پولی از نرخ‌های متغیر به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کنند. بنابراین، در کشورهایی که نسبت بیشتری از خانوارها از نرخ متغیر رهن استفاده می‌کنند واکنش بیشتری به تغییرات سیاست پولی نشان می‌دهند (میشکین، ۲۰۰۷: ۹۸).

قیمت نفت و درآمدهای نفت کشور ارتباط بسیار نزدیکی با هم دارند. درآمد نفت حاصل ضرب قیمت و صادرات نفت است. با فرض ثابت بودن مقدار صادرات نفت، درآمد نفت متأثر از قیمت نفت خواهد بود (جعفری، ۱۳۹۷: ۹۷). برای ثابت بودن صادرات نفت لازم است تولید کل و مصرف داخلی ثابت باشد یا اینکه افزایش تولید به میزان افزایش مصرف داخلی در نظر گرفته شود. با توجه به مطالبی که از نظر گذشت و فرض ثابت بودن صادرات نفت، افزایش قیمت نفت چند اثر مهم بر قیمت مسکن خواهد داشت؛ نخست اثرگذاری بر قدرت خرید مسکن. از آنجا که درآمد نفت سهم بالایی در دریافتی‌های دولت دارد و همچنین سهم دریافتی ناشی از فروش نفت قابل توجه است، افزایش قیمت نفت موجب افزایش قدرت خرید مسکن می‌شود و کاهش آن تقلیل قدرت خرید مسکن را بدنبال خواهد داشت که خود موجب افزایش یا کاهش قیمت مسکن خواهد شد.

۳- روش شناسی تحقیق

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده از نظر مانایی درجات

1. Adalid & Detkan (2007)

مختلفی دارند، برای تخمین مدل در این حالت استفاده از روش خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) مناسب‌تر است. در این روش برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از آماره $t = \frac{\sum_{i}^{2}=_1 \ddot{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}i}}$ استفاده می‌شود. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، این است که قدرمطلق آماره فوق از کمیت ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[2] (۱۹۹۸) بزرگ‌تر باشد. برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت[3] (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت نیز استفاده کرد. در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تحت بررسی، توسط محاسبه آماره F مربوط به معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمون می‌شود. باید توجه داشت که توزیع F غیر استاندارد است. اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی‌شود. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت در مدل می‌توان مدل ARDL را با استفاده از وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین تعیین می‌شود، برآورد کرد.

٤- برآورد مدل

با توجه به مطالعات صورت گرفته می‌توان قیمت مسکن را تابع نااطمینانی تورم، تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت، نقدینگی، تورم، نرخ بهره بانکی و میزان تسهیلات اعطایی به بخش مسکن دانست. لذا بر اساس مبانی نظری معادله قیمت مسکن در این تحقیق به صورت زیر است:

$$P_H = f\,(Y, I, VAM, U, oil, P_S, M, CPI)$$

P_H قیمت مسکن، Y تولید ناخالص داخلی، I نرخ بهره بانکی، VAM تسهیلات بانکی در بخش مسکن، OIL درآمد نفتی، P_S قیمت سهام، M حجم نقدینگی، CPI شاخص قیمت مصرف کننده، U نااطمینانی تورم است. داده‌های مربوط به هر یک از متغیرهای تحقیق به صورت فصلی از سری زمانی بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و نماگرهای بورس برای دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۷۰) استخراج شده است.

برای محاسبه نااطمینانی تورم، ابتدا مانایی نرخ تورم بررسی شده و سپس با برآورد الگوی مناسب از خانواده ARCH به عنوان جانشینی مناسب برای سنجش نااطمینانی تورم برآورد گردید. براساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، آماره آزمون بدون وجود روند (۱۰/۷۹-) و با وجود روند (۱۰/۴۱-) در سطح ۱ درصد معنادار است. بنابراین، متغیر تورم در سطح ایستا است. لذا جهت برآورد الگوهای ARCH در ابتدا فرآیند خود توضیح مرتبه kام (AR(K)) برای تورم تا ۸ وقفه برآورد شده است. نتایج این برآورد در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه فرایند خود توضیح نرخ تورم

وقفه	AIC	SBC	وقفه	AIC	SBC
۱	۲۰۱/۰۱	۲۰۹/۴۱	۵	۱۹۰/۲۲	۱۹۴/۴۸
۲	۱۷۲/۴۱	۱۷۴/۰۹	۶	۱۸۹/۶۵	۱۹۲/۲۳
۳	۱۶۸/۹۸	۱۷۱/۳۸	۷	۳۰۲/۱۴	۳۱۸/۰۸
۴	*۱۶۴/۷۴	۱۶۶/۵۴*	۸	۱۸۷/۱۵	۱۹۳/۴۰

