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

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: ۳۴۰۶۲۶۰۱- ۰۸۶ نمابر: ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

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

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

همچنین در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید و از آن سال تا کنون همواره در جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده دانشگاه پیام نور، این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی مورد تقدیر قرار گرفته است.

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 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 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 دانشگاه پیام‌نور

این منشور تعهدنامه‌ای است که برخی حدود اخلاقی و مسئولیت‌های مربوط به انجام فعالیت‌های علمی 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

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی در کشورهای منتخب: رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پانل ۱۵
عبدالعلی منصف، مژگان معلمی، جهانگیر بیابانی، مهدی نجاتی، جواد طاهری‌زاده اناری‌پور

بررسی اثرات عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات غیرنفتی ایران: رویکرد متغیرهای نهان ۳۵
سمیه علی‌کرمی، ابراهیم هادیان، پرویز رستم‌زاده، احمد صدرایی جواهری

سیاست افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و تأثیر آن بر اقتصاد ایران با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی- دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ ..... ۵۷
اسماعیل ترکمنی، محمد حسن فطرس

اثر قواعد مالی ضد ادواری بر اقتصاد ایران با تأکید بر بخش نفت (با وجود صندوق توسعه ملی)..... ۷۷
هادی کشاورز، سیدحسینعلی دانش، حبیب انصاری سامانی، داود فرهادی سرتنگی

شبیه سازی تأثیر عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران: مقایسه دو رهیافت زنجیره مارکوف مونت کارلو و بیزین ۹۵
رامیار رفاعی، مرتضی سامتی، سارا قبادی

بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه (**CGE**) ۱۰۹
احمد چهرقانی، منصور زراءنژاد

آزمون وجود منحنی لافر بدهی در اقتصاد ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (**STR**)..... ۱۲۹
جلال منتظری شورکچالی

سخن سردبیر

دهه پنجم انقلاب اسلامی ایران، دهه رشد و شکوفایی علم و پژوهش در حوزه‌های مختلف و به تبع آن حوزه رشد و توسعه اقتصادی می‌باشد. ورود به گام دوم انقلاب اسلامی و حرکت در مسیر چله پر افتخار دوم نیازمند پیشرفت روز افزون پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی و ضرورت ارائه نتایج حاصل از پژوهش‌ها و تحقیقات اقتصادی در این حوزه برای استفاده محققان و علاقه‌مندان است، که این فصلنامه توجه به این موضوع را در دستور کار خود قرار داده است. چرا که نقش محققین و پژوهشگران حوزه رشد و توسعه اقتصادی در پیشبرد اهداف گام دوم بی‌بدیل و اثرگذار بوده، هست و خواهد بود.

دانشگاه پیام نور با برخورداری از بیش از ۳۰۰۰ عضو هیئت علمی شاغل در مراکز و واحدهای خود در سطح کشور و در حوزه‌های مختلف علوم می‌تواند پیشتاز رشد، شکوفایی و توسعه در عرصه‌های مختلف علمی باشد. گواه این ادعا نتایج حاصل از فعالیت‌های پژوهشی اعضاء هیئت علمی دانشگاه پیام نور است.

توسعه تحصیلات تکمیلی در مقاطع کارشناسی ارشد و دکتری گرایش‌های متعدد رشته اقتصاد زمینه‌ساز پژوهش‌ها و تحقیقات ارزنده‌ای در قالب رساله پایان تحصیلات دانشجویان این دوره‌ها گردیده است و به همین جهت به طور مستمر شاهد ارائه تحقیقات ارزنده انجام شده در قالب پایان‌نامه‌های تحصیلی هستیم؛ کاری که محصول تلاش و کار علمی-پژوهشی دو یا سه عضو هیئت علمی و یک دانشجوی کارشناسی ارشد یا دکتری می‌باشد.

فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی در راستای ایفای نقش خود در فرایند رشد و توسعه اقتصادی کشور، آمادگی خود را در انتشار مقالات علمی-پژوهشی اعضاء هیئت علمی دانشگاه‌ها اعلام می‌نماید و از همه اساتید، محققین و دانشجویان تحصیلات تکمیلی دعوت می‌کند مقالات خود را به این فصلنامه ارسال کنند.

دست اندرکاران فصلنامه تمام تلاش خود را معطوف به پاسخگویی دائمی، تسریع در اعلام نتایج و انتشار به موقع نسخه الکترونیکی می‌نمایند.

محمدرضا لطفعلی‌پور

پائیز ۱۳۹۸

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۳۴-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (15-34)

بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی در کشورهای منتخب: رهیافت رگرسیون آستانه‌ای پانل

عبدالعلی منصف[۱]، مژگان معلمی[۲]، جهانگیر بیابانی[۳]، مهدی نجاتی[۴]، *جواد طاهری‌زاده اناری‌پور[۵]

۱. دانشیار اقتصاد بخش اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه پیام نور
۲. استادیار اقتصاد بخش اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه پیام نور
۳. دانشیار اقتصاد بخش اقتصاد، مدیریت و حسابداری دانشگاه پیام نور
۴. استادیار اقتصاد گروه اقتصاد و مدیریت دانشگاه شهید باهنر، کرمان، ایران
۵. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه پیام نور

(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۲۲ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۱۱)

Investigating Economic Factors Affecting Happiness in Selected Countries: Panel Threshold Regression Approach

Abdolali Monsef[1], Mozhgan Moalemi[2], Jahangir Biabani[3], Mehdi Nejati[4], *Javad Taherizadeh Anaripour[5]

1. Associate Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
3. Associate Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
4. Assistant Professor of Economics, Shahid Bahonar University, Kerman, Iran
5. Ph.D. Student, Payame Noor University, Tehran, Iran

(Received: 13/Dec/2019 Accepted: 1/May/2019**)**

چکیده:

اگر شادی یکی از ویژگی‌های جامعه خوب باشد و توسعه، یک جنبش تدریجی برای رسیدن به جامعه خوب درنظر گرفته شود، شادی می‌تواند به عنوان یکی از اهداف سیاست‌های توسعه باشد. در حوزه اقتصاد شادی، تمرکز مطالعات روی تحلیل اثرگذاری عوامل مختلف اقتصادی بر شادی می‌باشد. اما تاکنون، مطالعه‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای اقتصادی روی شادی با الگوهای رگرسیون آستانه‌ای پانل نپرداخته است. در پژوهش حاضر، اثر هشت متغیر روی شادی با استفاده از داده‌های پانل برای ۱۰۰ کشور در بازه ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ در سه سناریو با روش رگرسیون آستانه‌ای پانل، مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج پژوهش، رابطه شادی با درآمد سرانه، سلامت، مصرف، مخارج دولتی و آزادی اقتصادی را مثبت و رابطه شادی با نابرابری درآمد، تورم و بیکاری را منفی نشان می‌دهد. در هر سناریو، تنها یک مقدار آستانه‌ای شناسایی گردید. مخارج مصرفی و آزادی اقتصادی روی شادی اثر مثبت دارند که اندازه این اثر با افزایش درآمد سرانه (متغیر آستانه)، افزایش می‌یابد. درآمد سرانه دارای اثر مثبت روی شادی می‌باشد ولی با افزایش نابرابری درآمد (متغیر آستانه)، تأثیر درآمد سرانه، کاهش می‌یابد. بنابراین به نظر می‌رسد که تدوین سیاست‌های مناسب جهت کاهش نابرابری درآمدی، می‌تواند شادی بیشتری برای جامعه به دنبال داشته باشد که خود، تقویت بهره‌وری و رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت.

واژه‌های کلیدی: اقتصاد شادی، رگرسیون آستانه‌ای پانل، آزادی اقتصادی، مخارج مصرفی، نابرابری درآمد.

طبقه‌بندی JEL: C24، D63، I31.