* نشان دهنده وقفه بهینه است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، بر اساس هر دو معیار AIC و SBC با افزایش تعداد وقفه‌ها در فرآیند خود توضیح نرخ تورم، برابر ۴ است و الگوی AR(4) به عنوان معادله میانگین شرطی نرخ تورم انتخاب شده است. قبل از برآورد مدل‌های مختلفی از الگوهای ARCH جهت حصول اطمینان از وجود اثر ARCH در پسماندهای معادله میانگین شرطی نرخ تورم، آزمون اثر ARCH در پسماندهای معادله میانگین شرطی انجام و نتایج در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون وجود اثر ARCH

$AR(4)$ $EGARCH(1,1)$	آماره F	آماره X^2
نرخ تورم	۲/۶۹۱۳**	۱۷/۱۵۸۶۴*

ترتیب *، ** و نشان دهنده معناداری آماره آزمون در سطح ۱و ۵ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون اثر ARCH نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس در پسماندهای معادله میانگین شرطی وجود دارد، بنابراین فرض ناهمسانی واریانس برقرار است. بعد از حصول اطمینان از

1. Auto Regressive Distributed Lag Method (ARDL).
2. Banerjee, Dolado & Mestre (1998)
3. Pesaran, Shin and Smith (2001)

وجود اثر ARCH، مدل‌های مختلفی از الگوهای ARCH برآورد شده است که از میان آنها، تنها ۳ فرایند که دارای شروط لازم (شروط غیرمنفی بودن و مانایی فرایند) هستند در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ٤. تعیین وقفه بهینه معادلات واریانس شرطی

مدل	واریانس شرطی	AIK	SBC
۱	$ARCH\ (۱)$	۱۶۶/۰۴۸۸	۲۰۲/۹۸۷۴
۲	$GARCH\ (۱،۱)$	۱۴۶/۵۳۲۲	۲۰۱/۸۸۳
۳	$EGARCH\ (۱،۱)$	۱۶۲/۷۲۲۹	۱۹۹/۲۸۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هر دو معیار AIK و SBC نشان می‌دهند که مدل (۱،۱) $EGARCH$ مناسب‌ترین مدل برای سنجش واریانس شرطی است. بنابراین از این مدل برای محاسبه نااطمینانی تورم استفاده شده است.

جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب باید اطمینان حاصل شود که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از شرط مانایی برخوردار باشند. به این منظور از آزمون دیکی–فولر تعمیم یافته استفاده شده است. جدول (۵) نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته را برای تمام متغیرها نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته

متغیر	ADF متغیرها در سطح			تفاضل مرتبه اول متغیرها	ADF در تفاضل مرتبه اول متغیرها			نتیجه نهایی
	C	C&T	نتیجه		C	C&T	نتیجه	
P_H	-۴/۱۸	-۴/۶۶	مانا					I(0)
U	-۴/۵۲	-۴/۷۵	مانا					I(0)
VAM	۲/۳۴	-۳/۶۱	نامانا	$DVAM$	۱۹/۱۵	۱۷/۹۰	مانا	I(1)
I	-۱/۳۴	-۱/۷۴	نامانا	DI	۹/۸۳	۱۶/۶۲	مانا	I(1)
M	۱/۵۹	-۲/۸۱	نامانا	DM	۴/۳۲	۵/۲۱	مانا	I(1)
P_s	-۱/۵۹	-۱/۴۳	نامانا	DP_s	۳/۳۱	۵/۵۹	مانا	I(1)
y	-۳/۸۱	-۴/۶۰	مانا					I(0)
CPI	-۴/۴۶	-۵/۱۲	مانا					I(0)
OIL	-۳/۷۱	-۴/۵۱	مانا					I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$dPH_t = a + \beta_t + \sum_{i=1}^{2} dPH_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dY_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dI_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dVAM_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dU_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dOIL_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{2} dPS_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dM_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dCPI_{t-i} + \varphi_1 PH_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-1} + \varphi_3 I_{t-1}$$
$$+ \varphi_4 VAM_{t-1} + \varphi_5 U_{t-1} + \varphi_6 OIL_{t-1} + \varphi_7 PS_{t-1} + \varphi_8 M_{t-1} + \varphi_9 CPI_{t-1} + \varepsilon_t$$

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، متغیرهای VAM، I، M و P_s در سطح نامانا هستند بنابراین در مرحله بعد آزمون مانایی بر روی تفاضل مرتبه اول این متغیرها انجام شده است. تفاضل مرتبه اول این متغیرها مانا است، یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح مانا نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون مانایی، چون متغیرهای مورد استفاده برخی در سطح مانا هستند یعنی I(0) و برخی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند یعنی I(1) هستند از روش خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت مدل از آزمون کرانه‌های

پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد UECM استفاده می‌شود.

معادله تصحیح خطای غیر مقید متغیرها مانند بالا است:

که در آن d عملگر تفاضل و p طول وقفه بهینه است.

براساس معیار شوارتز- بیزین و برای حالتی که عرض از مبدأ مقید و بدون روند باشد، طول وقفه بهینه با توجه به جدول (۶) دو است.

جدول ٦. تعیین وقفه بهینه

وقفه	۱	۲	۳
آماره شوارتز – بیزین	۲۲/۵۷۷	۵۲/۸۵۹*	۲۲/۴۳۱

* نشان دهنده وقفه بهینه است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استناد به جدول بالا، طول وقفه بهینه دو است. معادله (۲) با استفاده از نرم افزار ماکروفیت[1] و روش OLS برآورد شده است.

پس از برآورد رگرسیون (۲) برای حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، قید زیر اعمال می‌شود.

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8 = \varphi_9 = 0$$

آماره آزمون به دست آمده از اعمال قید فوق بر مدل ۴/۲۹ است. بدون توجه به اینکه متغیرهای مذکور I(0) یا I(1) هستند، آماره مذکور دارای توزیع نرمال نیست. از این رو، با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. همان‌طور که در جدول (۷) مشاهده می‌شود، در شرایطی که تعداد رگرسورها برابر با نه و مدل دارای عرض از مبدأ باشد، حد بالا و پایین مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد در بازه ۴/۸۸-۲/۸۶ قرار می‌گیرد.

جدول ۷. نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

Fآماره	در سطح ۹۵ درصد		در سطح ۹۰ درصد	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
۴/۹۵	۴/۸۸	۲/۸۶	۴/۵۶	۲/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول بالا است، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، مدل پویای ARDL با وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده شد. مدل ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0)به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب شده است. خلاصه نتایج این مدل در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸. مدل کوتاه‌مدت ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C	۱/۱۱۷	۰/۰۳۰۵	*۵۵/۳۵۲
$P_{H_{t-1}}$	۰/۲۵۱	۰/۱۰۳	**۱/۹۸۳
$P_{H_{t-2}}$	۰/۰۹۹	۰/۰۲۹	*۳/۲۶۹
U_t	۰/۲۷۵	۰/۰۰۴	*۲/۶۶۸
VAM_t	-۰/۰۶۶	۰/۱۸۱	**-۲/۲۳
VAM_{t-1}	-۰/۰۱۰	۰/۰۶۲	**-۲/۲۴۲
I_t	۰/۵۹۰	۰/۱۴۳	*۳/۲۵۱
M_t	۰/۱۶۵	۰/۰۰۵	*۲/۲۶۲
P_{S_t}	-۰/۵۶۹	۰/۰۳۲	*-۳/۹۶۸
y_t	۰/۰۱۲	۰/۱۳۸	**۲/۰۷۹
oil_t	۰/۰۹۰	۰,۰۳۵	**۲/۵۳۸
oil_{t-1}	۰/۱۳۳	۰/۰۲۸	*۴/۰۷۸
oil_{t-2}	۰/۴۱۸	۰/۰۳۰	*۳/۰۱۰
cpi_t	۰/۰۵۸	۰/۱۰۳	**۲/۰۶۵

* و ** به ترتیب نشان دهنده معناداری آماره آزمون در سطح ۱ و ۵ درصد است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طوری که مشاهده می‌شود متغیر وابسته با ۲ بار وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده‌است. اگر ضرایب بدست آمده از برآورد در مدل جایگزین شود، مدل کوتاه‌مدت برآورد شده بصورت زیر درمی‌آید: ضریب $P_{H_{t-1}}$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت است. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در قیمت مسکن سال قبل باعث افزایش قیمت مسکن سال بعد می‌شود. توجه به ضریب $P_{H_{t-2}}$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان دهنده این موضوع است که ۱ درصد افزایش قیمت دو سال قبل مسکن باعث افزایش قیمت فعلی مسکن می‌شود، ضریب y_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در تولید ناخالص داخلی باعث افزایش قیمت مسکن می‌شود.ضریب I_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک

1. Microfit

درصد افزایش در نرخ بهره بانکی، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب VAM_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در تسهیلات بانکی، سبب کاهش قیمت مسکن می‌شود. ضریب VAM_{t-1} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی است. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در تسهیلات بانکی یک سال قبل، سبب کاهش قیمت مسکن سال بعد می‌شود.. ضریب oil_t، oil_{t-1} و oil_{t-2} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در قیمت نفت، سبب افزایش قیمت مسکن در سه دوره متوالی می‌شود. ضریب P_{s_t} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در شاخص قیمت سهام، سبب کاهش قیمت مسکن می‌شود. ضریب M_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که افزایش در حجم نقدینگی، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب cpi_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در شاخص قیمت، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب تعیین مدل برابر است با (۰/۹۹۷۶) که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل دارد. همچنین از آنجایی که ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به یکدیگر خیلی نزدیک هستند، می‌توان نتیجه گرفت که مدل با مشکل ورود متغیر زائد روبه‌رو نیست.