Abstract:

If happiness is a good feature of society and development is considered as a gradual movement towards good society, happiness can be one of the goals of developmental policies. In the field of happiness economics, the focus of studies is on analyzing the impact of various economic factors on happiness. But so far, no study has investigated the effect of economic variables on happiness with the panel threshold regression models. In the present study, the effect of eight variables on happiness using panel data for 100 countries in the period 2005 to 2016 in three scenarios was investigated using panel threshold regression method. The results of the research show that the happiness relationship with per capita income, health, consumption, government expenditures and economic freedom is positive and there is a negative relationship between happiness and income inequality, inflation and unemployment. In each scenario, only a threshold value was detected. Consumption expenditures and economic freedom have a positive effect on happiness, and the size of this effect increases with increasing per capita income (threshold variable). Per capita income has a positive effect on happiness, but with increasing income inequality (threshold variable), the effect of per capita income will decrease. It seems, therefore, that the formulation of appropriate policies to reduce income inequality can lead to more social happiness for the society, which will result in increased productivity and economic growth.

.

Keywords: Happiness Economics, Panel Threshold Regression, Economic Freedom, Consumption Expenditure, Inequality of Income.
JEL: C24, D63, I31.

* **نویسنده مسئول:** جواد طاهری‌زاده اناری‌پور (مقاله حاضر مستخرج از رساله دکترای جواد طاهری‌زاده در دانشگاه پیام نور تهران است)
*Corresponding Author: Javad Taherizadeh Anaripour E-mail: taherizadeh@pnu.ac.ir

۱- مقدمه

از زمان ارسطو جستجوی شادی انسان‌ها، برای فیلسوفان جذاب بوده است و بعد از آن اقتصاددانانی نظیر جرمی بنتام و جان استوارت میل و آدام اسمیت نیز بر اهمیت شادی تأکید داشته‌اند. بنتام به عنوان نماینده مکتب «اصالت فایده» اعتقاد داشت در هر لحظه بایستی در بین انواع امکانات چیزی را برگزید که به افراد بیشتری لذت رساند. بسیاری از اقتصاددانان نئوکلاسیک در گذشته برای اندازه‌گیری رفاه فردی، توجه خود را معطوف به ثروت، دارایی، مصرف و پول می‌کردند ولی امروزه مفهومی به نام شادی، در مقایسه با مفاهیم رفاه مادی، جایگاه مناسبی در تحلیل‌های رفاهی بین اقتصاددانان پیدا کرده است (گراهام[1]، ۲۰۱۱: ۳۳). شادی علاوه بر اینکه پدیده‌ای روان‌شناختی و اجتماعی است، یک پدیده مادی نیز می‌باشد که باید آنرا از دیدگاه مادی بررسی و تحلیل کرد.

در سال‌های اخیر یکی از مهیج‌ترین شاخص‌هایی که در اقتصاد معرفی شده است، شاخص شادی می‌باشد. ورود مباحث شادی به مباحث اقتصادی را می‌توان به ریچارد استرلین در سال ۱۹۷۴ نسبت داد. در مطالعه داده‌های آمریکا، استرلین (۱۹۷۴) اولین کسی بود که متوجه شد که اگرچه در داده‌های مقطع زمانی، افراد ثروتمندتر، شادتر هستند، اما در یک سری زمانی، رشد اقتصادی همراه با یک افزایش در شادی کل نیست. این ناسازگاری تحت عنوان پارادوکس استرلین[2] نام گرفته است (روسییو[3]، ۲۰۰۹: ۷). حرکت تحقیقات روی بهزیستی ذهنی (که اغلب به عنوان تحقیقات شادی به آن اشاره می‌شود) هم در حوزه سیاست و هم در حوزه دانشگاهی، در حال شتاب است و داده‌های جهانی بهزیستی ذهنی به طور فزاینده‌ای در هر دو سطح تحلیل اقتصادی خرد و کلان، در حال استفاده هستند. اقتصاددانان زیادی به ارزیابی چگونگی تأثیرگذاری عوامل اقتصادی نظیر درآمد، ثروت و اشتغال و نیز عوامل غیراقتصادی از جمله ویژگی‌های شخصیتی و عوامل اجتماعی- جمعیت‌شناختی، بر روی شادی افراد، پرداخته‌اند[4].

تحقیقات رو به رشد در زمینه اقتصاد شادی نشان داده است که افراد شادتر می‌توانند بهره‌ورتر و نوآورانه‌تر باشند که منجر به سودآوری بیشتر و رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین، تلاش برای اندازه‌گیری شادی و طراحی سیاست‌ها برای بهبود شادی با توجه به عوامل مؤثر بر آن، امری ضروری به نظر می‌رسد (چاملو[5]، ۲۰۱۴: ۱). در اکثر مطالعات انجام شده تاکنون، تأثیر متغیرها روی شادی، به صورت خطی مورد بررسی قرار گرفته و تنها اندک مطالعاتی رابطه غیرخطی برخی از متغیرها را روی شادی تحلیل کرده‌اند که از این دسته مطالعات نیز تعداد انگشت‌شماری به بررسی تأثیر آستانه‌ای پرداخته‌اند. نکته قابل توجه این است که تاکنون هیچ مطالعه‌ای به بررسی روند تأثیرگذاری یک متغیر روی شادی توأم با در نظر گرفتن تغییرات یک متغیر دیگر نپرداخته است که مسئله اصلی پژوهش حاضر نیز همین مورد می‌باشد که این مهم با استفاده از رویکرد رگرسیون آستانه‌ای پانل صورت می‌پذیرد. پس از جستجوهای گسترده در میان تحقیقات شادی که تاکنون صورت گرفته و اهمیت‌سنجی عوامل اقتصادی و نهادی مؤثر بر شادی، در نهایت سه سؤال مهم که در این مقاله مورد واکاوی و بررسی قرار گرفته است، عبارتند از:

۱- آیا مصرف، روی شادی تأثیر دارد؟ (با در نظر گرفتن متغیر درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه)

۲- آیا درآمد سرانه، روی شادی تأثیر دارد؟ (با در نظر گرفتن متغیر نابرابری درآمد به عنوان متغیر آستانه)

۳- آیا آزادی اقتصادی روی شادی تأثیر دارد؟ (با در نظر گرفتن متغیر درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه)

در کنار مسائل اصلی این پژوهش، ۵ متغیر دیگر مؤثر بر شادی نیز در کنار این متغیرهای تغییر رژیم[6] و آستانه، در هر سه سناریو برآورد و تحلیل شده‌اند.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش با در نظر گرفتن محدودیت‌های متعددی نظیر عدم دسترسی به داده‌های شادی برای بسیاری از کشورها و نیز عدم دسترسی به داده‌های برخی از متغیرهای این پژوهش در برخی کشورها در دوره مورد بررسی، جمع‌آوری گردید. متغیرهای مورد بررسی عبارتند از متغیر شادی به عنوان متغیر وابسته و ۸ متغیر مؤثر بر شادی به عنوان متغیرهای توضیحی و در نهایت تعداد ۱۰۰ کشور در دوره زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ برای انجام تحلیل‌ها انتخاب گردید.

---

1. Graham (2011)
2. Easterlin Paradox
3. Rousseau (2009)
۴. فری و استاتزر (۲۰۰۲)، استرلین (۲۰۰۲)، برونی و پورتا (۲۰۰۵، ۲۰۰۷)، فری (۲۰۰۸)، گراهام (۲۰۱۰، ۲۰۱۱)، هایوکاپ (۲۰۱۴)، نیکولوف (۲۰۱۶)، فررا و همکاران (۲۰۱۷) و ...