جدول ۹. مدل بلندمدت ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معنی‌داری
C	۰/۲۶۱	۰/۰۹۹	۲/۶۲۳	۰/۰۰۸۶
U	۰/۱۰۵	۰/۰۳۱	۳/۳۱۳	۰/۰۰۰۹
VAM	-۰/۱۴۲	۰/۰۶۹	-۲/۲۶۲	۰/۰۲۳۶
I	۰/۱۲۲	۰/۰۴۰	۳/۰۵۸	۰/۰۰۲۲
M	۰/۲۸۳	۰/۰۷۶	۳/۶۸۸	۰/۰۰۰۲
P_s	-۰/۶۷۳	۰/۲۰۲	-۳/۳۳۰	۰/۰۰۰۸
y	۰/۴۲۷	۰/۱۷۳	۲/۴۷۳	۰/۰۱۳
oil	۰/۳۶۱	۰/۱۶۱	۲/۲۴۴	۰/۰۲۴
cpi	۰/۳۸۰	۰/۱۶۴	۲/۳۰۷	۰/۰۲۱۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، آزمون وجود همجمعی در بین متغیرهای موجود انجام شود. چون قدر مطلق آماره به دست آمده (۴/۸۷) از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۴/۱۵) بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود و الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۹) ارائه شده است.

با توجه به یافته‌های جدول (۹) می‌توان گفت که در بلندمدت، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت، نرخ بهره بانکی، نقدینگی (حجم پول) و تورم (شاخص قیمت‌ها) از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت و میزان تسهیلات اعطایی به بخش مسکن و شاخص قیمت سهام نیز، معنی‌دار و تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. نااطمینانی تورم اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. البته این کاملاً مطابق انتظار هست چرا که افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش ریسک[1] در تمامی قراردادهایی که در آنها پرداخت‌ها براساس مبالغ اسمی مشخص شده، می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنی نیستند (باید توجه داشت که بخش قابل ملاحظه‌ای از بازار مسکن در ایران نظیر مسکن مهر غالباً از طریق وام‌های بلندمدت تغذیه می‌شوند) و افزایش نااطمینانی تورم، ریسک یک نرخ بهره ثابت بلندمدت را افزایش می‌دهد: در نتیجه وام دهندگان برای پوشش این ریسک اضافی، درخواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که این به مفهوم افزایش نرخ بهره بلندمدت است که به سرمایه‌گذاری کمتر تولیدکنندگان در ماشین‌آلات و تجهیزات و مصرف کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد. کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، کاهش عرضه و افزایش قیمت مسکن منجر می‌گردد. از طرف تقاضاکنندگان مسکن نیز این کانال فعال است به طوری‌که مطابق با دیدگاه فریدمن با افزایش نااطمینانی تورم که در اثر فراریت تورم رخ می‌دهد غالبا باعث افزایش نرخ تورم آتی می‌گردد. اگر یک مدل انتظارات عقلایی در نظر گرفته شود طبیعی است که در دوره‌هایی که نااطمینانی تورم بالاست، طرف تقاضا کننده مسکن با هدف جلوگیری از کاهش ارزش حقیقی ثروت خود ترجیح می‌دهند که به جای پول نقد یا دلار

1. Risk

سایر دارایی‌ها مثل مسکن که (در اقتصاد ایران) همواره روند قیمتی فزاینده‌ای طی کرده است نگهداری کنند که این نیز به نوبه خود با افزایش تقاضای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود.

تولید ناخالص داخلی اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد که این نتیجه با یافته‌های سایر محقیقین همسو هست. دور از انتظار نیست که افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار مسکن شود و این سرمایه‌گذاری هم بخش عرضه بازار و هم بخش تقاضای بازار را متاثر بسازد. در بخش عرضه یا افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش عرضه به افزایش قیمت مسکن منجر گردد و از طرف تقاضا نیز افزایش درآمد ملی (به فرض ثبات سایر شرایط) به معنای افزایش قدرت خرید مردم هست که با افزایش تقاضای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر گردد.

درآمد نفت اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد. در کشورهایی که اقتصاد آنها متکی بر صادرات مواد خام نظیر نفت است در دورهایی که درآمد نفتی آنها افزایش می‌یابد اقتصاد آنها دوره‌های تورمی را تجربه می‌کند، چرا که با سرازیر شدن دلارهای نفتی به سمت اقتصاد، به دلیل کمبودها و مشکلات ساختاری و زیربنایی در بخش‌های تولیدی اقتصاد معمولا بخش عرضه اقتصاد ظرفیت کافی برای پاسخگویی طرف تقاضا ندارد و از طرفی سرمایه‌گذاری و عرضه کالا از طرف بخش داخلی اقتصاد فرایندی زمانبر هست لذا بخشی از تقاضای سرریز شده از طرف خارجی اقتصاد جذب می‌گردد و قسمتی نیز که بخش داخلی اقتصاد (نظیر بخش مسکن) توان پاسخگویی به آن را ندارد از طریق افزایش قیمت، فشار وارده بر طرف عرضه اقتصاد تخلیه می‌گردد. نرخ بهره بانکی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. سرمایه‌گذاری بر بخش‌های نظیر مسکن به وسیله وام‌های بانکی انجام می‌شود طبیعی هست که افزایش نرخ بهره بانکی به معنای افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری و افزایش بهای تمام شده مسکن است که برای پوشش هزینه‌های سرمایه‌گذاران به قیمت بالاتری در بخش مسکن نیاز است و این به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود.

نقدینگی (حجم پول) نیز اثر مثبت و معناداری بر بخش مسکن دارد. با افزایش نقدینگی در جامعه، سوداگران این نقدینگی افزایش یافته را به سمت بخش‌های غیر مولد و دلالگری سوق می‌دهند که معمولا سودهای هنگفتی برای آنها دارد، این نقدینگی در اقتصاد کشورهایی نظیر ایران بیشتر جذب دارایی‌ها می‌شود که به ایجاد حباب قیمت در بازار دارایی‌ها می‌انجامد. تأثیر تورم (شاخص قیمت‌ها) از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت و میزان تسهیلات اعطایی به بخش مسکن اثرمنفی معناداری بر قیمت مسکن دارد که کاملاً بدیهی است. شاخص قیمت سهام نیز، معنی‌دار و تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. انواع دارایی‌ها نظیر دلار، سهام، پول نقد، مسکن و ... در سبد پرتفوی افراد وجود دارد و با افزایش قیمت یک کالا و هجوم افراد به سمت کالایی که قیمت آن افزایش یافته در بلندمدت قطعاً کاهش قیمت برای کالای دیگر رخ می‌دهد.

نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. واکنش متفاوت قیمت مسکن به تغییر در متغیرهایی چون حجم پول و شاخص قیمت سهام، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، کاملاً مطابق با تئوری‌های اقتصادی است. زیرا از دید تئوری، چند دوره طول می‌کشد تا تغییر حجم پول، بر دیگر شاخص‌ها از جمله شاخص قیمت مسکن، اثر بگذارد. از طرف دیگر، به نظر می‌رسد که به دلیل شفاف و رقابتی نبودن بازارهای بورس و مسکن، جابجایی سرمایه‌ها بین این دو بازار زمان بر باشد. آنچه در مدل تصحیح خطا، بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطاست. که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است.

جدول ۱۰. نتایج ضریب تصحیح خطای مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T
ECM(-1)	-۰/۲۴۷	۰/۰۶۹	-۳/۵۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱۰) ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه‌ی هم‌جمعی (بلندمدت) بین متغیرها از این روش تأیید می‌شود. همچنین با توجه به اینکه ضریب جمله تصحیح خطا برابر (۰/۲۴۷-) برآورد شده است، می‌توان نتیجه گرفت که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود و پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و الگوی بلندمدت نشان می‌دهد

که نااطمینانی تورم، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، نقدینگی، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر آنست که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود. به بیانی دیگر، اگر هرگونه شوک یا عدم تعادلی در قیمت مسکن ایجاد شود، پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تحولات پولی و اعتباری کشور، سنوات مختلف.

برازنده، محمد (۱۳۷۶). "*اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام*". پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۶). "*تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*". ترجمه: عباس شاکری، چاپ یازدهم، تهران: نشرنی.

بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخری سادات (۱۳۸۹). "بررسی بازار مسکن در مکانیزم انتقال پولی". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۱، ۲۰۵-۱۸۷.

پهلوانی، مصیب و دهمرده، نظر (۱۳۸۶). "تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایARDL". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۱۲۰-۱۱۰.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴). "*اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit*". مؤسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.

جعفری، محبوبه (۱۳۹۷). " تأثیر نوسان قیمت نفت بر رفتار سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران: کاربرد الگوی مارکوف سوئیچینگ". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۱۰-۹۵.

حیدری، حسن و سوری، امیررضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه نرخ سود سپرده های بانکی و قیمت مسکن در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، ۹۲-۶۵.

حیدری، محمود (۱۳۸۷). "*تأثیر نوسانات تولید و قیمت‌ها بر شاخص قیمت سهام*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

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

سازمان برنامه و بودجه: *مجموعه اطلاعات سری زمانی آمارهای حساب‌های ملی، پولی و مالی*، دفتر اقتصاد کلان، سال‌های مختلف.