5. Chamlou (2014)
۶. مصرف در فرضیه اول، درآمد سرانه در فرضیه دوم و آزادی اقتصادی در فرضیه سوم در روش رگرسیون آستانه‌ای پانل در پژوهش حاضر به عنوان متغیر تغییر رژیم (یعنی متغیری که تا یک مقدار متغیر آستانه با یک ضریب و از آن مقدار به بعد با ضریب دیگر روی متغیر وابسته تأثیر می‌گذارد) در نظر گرفته شده‌اند.

این مقاله در پنج بخش تهیه شده است: بخش دوم به مبانی نظری و پیشینه پژوهش اختصاص یافته است. بخش سوم، روش تحقیق می‌باشد که به تشریح روش رگرسیون آستانه‌ای پانل پرداخته است. در بخش چهارم، یافته‌های پژوهش بیان شده است و در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مطالعات تجربی مختلف نشان داده است که میزان شادی و رضایت از زندگی انسان‌ها از اهمیت ویژه‌ای در عملکردهای اقتصادی آنها برخوردار است، زیرا رضایت از زندگی سبب بهبود هوش، توانایی، انگیزه و به دنبال آن افزایش بهره وری خواهد شد در حالی که غم و اندوه سبب بی‌تفاوتی و رخوت و در نتیجه کاهش بهره‌وری می‌شود. افراد زمانی که شاد هستند آسان‌تر تصمیم می‌گیرند، روحیه مشارکتی بالاتری دارند و تعامل سازنده‌تری با دیگران خواهند داشت. شادی، خلاقیت افراد را تقویت می‌کند و روابط بین انسان‌ها را مستحکم می‌کند. مردم چیزهایی مثل امنیت شغلی، تأهل، درآمد (پول) و ... را برای اینکه ممکن است برایشان شادی ایجاد کنند می‌خواهند.

اقتصاد شادی مطالعه تئوریکی و کمّی شادی، عاطفه مثبت و منفی، بهزیستی، کیفیت زندگی، رضایت از زندگی و مفاهیم مرتبط است که اقتصاد را با زمینه‌های دیگر نظیر روانشناسی، بهداشت و جامعه شناسی ترکیب می‌کند.

ان جی[1] (۱۹۹۷: ۱۸۴۸) شادی را به عنوان "رفاه[2]" تعریف می‌کند. برای اوسوالد[3] (۱۹۹۷: ۱۸۱۷) شادی به معنی "لذت (خوشی)" یا "رضایتمندی"[4] است. برخی اقتصاددانان (لیارد[5]، ۲۰۰۵؛ فرانک[6]، ۱۹۹۷ و ۲۰۰۵)، بهزیستی ذهنی[7] (SWB) را به عنوان یک مترادف برای شادی استفاده کرده‌اند (برونی، ۲۰۰۶: ۶). استرلین[8] (۲۰۰۵) چنین عنوان کرد: "واژه‌های بهزیستی، مطلوبیت، شادی، رضایت‌مندی زندگی و رفاه قابل معاوضه‌اند" (روسیبو، ۲۰۰۹: ۷).

در اقتصاد، شادی به عنوان مطلوبیت تعریف شده است[9] و در روانشناسی، شادی به عنوان بهزیستی ذهنی شناخته شده است. تحقیقات شادی در اقتصاد، بهزیستی ذهنی گزارش شده را به عنوان یک نماینده برای اندازه مطلوبیت در نظر می‌گیرند (فری و استاتزر، ۲۰۰۲: ۴۰۳). جان استوارت میل[10] در کتاب "مطلوبیت‌گرایی[11]" در سال ۱۸۶۳، مفاهیم مطلوبیت و شادی را به طور جایگزین مورد استفاده قرار داده است چنانچه گویی آنها مترادف یکدیگرند (کرش، ۲۰۱۷: ۶). نظرسنجی یکی از مهمترین تکنیک‌ها برای پرسیدن و تحقیق کردن درباره شادی و بهزیستی افراد می‌باشد که شاخص‌هایی از وضعیت عاطفی یا ارزیابی افراد از رضایتمندی از زندگیشان یا شادی را فراهم می‌کند.

عوامل متعددی بر روی شادی تأثیر می‌گذارند. براساس مهمترین مطالعات تجربی در حوزه اقتصاد شادی، مجموعه نسبتاً جامعی از کلیه عوامل همبسته با شادی استخراج گردید که در قالب شکل (۱) نشان داده شده است.

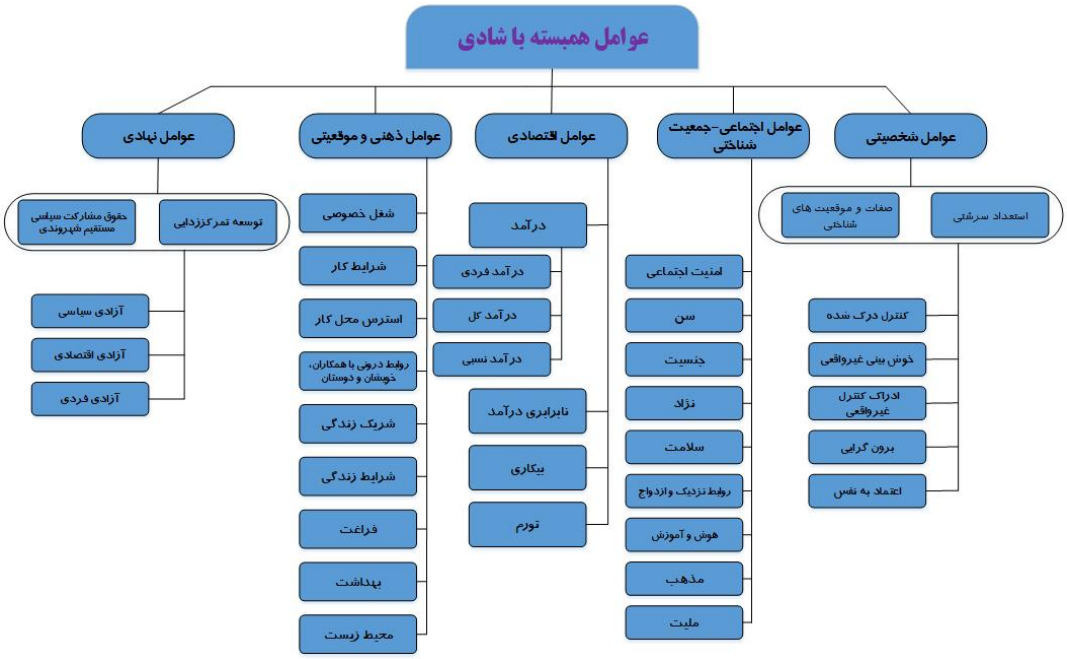
در تعیین کننده‌های شادی، مصرف به‌صورت غیرمستقیم و تحت مجموعه درآمد دیده شده است. مصرف مطلوبیت افراد یا بهزیستی[12] افراد را افزایش می‌دهد (برونی و پورتا، ۲۰۰۷: ۱۶۰). درآمد به عنوان یکی از تعیین کننده‌های مهم شادی، چند دهه است که توجه محققان زیادی را به خود جلب کرده است. از زمانی که استرلین پارادوکس شادی را مطرح کرد، تحقیقات متعددی پیرامون ارتباط بین درآمد-شادی و رشد اقتصادی-شادی انجام گرفته است که نتایج این تحقیقات همواره مشابه نبوده است.

مرور مطالعات گذشته شامل مقالات و کتاب‌های مربوط به حوزه اقتصاد شادی، نشان می‌دهد که بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی و شادی از جمله درآمد، بیکاری و نابرابری درآمدی بیشترین توجه را به خود اختصاص داده است و در سال‌های اخیر به‌ویژه از سال ۲۰۰۰ به بعد، رابطه مصرف و شادی نیز مورد توجه قرار گرفته است (برقی اسکویی و همکاران، ۱۳۹۶: ۶۰).

1. Ng (1997)
2. Welfare
3. Oswald (1997)
4. Pleasure or Satisfaction
5. Layard (2005)
6. Frank (1997)
7. Subjective Well Being
8. Easterlin (2005)

۹. در ادبیات اقتصادی موجود، اکثر نویسندگان واژه‌های شادی را با مطلوبیت، معادل در نظر می‌گیرند از جمله جرمی بنتام (۱۷۸۱)، کانمن و همکاران (۱۹۹۹)، استرلین (۲۰۰۱، ۲۰۰۳)، گروبر و مولیناتان (۲۰۰۵)، استوتزر (۲۰۰۶)، فری و اسوتزر (۲۰۰۳، ۲۰۰۴)، و لیارد (۲۰۰۵).

10. John Stuart Mill
11. Utilitarianism (1863)
12. Well-Being



شکل ۱. تعیین‌کننده‌های شادی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رابطه شاخص‌های نهادی مثل آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی، حقوق مالکیت و همچنین متغیر اندازه دولت با شادی به نسبت موارد ذکر شده قبلی، بسیار کمتر و محدودتر در مطالعات آورده شده است. در اکثر مطالعات موجود، روابط به‌صورت خطی مورد بررسی و رگرسیون قرار گرفته‌اند و در موارد بسیار محدودی نیز روابط به‌صورت غیرخطی برآورد و تحلیل شده‌اند.

مطالعه‌ای که روابط شادی و متغیرهای اثرگذار بر شادی را به‌صورت آستانه‌ای مورد بررسی قرار داده باشد، یافت نشد هر چند فقط یک مطالعه یک اندازه از درآمد را که قبل و بعد از آن شادی متفاوت است را معرفی می‌کند که البته آنهم از روش رگرسیون آستانه‌ای استفاده نکرده است.

با توجه به اهمیت موضوع شادی و نقش غیرقابل انکار آن در زندگی افراد و جامعه، لذا شناخت و تحلیل عوامل مؤثر بر شادی و بررسی میزان تأثیر تعیین کننده‌های مهم بر روی شادی، مسئله‌ای بسیار قابل تأمل است که تمرکز این مطالعه حول محور این مسئله می‌باشد. به عبارت دیگر اینکه درآمد چگونه نحوه اثرگذاری برخی از متغیرهای مهم بر روی شادی از جمله مصرف و آزادی اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، از مهمترین مسائلی است که این تحقیق درصدد کشف آن می‌باشد. همچنین نابرابری درآمد نحوه اثرگذاری درآمد سرانه را بر شادی متأثر می‌کند که بررسی و تحلیل این مسئله نیز از اهداف اصلی پژوهش حاضر می‌باشد.

۲-۲- پیشینه پژوهش

از سال ۱۹۷۴ که ریچارد استرلین به بررسی اثر تغییرات درآمد روی شادی پرداخت، تحقیقات در حوزه اقتصاد شادی روند رو به رشدی را شروع کرد. در ایران تعداد مطالعات در این زمینه اندک می‌باشد. در این بخش به مرور تحقیقات انجام شده پیرامون ارزیابی اثرات عوامل مختلف اقتصادی نظیر درآمد، رشد اقتصادی، نابرابری درآمدی، آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی، مصرف و اجزای مصرف، بر روی شادی پرداخته می‌شود. در جدول (۱) مطالعات خارجی و در جدول (۲) مطالعات داخلی آورده شده است.

به طور کلی مطالعات گذشته در حوزه اقتصاد شادی در دو سطح خرد و کلان و در دو سطح درون کشوری و بین کشوری قابل تفکیک می‌باشند. در سطح خرد، عمده مطالعات تلاش نموده‌اند تا رابطه بین متغیرهای مؤثر بر شادی نظیر متغیرهای جمعیت‌شناختی مثل تحصیلات، سن، جنسیت، ساعات کاری، تأهل و ... و متغیرهای فرهنگی و مذهبی را مورد آزمون قرار دهند. در سطح کلان نیز مطالعات مرتبط، تأثیر متغیرهایی نظیر

تورم، بیکاری، درآمد، رشد اقتصادی و ... و متغیرهای نهادی مثل آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی، اندازه دولت، حقوق مالکیت و ... را مورد آزمون قرار داده‌اند که مهمترین آنها در جداول (۱) و (۲) آورده شده است.

جدول ۱. مطالعات خارجی

نویسنده	سال	عنوان	یافته‌ها و نتایج
وین هوون و ارهارت[1]	۱۹۹۵	الگوی بین کشوری شادی: آزمون پیش‌بینی‌های ضمنی در سه نظریه شادی	متوسط شادی با کیفیت جامعه رابطه مثبت دارد. یک جامعه آزاد با دولت کارآمد و درجه استقلال بالا، عموماً بسیار شادتر از جوامع استبدادی است (وین‌هوون و ارهارت، ۱۹۹۵: ۳۳).
اوت[2]	۲۰۰۱	آزادی و دستیابی شادی	ارتباط مثبت آزادی سیاسی و آزادی اقتصادی با سطح شادی (اوت، ۲۰۰۱: ۴۶).
فری و اسچوزر	۲۰۰۲	اقتصاددانان چه می‌توانند از تحقیقات شادی یاد بگیرند؟	افزایش سطح شادی در جامعه سبب افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود (فری و اسچوزر، ۲۰۰۲: ۴۰۲).
الیسینا[3] **و همکاران**	۲۰۰۴	نابرابری و شادی: آیا اروپاییان و آمریکاییان متفاوت هستند؟	افراد، وقتی با نابرابری بالا روبه‌رو هستند، تمایل کمتری برای ابراز خوشحالی نشان می‌دهند (الیسینا و همکاران، ۲۰۰۴: ۲۰۰۹).
کلارک و همکاران[4]	۲۰۰۸	درآمد نسبی، شادی و مطلوبیت: تفسیری برای پارادوکس استرلین و معماهای دیگر	تفسیر پارادوکس استرلین با در نظر گرفتن درآمد نسبی در تابع مطلوبیت و مفاهیم مقایسه اجتماعی و انطباق درآمد (کلارک و همکاران، ۲۰۰۸: ۴).
آگان[5] **و همکاران**	۲۰۰۹	تأثیر شاخص‌های مهم اقتصاد کلان روی شادی	بیکاری و تورم باعث کاهش شادی در سطح کلان شده و درآمد سرانه، اثر مثبت دارد (آگان و همکاران، ۲۰۰۹: ۱۸).
روسیبو	۲۰۰۹	نوشتاری بر اقتصاد شادی	افزایش پایدار درآمد می‌تواند به یک جریان شادی پایدار تبدیل شود (روسیبو، ۲۰۰۹: ۴۱).
کالداس[6]	۲۰۱۰	نسبت شادی به مصرف، یک رهیافت دیگر برای جستجوی شادی	درآمد بالاتر و به همان نسبت مصرفِ گران، مردم را شادتر نمی‌کند. این مطالعه، ارتباط غیرخطی بین مصرف و شادی را تأیید می‌کند (کالداس، ۲۰۱۰: ۲۳).
کلارک[7] **و همکاران**	۲۰۱۲	تعدیل شادی بزرگ	نابرابری درآمد، باعث شادی پایین‌تری می‌شود (کلارک و همکاران، ۲۰۱۲، ۲۹).
نیکولائیو[8]	۲۰۱۳	نوشتاری بر اقتصاد شادی	اگر رشد اقتصادی موجب نابرابری‌ها در درآمد شود، آنگاه با افزایش نابرابری در یک کشور، سطح کل شادی می‌تواند کاهش یابد (نیکولائیو، ۲۰۱۳: ۵۹).
اویشی و کیسبیر[9]	۲۰۱۵	نابرابری درآمدی تشریح می‌کند: چرا رشد اقتصادی همیشه به افزایش شادی منجر نمی‌شود.	به طور متوسط در سال‌های نابرابری درآمد بیشتر، رضایت‌مندی زندگی شهروندان کمتر بوده است. هنگامی که رشد اقتصادی به طور یکنواخت بین جمعیت توزیع می‌شود، پارادوکس استرلین به ندرت آشکار می‌شود (اویشی و کیسبیر، ۲۰۱۵: ۸).
اسپراک و کشلجویچ[10]	۲۰۱۵	ریشه‌های نهادی بهزیستی ذهنی، برآورد اثرات آزادی اقتصادی روی شادی ملی	کشورهای با نهادهای اقتصادی بهتر و آزادی اقتصادی بالاتر، به طور معناداری از بهزیستی ذهنی بالاتری برخوردارند. اثر نهادها روی شادی ملی معنادار و قدرتمند است (اسپراک و کشلجویچ، ۲۰۱۵: ۴۲).
وانگ و همکاران[11]	۲۰۱۵	آیا مصرف بیشتر، شما را شادتر می‌کند؟ شواهدی از داده‌های پانل چین	مخارج مصرف کل، یک اثر مثبت روی شادی دارد. اجزای مخارج مصرفی، اثرات متفاوتی روی شادی دارند. شواهدی مبنی بر وجود یک رابطه غیرخطی بین مصرف و شادی کشف نشد (وانگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۳).