شریفی رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه و هنرور، نغمه (۱۳۹۰). "بررسی کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران، مطالعه موردی شاخص قیمت مسکن". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، ۴۳-۲۹.

شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). "اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیستم، شماره ۶۱، ۲۳-۱۰.

طاهری فرد، احسان (۱۳۷۸). "*تأثیر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ واقعی ارز، مورد ایران (۱۳۷۵-۱۳۶۰)*". پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز.

عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۸). "تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹، ۷۷-۵۹.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۳). "آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۱۱، ۱۰۴-۸۷.

فرزین وش، اسداله و محسنی زنوزی، سیدجمال الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی ایران". *نامه مفید (نامه اقتصادی)*، شماره ۷۲، ۳۲-۳.

قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۱). "*بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران*". پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۲). "غرامت‌های

بیکاری منطقه‌ای در بـازار مسـکن اسـتان‌هـای ایـران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشـد و توسـعه پایـدار)*، سال پانزدهم، شماره سوم، ۳۲-۲۲.

کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۸۵). "بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با اسـتفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌هـای اقتصادی ایران*، شماره ۲۶، ۵۸-۴۹.

مهـدوی عـادلی، محمدحسـن و نـوروزی، روح‌الله (۱۳۸۸). "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۲۷، ۶۸-۸۵.

موسایی، میثم (۱۳۸۹). "رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌هـای اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۹۴-۷۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). *"ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی"*. چاپ اول، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

یوسفی، داود (۱۳۷۹). *"بررسی و برآورد تابع تقاضـای واردات کل ایـران بـه وسـیله تکنیـک همگرایـی"*. پایـان نامـه کارشناسی ارشـد، دانشـکده علـوم اقتصـادی و سیاسـی، دانشگاه شهید بهشتی.

Afonso, A. & Souso, R. M. (2009). "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy". Working Paper, No. 991, Available at www.ecb.europa.eu. 20-42.

Ayuso, J., Blanco, R. & Restoy, F. (2006). "*House Prices and Real International Rates in Spain"*. Banco DE Espana Publication, PP. 8-38.

Bahmani-Oskooee, M. & Nasir, A. (2004). "ARDL Approach to Test the Productivity BiasHypothesis". *Review of Development Economics*, 8(3), 484-488.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). "Error-Correction Mechanism Tests for co -Integration in a Single-Equation Framework". *Journal of Time Series Analysis*, 19(2), 267–283.

Cho, D. (2006). "*Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on Chonsei Price in Korea"*. URL: http://www.nber.org/chapters/c10147. 18-32.

Chui, L. & Chau, K. W. (2005). "An Empirical Study of the Relationship between Economic Growth, Real Estate Prices and Real Estate Investments in Hong Kong". *Surveying and Built Environment*, 16(2), 19-32.

Clapp, J. & Giacotto, C. (1993). "The Influence of Economic Variables on House Price Dynamics". *Journal of Urban Economics*, 36, 83-116.

Craig, R. S. & Hua, Ch. (2011). "Determinants of Property Prices in Hong Kong SAR: Implications for Policy". *International Monetary Fund*, 11(1), 1-12.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(3), 251-276.

Gerlach, S. & Peng, W. S. (2005). "Bank Lending and Property Prices in Hong Kong". *Journal of Banking and Finance*, 29(2), 461-481.

Gerlach, S. (2002). "*Bank Lending and Property Prices in Hong Kong"*. papers.ssrn.com/sol3 /papers.cfm?abstract_id=1009153. 15-21.

Hofmann, B. (2003). "Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence". *The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper*, 22(3), 34-47.

Liang, Qi. & Hua Cao, H. (2007). "Property Prices and Bank Lending in China". *Journal of Asian Economics*, 18(2), 63-75.Mandell, S. (2011). "*Bank Lending and House Prices in Sweden 1992-2010"*. .eres.scix.net/cgi-bin/works/Show? eres2011_91-104.

Mishkin, S. F. (2007). "Housing and the Monetary Transmission Mechanism". Prepared for Federal Reserve Bank of City´s.

Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". Journal of Applied Econometric, 16, 289-326.

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

Analyzing the Effects of the Macroeconomics Pass-through to Inflation Rate in Iran's Economy: An Application of a Non-Linear and Asymmetric Model **15**
Zahra Sharif, Masoud Nonejad, Ali Haghighat, Mehrzad Ebrahimi

Modelling the Economic and Welfare Effects of Expanding Health Sector and Sickness Reduction in Iran (CGE Approach) **33**
Ehsan Taheri, Hossein Sadeqi, Lotfali Agheli, Alireza Naseri

The Impact of Inflation Volatility on the Relationships Between the Iranian Trade Balance with the Exchange Rate: Non-linear Approach **51**
Hana Abolhasanbeigi, Alireza Kazerooni, Mohammad Mahdi Barghi Oskooee, Hossein Asgharpur