1. Veenhoven & Ehrhardt (1995)
2. Ott (2001)
3. Alesina et al. (2004)
4. Clark et al. (2008)
5. Agan et al. (2009)
6. Caldas (2010)
7. Clark et al. (2012)
8. Nikolaev (2013)
9. Oishi & Kesebir (2015)
10. Spruk & Kes˘eljevic (2015)
11. Wang et al. (2015)

داملاگ[1]	۲۰۱۵	مصـرف و رضـایت از زنـدگی در سطوح مختلف توسعه اقتصادی	همبستگی مثبت معنادار بین شادی و مصرف. همه مقوله‌های مصرف، در ارتباط با رضایتمندی زندگی معنادار نیستند. ارتباط بین مقوله‌های مصرف و رضایتمندی زنـدگی، در سـطوح مختلـف توسـعه، متفاوت است (داملاگ، ۲۰۱۵: ۱۸).
پادهیو[2] **و همکاران**	۲۰۱۷	درآمدهای بالا و بهزیسـتی انسـان: شـواهدی از نظرسـنجی جهـانی گالوپ	بررسی رابطه بین سهم درآمد بالا و ابعاد مختلـف بهزیسـتی ذهنـی بـا اسـتفاده از داده‌های نظرسنجی گالوپ در ۲۴ کشور از ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۳. به طور کلی رابطه بین نابرابری درآمد و بهزیستی ذهنی پیچیده است (پادهیو و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵۴).
ریس[3]	۲۰۱۷	اثـر نـابرابری درآمـد روی شـادی چیست؟	بررسی رابطه بین نابرابری درآمد (شاخص جینی) و رضایت از زندگی با اسـتفاده از ols برای ۴۳ کشور به‌صورت منطقه‌ای (آسیا، آفریقا و ...) از ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۴. برای آسیا و آمریکای لاتین، اثر نابرابری درآمد بر شادی منفی است و برای آفریقا، تأثیر نابرابری درآمد بر میزان شادی بسیار مثبت است (ریس، ۲۰۱۷: ۲۳).
ریکاردسـون و ملاندر[4]	۲۰۱۷	درآمد نسبی در مقابل درآمد مطلـق و رضایت از زندگی	یافتن رابطه معنادار بین شـادی، درآمـد شخصـی و درآمـد نسـبی افـراد در میـان همسایگان. افزایش رضایتمندی فرد از زندگی با ثروتمندتر شدن نسبت به دیگران (ریکاردسون و ملاندر، ۲۰۱۷: ۱۷).
کریستوفرسن[5]	۲۰۱۸	انتظارات بزرگ: آموزش و بهزیستی ذهنی	رابطه بین آموزش و بهزیستی ذهنی افراد را بررسی می‌کند. شـواهد نشـان‌دهنـده رابطه ضعیف و منفی می‌باشد که این رابطه منفی با انتظارات قابل توضـیح اسـت. آموزش انتظارات فرد را نسبت به شرایط زندگی بیشـتر مـی‌کنـد. (کریستوفرسـن، ۲۰۱۸: ۷۱).
سید[6] **و همکاران**	۲۰۱۸	آزمون فرضیه‌های شادی در میـان کهنسالان	این آزمون‌ها در میان افراد مسن در اروگوئه انجام شد. این افـراد بـا درآمـد بـالاتر، شادی پایین‌تری را گزارش داده‌اند. تنهایی و تغذیه نامناسب رابطه منفی بـا شـادی دارد. آموزش تأثیر روشنی روی شادی ندارد (سید و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۶).
یوان[7] **و همکاران**	۲۰۱۸	بهزیستی ذهنـی و کیفیـت محـیط زیست: اثر آلودگی و پوشش سبز در چین	آلودگی به طور منفی و معنادار و پوشش سبز به طور مثبت و معنـادار بـا بهزیسـتی ذهنی همبستگی دارند (یوان و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۳۱).
گوریف[8] **و ملنیکف**	۲۰۱۸	همگرایی شـادی در کشـورهای در حال گذار	بررسی شکاف شادی در کشورهای در حال گذار نسبت به دیگر کشورها. شکاف شادی در دهه ۱۹۹۰ به علت رکود بزرگ و بی‌ثباتی اقتصاد کلان، گسترش یافته است. با بهبود شادی در کشورهای در حال گذار بعد از رکود بزرگ و کـاهش رضایت از زندگی در کشورهای دیگر، شکاف شادی بسته شـده اسـت (گوریـف و ملنیکف، ۲۰۱۸: ۶۹۵).

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. مطالعات داخلی

نویسنده	سال	عنوان	یافته‌ها و نتایج
بختیاری و فتح‌آبادی	۱۳۸۹	رابطه بیکاری و تـورم بـا شـادی و رفاه: مطالعه تجربی برای منتخبی از کشورهای آسیایی	در ۲۸ کشور در حال توسعه آسیایی، تورم و بیکاری، اثر منفی بر شادی داشته و متغیر امید به زندگی نیز بر شادی اثر مثبت دارد (بختیاری و فتح‌آبادی، ۱۳۸۹: ۲۷).
فـتح آبـادی و همکاران	۱۳۸۹	اثر متغیرهای اقتصادی بر خشنودی: مطالعه بـین کشـوری بـا رهیافـت تحلیل حدهای نهایی	درآمد سرانه و امید به زندگی در هر دو گروه کشورها اثر مثبت روی شـادی دارد و بیکاری در گروه کشورهای در حال توسعه دارای اثر منفی می‌باشد (فـتح آبـادی و همکاران، ۱۳۸۹: ۵۰).

1. Dumludag (2015)
2. Powdthavee et al. (2017)
3. Reis (2017)
4. Rickardsson & Mellander (2017)
5. Kristoffersen (2018)
6. Cid et al. (2018)
7. Yuan et al. (2018)
8. Guriev & Melnikov (2018)

افشاری و دهمرده	۱۳۹۳	بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در کشورهای منتخب	نتایج بیانگر اثر منفی فقر و نابرابری و اثر مثبت شاخص توسعه انسانی بر شادی می‌باشد (افشاری و دهمرده، ۱۳۹۳: ۵۶).
نیلی و همکاران	۱۳۹۴	بررسی وابستگی رفاه ذهنی مردم جوامع در حال توسعه به متغیرهای کلان اقتصادی	نتایج نشان‌دهنده اثر مثبت درآمد سرانه و اثر منفی تورم و بیکاری بر رضایت از زندگی است که البته اثر منفی بیکاری بر رفاه بیش از تورم بوده است (نیلی و همکاران، ۱۳۹۴: ۴۲).
محمدیان و همکاران	۱۳۹۴	تحلیل عوامل اجتماعی – اقتصادی مؤثر بر شادی (یک تحلیل اقتصادسنجی با در نظر گرفتن محدودیت‌های مذهبی)	درآمد سرانه و سطح تحصیلات روی شادی اثر مثبت دارند و نرخ بیکاری و محدودیت‌های مذهبی دارای اثر منفی بر شادی می‌باشند (محمدیان و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۵۳).
خورسندی و عزیزی	۱۳۹۴	برآورد آستانه تأثیر بیکاری بر شادی	کشف مقدار آستانه‌ای برای متغیر بیکاری در اثرگذاری روی شادی اثر منفی بیکاری روی شادی در بالاتر از نرخ آستانه‌ای، تشدید می‌شود. تورم اثر منفی و شاخص توسعه انسانی اثر مثبت روی شادی دارند. اثر منفی بیکاری بر شادی بیش از تورم می‌باشد (خورسندی و عزیزی، ۱۳۹۴: ۷۵).
حسابی و همکاران	۱۳۹۷	اثر عملکرد محیط زیست بر شادی: تحلیل بین کشوری	با استفاده از داده‌های ۱۵۵ کشور در دوره ۲۰۰۶ تا ۲۰۱۶ (به‌صورت دوسالانه) اثر عملکرد محیط زیست بر شادی بررسی شده است. بهبود عملکرد محیط زیست تأثیر مثبت و معنادار بر شادی دارد. ضریب جینی، اثر منفی و آزادی انتخاب، اثر مثبت روی شادی دارد (حسابی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۷).
نادمی و جلیلی کامجو	۱۳۹۷	ارزیابی تأثیر فقر مطلق و نسبی بر نابرابری شادی در ایران	ارزیابی تأثیر فقر نسبی و مطلق بر نابرابری شادی با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ. متغیرهای فقر مطلق و فقر نسبی و تورم و بیکاری تأثیر مثبت و معنادار و متغیرهای رشد اقتصادی و سرمایه انسانی تأثیر منفی و معنادار بر نابرابری شادی در ایران دارند (نادمی و جلیلی کامجو، ۱۳۹۷: ۲۰).

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در اکثر مطالعات پیشین، از داده‌های مقطعی یا سری زمانی و در تعداد معدودی نیز از داده‌های پانل استفاده شده است. همچنین در عمده مطالعات از الگوهای رگرسیون نسبتاً ساده و روابط خطی برای بررسی روابط بین متغیرها و شادی، استفاده شده است. تنها در مطالعه خورسندی و عزیزی، اثر آستانه‌ای نرخ بیکاری روی متوسط شادی کشورها مورد آزمون قرار گرفته است و یک حد آستانه برای نرخ بیکاری بدست آمده است (خورسندی و عزیزی، ۱۳۹۴: ۷۴). در تحقیق مذکور، با استفاده از یک الگوی رگرسیون پانل شامل ۱۴۶ کشور و برای دو دوره زمانی (متوسط شادی در دوره ۲۰۰۷-۲۰۰۵ و ۲۰۱۲-۲۰۱۰) و با در نظر گرفتن متغیر مجازی تغییر در شیب، نقش سطح بیکاری بر اثرگذاری آن بر شادی بررسی شده است. دو متغیر توضیحی دیگر این تحقیق شامل نرخ تورم و شاخص توسعه انسانی می‌باشد.

بنابراین با بررسی تحقیقات پیشین، نوآوری مقاله حاضر را می‌توان بررسی اثرگذاری درآمد سرانه روی رابطه بین مصرف و شادی، بررسی اثرگذاری درآمد سرانه روی رابطه بین آزادی اقتصادی و شادی و همچنین بررسی اثرگذاری نابرابری درآمد روی رابطه بین درآمد سرانه و شادی، عنوان کرد که این تحلیل‌ها بین‌کشوری با استفاده از داده‌های پانل و با روش رگرسیون آستانه‌ای پانل انجام می‌شود که تاکنون در هیچ مطالعه‌ای اعم از داخلی و خارجی، صورت نگرفته است.

۳- روش‌شناسی

در این بخش، ابتدا روش رگرسیون آستانه‌ای پانل شرح داده می‌شود و سپس به معرفی متغیرهای تحقیق و روش گردآوری داده‌ها و در نهایت در قسمت تصریح مدل، الگوی شادی این پژوهش، به طور کامل تشریح خواهد شد.

روش رگرسیون آستانه‌ای پانل[1]

در این پژوهش، مدل رگرسیون شادی براساس فرضیه‌های اصلی پژوهش که بررسی اثر آستانه‌ای درآمد سرانه و نابرابری درآمد روی شادی است، با روش رگرسیون آستانه‌ای پانل برآورد گردیده است.

1. Panel Threshold Regression

یکی از جالب‌ترین شکل‌های مدل‌های رگرسیون غیرخطی با کاربردهای گسترده در علم اقتصاد، مدل رگرسیون آستانه‌ای است (کورتلوس و همکاران، ۲۰۰۹: ۴۳۴)[1]. مدل‌های رگرسیون آستانه‌ای در واقع مدل‌های تغییر رژیم[2] هستند که هر رژیم به‌وسیله مقدار یک متغیر آستانه‌ای قابل مشاهده مشخص، تعیین می‌شود (سخنور، ۱۳۹۷: ۱۱۵). این مدل‌ها از مدل‌های تغییر رژیم همیلتون (۱۹۸۹) متفاوت می‌باشند.

رگرسیون آستانه‌ای در داده‌های پانل (PTR) توسط هانسن[3] (۱۹۹۹) برای پانل‌های غیرپویا توسعه یافته است و به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا توابع رگرسیونی به طور یکنواخت از همه مشاهدات عبور می‌کند یا می‌تواند به گروه‌های مجزا شکسته شوند؟ اگر داده‌های پانل متوازن[4] به صورت $\{y_{it}, q_{it}, x_{it}: 1\leq i<n, 1\leq t<T\}$ باشند که اندیس i نشان‌دهنده مقاطع و اندیس t نمایانگر زمان است، فرم ساختاری مدل رگرسیون آستانه‌ای پانل با یک مقدار آستانه به صورت زیر می‌باشد: $[\varepsilon_{it}\sim iid(0,\sigma^2)]$

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_1' x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2' x_{it} I(q_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

x_{it} برداری از متغیرهای توضیحی اثرگذار بر متغیر وابسته y_{it} و متغیر آستانه‌ای q_{it} است. در مدل (۱) مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه q_{it} کمتر یا بیشتر از γ یعنی مقدار آستانه باشد، به دو رژیم تفکیک می‌شوند. γ ارزش حد آستانه‌ای است که لازم است این میزان برآورد شود (. چان (۱۹۹۳)[5] روشی را برای حصول به برآوردی سازگار از مقدار آستانه ارائه داده است (چان، ۱۹۹۳: ۵۲۰). در پژوهش حاضر، مقادیر متغیرهای آستانه به صورت درون‌زا و از روش چان محاسبه شده‌اند. به منظور بررسی معنی‌داری حد آستانه از آزمون هانسن (۱۹۹۶) استفاده شده است. فرضیه صفر عبارت است از اینکه حد آستانه وجود ندارد و مدل خطی است که در مقابل این فرض، فرض وجود حد آستانه و در نتیجه وجود مدل غیرخطی یا به عبارت دیگر معنی‌داری مدل آستانه‌ای قرار دارد. هانسن (۱۹۹۶) روش خودپردازی[6] را برای تقریب زدن توزیع مجانبی آماره آزمون پیشنهاد می‌کند (هانسن، ۱۹۹۶: ۴۲۰) که در پژوهش حاضر از آن استفاده شده است.