Identifying and Evaluating Components of Tax System Compatible with Economic Development of Iran Using Delphi Combined Method and Multi-Criteria Decision Making **65**
Kiuomars Amiri, Ali Asghar Anvary Rostamy, Mehrdad Ghanbari, Babak Jamshidinavid

Studying the Effect of Government Expenditure Shock on Economic Growth in Iran and MENA Selected Countries through Estimation of Government Expenditure Multiplier **87**
Mahnaz Hosseinpur, Kambiz Hozhabr Kiani, Fatemeh Zandi, Ali Dehghani, Khalil Saeedi

Natural Resource Rents and Opportunity and Necessity Entrepreneurship **111**
Hoda Zobeiri, Mani Motameni, Atefeh Reisi

The Effects of Uncertainty in Inflation and Macroeconomic Variables on Housing Prices in Iran **125**
Ahmad Ali Asadpour

- Editorial board should welcome deep and reasonable reviews, and prevent superficial and poor reviews, and deal with one-sided and contemptuous reviews.
- Editorial board should record and archive the whole review's documents as scientific documents and to keep confidentially the reviewers' name.
- Editorial board must inform the final result of review to corresponding author immediately.
- Editorial board should keep the article's contents confidentially and do not disclose its information to others.
- Editorial board ought to prevent any conflict of interests due to any personal, commercial, academic and financial relations which may impact on accepting and publishing the presented articles.
- Editor-in-chief should check each type of research and publication misconduct which reviewers report seriously.
- If a research and publication misconduct occurs in an article, editor-in-chief should omit it immediately and inform indexing databases or audiences.
- In the case of being a research and publication misconduct, editorial board is responsible to represent a corrigendum to audiences rapidly.
- Editorial board must benefit of audiences' new ideas in order to improve publication policies, structure and content quality of articles.

References

1. “Standard Ethics”, approved by Vice-Presidency for Research & Technology, the Ministry of Science, Research and Technology.
2. Committee on Publication Ethics, COPE Code of Conduct, www.publicationethics.org

- **Plagiarism:** Plagiarism is the act of taking someone else's writing, conversation, idea, claims or even citations without any acknowledgment or explanation of the work producer or speaker.
- **Wrongful Appropriation:** Wrongful appropriation occurs when author(s) benefits another person's efforts and after a little change and manipulations in the research work, publish it on his/her own definitions
- **False Attribution: It represents that a person is the author of a work but she/ he was not involved in the research.**

4. Reviewers' Responsibility

Reviewers must consider the followings:

- Qualitative, contextual and scientific study in order to improve articles' quality and content.
- To inform editor-in-chief when accepts or reject the review and introduce an alternative.
- Should not accept the articles which consider the benefits of persons, organizations and companies or personal relationships; also the articles which she/he, own, contributed in its writing or analyze.
- The reviewing must be carried out upon scientific documents and any self, professional, religious and racial opinion is prohibited.
- Accurate review and declaration of the article's strengths and weaknesses through a clear, educational and constructive method.
- Responsibility, accountability, punctuality, interest, ethics adherence and respect to others' right.
- Not to rewrite or correct the article according to his/her personal interest.
- Be sure of accurate citations. Also reminding the cases which haven't been cited in the related published researches.
- Avoid of express the information and details of articles.
- Reviewers should not benefit new data or contents in favor of/against personal researches; even for criticism or discrediting the author(s). The reviewer is not permitted to reveal more details after a reviewed article being published.
- Reviewer is prohibited to deliver an article to another one for reviewing except with permission of editor-in-chief. Reviewer and co-reviewer's identification should be noted in each article's documents.
- Reviewer shouldn’t contact with the author(s). Any contact with the authors should be made through the editorial office.
- Trying to report “research and publication misconduct” and submitting the related documents to editor-in-chief.

5. Editorial Board Responsibilities

- Journal maintenance and quality improvement are the main aims of editorial board.
- Editorial board should introduce the journal to universities and international communities and publish the articles of other universities and international societies on their priority.
- Editorial board must not have quota and excess of their personal article publishing.
- Editorial board is responsible for selecting the reviewers as well as accepting or rejecting on article after reviewers' comments.
- Editorial board should be well-known experts with several publications. They ought to be responsible, accountable, truth, adhere to professional ethics and contribute to improve journal aims.
- Editorial board is expected to have a database of suitable reviewers for journal and to update the information regularly.
- Editorial board should try to aggregate qualified moral, experienced and well-known reviewers

Payame Noor University Research Journals' Publication Ethics

This publication ethics is a commitment which draws up some moral limitations and responsibilities of research journals. The text is adapted according to the "Standard Ethics", approved by the Ministry of Science, Research and Technology, and the publication principles of Committee on Publication Ethics (COPE).