معرفی متغیرها و داده‌های پژوهش

با توجه به هدف اصلی پژوهش حاضر که بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شادی می‌باشد، با جستجوی گسترده در منابع و داده‌های موجود شادی در جهان و همچنین داده‌های مربوط به متغیرهای اقتصادی و نهادی مورد نظر این پژوهش، تعداد ۱۰۰ کشور در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ انتخاب گردید[7]. محدودیت‌هایی نظیر عدم وجود داده‌های شادی برای بسیاری از کشورها در بسیاری از سال‌ها و همچنین موجود نبودن داده‌های مورد نیاز برای ۸ متغیر توضیحی در الگوی شادی پژوهش حاضر، در نهایت هم دوره زمانی را محدود به ۱۲ سال و هم تعداد کشورها را محدود به ۱۰۰ کشور قرار داد. به طور کلی ملاک اصلی انتخاب کشورها و دوره زمانی این پژوهش، در دسترس بودن اطلاعات بوده است. بانک جهانی کشورها را براساس میزان درآمد به سه دسته کلی تقسیم‌بندی کرده است که عبارتند از کشورهای با درآمد بالا، کشورهای با درآمد متوسط و کشورهای با درآمد پایین. از تعداد ۱۰۰ کشور مورد بررسی در این تحقیق با توجه به رتبه بندی بانک جهانی، تعداد ۳۷ کشور با درآمد بالا، تعداد ۵۲ کشور با درآمد متوسط و تعداد ۱۱ کشور با درآمد پایین، می‌باشند. پایگاه داده‌های پژوهش عبارتند از گزارش شادی جهانی[8] ۲۰۱۷، شاخص‌های توسعه جهانی[9] انتشار یافته توسط بانک جهانی، مؤسسه علوم اجتماعی کمی دانشگاه هاروارد[10]، مؤسسه فریزر کانادا[11] و شاخص توسعه انسانی از برنامه توسعه سازمان ملل متحد[12].

مدل شادی در این پژوهش مشتمل بر ۹ متغیر می‌باشد. شادی به عنوان متغیر وابسته و سایر متغیرها، توضیحی می‌باشند. جدول (۳)، اسامی متغیرها، شاخص‌های اندازه‌گیری آنها و پایگاه داده مربوط به آنها را نشان می‌دهد.

تصریح مدل شادی

از آنجا که براساس فرضیه‌های پژوهش، مدل شادی یک مدل آستانه‌ای در نظر گرفته شده است و مدل شادی آستانه‌ای نشانگر یک الگوی غیرخطی می‌باشد، لذا برای تصریح آن اقداماتی را باید انجام داد. براساس متون اقتصادسنجی، برای

1. Kourtellos et al. (2009)
2. Markov Switching Models
3. Hansen (1999)
4. Balanced Panel
5. Chan (1993)
6. Bootstrapping

۷. نام کشورهای منتخب در پیوست مقاله آورده شده است.

8. World Happiness Report
9. World Development Indicators (WDI)
10. Harvard University's Institute for Quantitative Social Science (IQSS)
11. The Fraser Institute, Canada
12. United Nations Development Programme

تصریح یک مدل غیرخطی، باید به ترتیب مراحل زیر طی شود:

- تصریح مدل خطی جهت ایجاد یک الگوی پایه برای آزمون کردن فرضیه صفر خطی بودن مدل
- تخمین مدل غیرخطی آستانه‌ای
- آزمون فرضیه در خصوص معناداری پارامتر آستانه‌ای.

جدول ۳. متغیرهای مدل شادی پژوهش حاضر

نام متغیر		شاخص مورد استفاده	پایگاه داده	
شادی	HAPPINESS	HAPPINESS	World Happiness Report: Sustainable Development Solutions Network	New York
درآمد سرانه	GDPP	GDP Per capita	World Development Indicators (WDI)	The World Bank
نابرابری درآمد	GINI	Gini Index	Harvard Dataverse	Harvard Uni.
تورم	CPI	Consumer price index	World Development Indicators (WDI)	The World Bank
بیکاری	UNE	Unemployment	World Development Indicators (WDI)	The World Bank
مخارج سلامت	HE	Health expenditure	World Development Indicators (WDI)	The World Bank
آزادی اقتصادی	EF	Economic Freedom	The Fraser Institute	Canada
مخارج مصرفی	HFCF	Household final consumption expenditure	World Development Indicators (WDI)	The World Bank
مخارج دولت	GFCE	government final consumption expenditure	World Development Indicators (WDI)	The World Bank

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گام اول: تصریح الگوی خطی شادی

به منظور بررسی اثر عوامل اقتصادی و عوامل نهادی بر شادی با توجه به ادبیات نظری و مطالعات تجربی در حوزه اقتصاد شادی، در پژوهش حاضر، الگوی شادی به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$HAPPINESS = \beta_0 + \beta_1 GDPP + \beta_2 Gini + \beta_3 CPI + \beta_4 UNE + \beta_5 HE + \beta_6 EF + \beta_7 HFCE + \beta_8 GFCE + \varepsilon_i \quad (۲)$$

که $HAPPINESS$ شادی را نشان می‌دهد و متغیرهای توضیحی عبارتند از درآمد ملی سرانه (GDPP)، نابرابری درآمدی (GINI)، نرخ تورم (CPI)، نرخ بیکاری (UNE)، مخارج سلامت (HE)، شاخص آزادی اقتصادی (EF)، مخارج مصرفی خانوار (HFCE)، مخارج دولتی (GFCE).

برای برازش مدل خطی شادی از روش حداقل مربعات تعمیم یافته (GLS) استفاده شده و نتایج تخمین در ادامه آورده شده است.

نتایج برازش جدول ۴ نشان می‌دهد ضرائب متغیرهای جینی و آزادی اقتصادی و نیز مقدار ثابت مدل، معنادار نمی‌باشند و از طرفی علامت ضریب جینی و آزادی اقتصادی و مخارج دولت، مطابق انتظار نمی‌باشد.

جدول ٤. نتایج برآورد خطی مدل شادی (Pooled OLS)

HAPPINESS	Coef.	P-value
GDPP	۰/۱۳۵۸۸	۰/۰۰۰۰
GINI	۰/۰۴۱۱۴	۰/۱۶۴۰
CPI	- ۰/۰۳۶۹۴	۰/۰۲۲۰
UNE	- ۰/۰۵۴۸۱	۰/۰۰۰۰
HE	۰/۱۲۷۹۶	۰/۰۰۰۰
EF	- ۰/۰۰۰۲۸	۰/۹۹۴۰
HFCEP	۰/۰۲۸۳۹	۰/۰۰۱۰
GFCE	- ۰/۰۱۶۰۶	۰/۰۶۰۰
cons	- ۰/۰۲۰۵۳	۰/۷۵۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

گام دوم: تصریح الگوی آستانه‌ای شادی

با توجه به اینکه در مطالعات گذشته رابطه بین مخارج مصرفی خانوار و شادی نسبت به سایر عوامل مؤثر بر شادی کمتر مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است، لذا توجه همزمان به مصرف و درآمد سرانه در جهت شناسایی میزان اثرگذاری مصرف روی شادی با توجه به سطوح درآمدی، موضوعی مهم بوده و واکاوی شایسته‌ای را می‌طلبد. چگونگی اثرگذاری نابرابری

درآمد روی شادی با توجه به سطح درآمد سرانه، یکی از جنبه‌های مهم تحلیل عوامل مؤثر بر شادی می‌باشد که برای تشریح پارادوکس استرلین نیز دلالت‌های قدرتمندی می‌تواند ارائه کند. همچنین روابط بین متغیرهای نهادی از جمله آزادی اقتصادی، آزادی سیاسی، دموکراسی و اندازه دولت با شادی نیز در مطالعات انگشت شماری مورد بررسی قرار گرفته است.