1. Introduction

Authors, Reviewers, editorial boards and editor-in-chiefs ought to know and commit all principles of research ethics and related responsibilities. Article submission, review of reviewers and editor-in-chief's acceptance or rejection, are considered as journals law compliance otherwise the journals have all the rights.

2. Authors Responsibilities

- Authors should present their works in accordance with journal's standards and title.
- Authors should ensure that they have written their original works/researches. Their works/researches should also provide accurate data, underlying other's references.
- Authors are responsible for their works' accuracy.

Note 1: Publishing an article is not known as acceptance of its contents by journal.

- Duplicate submission is not accepted. In other words, none of the article's' parts, should not carry on reviewing or publishing elsewhere.
- Overlapping publication, where the author uses his/her previous findings or published date with changes, is rejected.
- Authors are asked to have authors' permission for an accurate citation. When using ones direct speech, a quotation mark (" ") is necessary.
- Corresponding author should ensure that the complete information of all involved authors in the article.

Note 2: Do not write the statement of "Gift Authorship" and do not omit the statement of "Ghost Authorship".

- Corresponding author is responsible for the priorities of co-authors after their approval.
- Paper submission means that all of the authors have satisfied whole financial and local supports and have introduced them.
- Author(s) is/are responsible for any fault or inaccuracy of the article and in this case, journal's authorities should be informed immediately.
- Author(s) is/are asked to provide and reserve raw data one year after publication, in order to be able to respond journal audiences' questions.

3. Research and Publication Misconduct

Author(s) should avoid the research and publication misconduct. If some cases of research and publication misconduct occur within each steps of submission, review, edition or publication, journals have the right to legal action. The cases are listed as below:

- **Fabrication:** Fabrication is the practice of inventing data or results and reporting them in the research. Both of these misconducts are fraudulent and seriously alter the integrity of research. Therefore, articles must be written based on original data and use of falsified or fabricated data is strongly prohibited**.**
- **Falsification:** Falsification is the practice of omitting or altering research materials, equipment, data, or processes in such a way that the results of the research are no longer accurately reflected in the research record.

Advisory Editorial Board:

Abdoli, G.	Fotros, M. H.	Makkian, S. N.	Ranjpour, R.
Abunuri, E.	Ghaffari, H.	Mehnatfar, Y.	Rezaei, E.
Afshari, Z.	Ghaffari, Gh.	Mehrara, M.	Saadat, R.
Agheli, L.	Gilak Hakim Abadi, M. T.	Mehregan, N.	Sadeghi Shahdani, M.
Ahmadi Shadmehri, M. T.	Gholami, E.	Mir Bagheri Hir, M. N.	Salimifar, M.
Akbari, N.	Ghorbani, M.	Mohamad Zadeh, P.	Samadi, H.
Akbari Moghadam, B.	Haghighat, J.	Mohamad Vand, M. R.	Seyyed Noorani, S. M.
Asgharpur, H.	Hazeri Niri, H.	Mohseni Zenoozi, S. J.	Shahabadi, A.
Bazazan, F.	Hekmati Farid, M.	Molaei, M.	Shahiki Tash, M. N.
Cheshomi, A.	Homayuni Far, M.	Monsef, A.	Shavvalpur, S.
Dadgar, Y.	Hortamani, A.	Moshiri, S.	Soheyli, K.
Dahmardeh, N.	Jafari Samimi, A.	Motameni, M.	Suri, A.
Dehghani, A.	Karimzadeh, M.	Mousaee, M.	Taghi Nejad Omran, V.
Ebrahimi, M.	Kazeroni, A. R.	Najar Zadeh, R.	Tehranchian, A. M.
Ehsanfar, M. H.	Khoda Bakhshi, A.	Nasrollahi, K.	Yavari, K.
Emadzadeh, M.	Khoda Panah, M.	Nasrollahi, Z.	Zamanian, Gh.
Emami Meybodi, A.	Khoshnoudi, A.	Paseban, F.	Zaraanezhad, M.
Ezzati, M.	Komijani, A.	Pour Faraj, A.	Zaroki, Sh.
Falahati, A.	Lashkari, M.	Pour Moghim, S. J.	Zobeiri, H.
Fallahi, M. A.	Madah. M.	Rafat, M.	
Falihi, N.	Mahmudzadeh, M.	Rahmani, T.	

Impact Factor:

The impact factor of this journal is 1.261 (IF =1.261) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
2	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
3	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
4	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
5	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
6	Mohammad Reza Farzanegan	Professor	Philips-Universitaet Marburg
7	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
8	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Professor	Imam Sadegh University
10	Esfandiar Maasoumi	Professor	Emory University
11	Yeganeh Mosavi Jahromi	Professor	Payame Noor University
12	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Print ISSN: 2228-5954
Online ISSN: 2251-6891
Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Hadi Ghaffari
Printing Numbers: 25
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: 086-34062473
Fax: 086-34062473
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. 10, No. 37, January 2020