با توجه به اهمیت موارد ذکر شده، در پژوهش حاضر در راستای کشف و تحلیل اثر آستانه‌ای درآمد سرانه روی شادی با لحاظ متغیرهای مهمی از جمله مصرف و آزادی اقتصادی و نیز بررسی اثر آستانه‌ای نابرابری درآمدی روی شادی، در ادامه به تصریح الگوی آستانه‌ای شادی پرداخته شده است.

براساس مطالعات تجربی گذشته در قلمرو اقتصاد شادی و با پیروی از مطالعه هانسن (۱۹۹۹)، مدل تک آستانه‌ای شادی به‌صورت زیر ارائه شده است:

(۳)

$$HAPPINESS_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_1 d_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad d_{it} \le \gamma \\ \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_2 d_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad d_{it} > \gamma \end{cases}$$

به طوری‌که:

$\theta = (\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5, \theta_6, \theta_7, \theta_8)'$

$X_{it} = (GDPP, Gini, CPI, UNE, HE, EF, HFCE, GFCE)'$

که $HAPPINESS_{it}$ شادی کشور i ام را در سال t نشان می‌دهد. d_{it} متغیر آستانه است. γ مقدار آستانه‌ای فرضیه است. X_{it} متغیرهای توضیحی مدل است. θ ضریب متغیرهای توضیحی می‌باشد. μ_i اثر ثابت کشور i ام که برای درک ناهمگنی کشورهای مختلف استفاده شده است. α_1 ضریب آستانه‌ای است هنگامی که مقدار متغیر آستانه‌ای کوچک‌تر یا برابر با γ باشد. α_2 ضریب آستانه‌ای است هنگامی که مقدار متغیر آستانه‌ای بزرگ‌تر از γ باشد. ε_{it} فرایند نوفه سفید می‌باشد. i بیان کننده مقاطع (کشورها) و t بیان کننده زمان می‌باشد.

در معادله (۳) مشاهدات براساس اینکه متغیر آستانه کوچک‌تر یا بزرگ‌تر از مقدار آستانه است، در دو رژیم قرار می‌گیرند. رژیم‌ها شیب‌های رگرسیون متفاوت α_1 و α_2 را دارند. هنگامی که فرض می‌شود اثر آستانه‌ای وجود دارد (به عبارت دیگر، رابطه غیرخطی نامتقارن وجود دارد)، آزمون معناداری اثر آستانه‌ای اهمیت ویژه‌ای پیدا می‌کند. فرض صفر وجود رابطه خطی یا عدم وجود آستانه را نشان می‌دهد و از سوی دیگر فرض مقابل، دلالت می‌کند که اثر آستانه‌ای وجود دارد. هانسن (۱۹۹۹) برای آزمون وجود اثر آستانه‌ای آزمون F را پیشنهاد کرده است (هانسن، ۱۹۹۹: ۳۵۰) که در این پژوهش نیز از آزمون مذکور استفاده شده است. روش دیگر برای نوشتن مدل (۳) به صورت زیر می‌باشد:

(۴)

$$HAPPINESS_{it} = \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_1 d_{it} z\left(d_{it} \le \gamma\right) + \alpha_2 d_{it} z(d_{it} > \gamma) + \varepsilon_{it}$$

که z(.) تابع نشانگر است و مقدار ۰ و ۱ را اختیار می‌کند.

اگر دو حد آستانه وجود داشته باشد، مدل دو آستانه‌ای شادی به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

(۵)

$$HAPPINESS_{it} = \begin{cases} \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_1 d_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad d_{it} \le \gamma_1 \\ \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_2 d_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad \gamma_1 < d_{it} \le \gamma_2 \\ \mu_i + \theta' X_{it} + \alpha_3 d_{it} + \varepsilon_{it} & if \quad d_{it} > \gamma_2 \end{cases}$$

در این مدل دو مقدار آستانه وجود دارد به طوری‌که $\gamma_1 < \gamma_2$. مدل را می‌توان برای چندین آستانه هم گسترش داد $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$.

همانند مدل (۳) صورت دیگری برای مدل (۵) نیز می‌توان بیان کرد:

(۶)

$$\mathrm{HAPPINESS_{it}} = \mu_i + \theta' \mathrm{X_{it}} + \alpha_1 \mathrm{d_{it}} z\left(\mathrm{d_{it}} \le \gamma_1\right) + \alpha_2 \mathrm{d_{it}} z\left(\gamma_1 < \mathrm{d_{it}} \le \gamma_2\right) + \alpha_3 \mathrm{d_{it}} z\left(\mathrm{d_{it}} > \gamma_2\right) + \varepsilon_{it}$$

که z(.) تابع نشانگر است و مقدار ۰ و ۱ را اختیار می‌کند.

گام سوم: آزمون‌های اثر آستانه‌ای

در مطالعه حاضر از روش بوت استرپ[1] هانسن (۱۹۹۹، ۲۰۰۲) برای تعیین مقدار آماره آزمون F برای ارزیابی فرض صفر (حالت بدون آستانه، یک و دو آستانه) استفاده شده است. نتایج آزمون‌های اثرآستانه‌ای، در جدول (۷) آورده شده است.

برای آزمون و ارزیابی فرضیه‌ها در پژوهش حاضر، بررسی و تحلیل عوامل اقتصادی و نهادی مؤثر بر شادی در سه سناریو مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است:

1. Bootstrap Method

سناریوی اول: بررسی اثرگذاری مصرف روی شادی با توجه به درآمد سرانه.

سناریوی دوم: بررسی اثرگذاری درآمد سرانه روی شادی با توجه به نابرابری درآمد.

سناریوی سوم: بررسی اثرگذاری شاخص آزادی اقتصادی روی شادی با توجه به درآمد سرانه.

در ادامه، نتایج و یافته‌های تحقیق در راستای تخمین رگرسیون آستانه‌ای شادی به همراه آزمون‌های اثرآستانه‌ای برای هر سه سناریو آورده شده است.

٤- نتایج برآورد مدل و بحث

در این بخش و پیش از برآورد آستانه‌ای مدل شادی، لازم است آزمون‌های مانایی (پایایی) متغیرهای مدل، آزمون هم انباشتگی در صورت لزوم و سپس برای تصریح مدل، آزمون انتخاب بین پانل و تلفیقی[1] و در صورت لزوم آزمون انتخاب بین اثرات ثابت و اثرات تصادفی انجام گیرد که در ادامه به این موارد پرداخته شده است.

ضروری است پیش از برآورد مدل، از مانایی[2] متغیرهای تشکیل دهنده مدل اطمینان حاصل شود تا با جلوگیری از تشکیل رگرسیون کاذب، نتایج صحیح و مطلوبی را برآورد نمود. در این پژوهش برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های لوین لین چو، و آزمون فیشر استفاده شده است. تمام آزمون‌های این مطالعه در سطح اطمینان ۹۵٪ انجام شده است. نتایج آزمون‌های ریشه واحد در جدول (۵) ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرها هم در آزمون لوین لین چو و هم در آزمون فیلیپس پرون فیشر، در سطح ($I(0)$) مانا هستند. هرچند هرگاه متغیرها پایا باشند، بررسی هم انباشتگی متغیرها ضرورتی ندارد ولی برای تشخیص وجود یا عدم وجود روابط تعادلی بلندمدت بین متغیرها و برای اطمینان از قابلیت استفاده متغیرها در مدل، از آزمون هم‌انباشتگی پانل[3] استفاده شده است. فرض صفر عدم وجود هم انباشتگی را نشان می‌دهد. نتایج آزمون کائو در جدول (۵) آورده شده است. نتایج آزمون کائو حاکی از آن است که فرض صفر را نمی‌توان پذیرفت و لذا وجود هم‌انباشتگی تأیید می‌شود و نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی با متغیر وابسته هم‌انباشته بوده و روابط بلندمدت تعادلی میان شادی و متغیرهای توضیحی مورد نظر در این پژوهش برقرار می‌باشد.

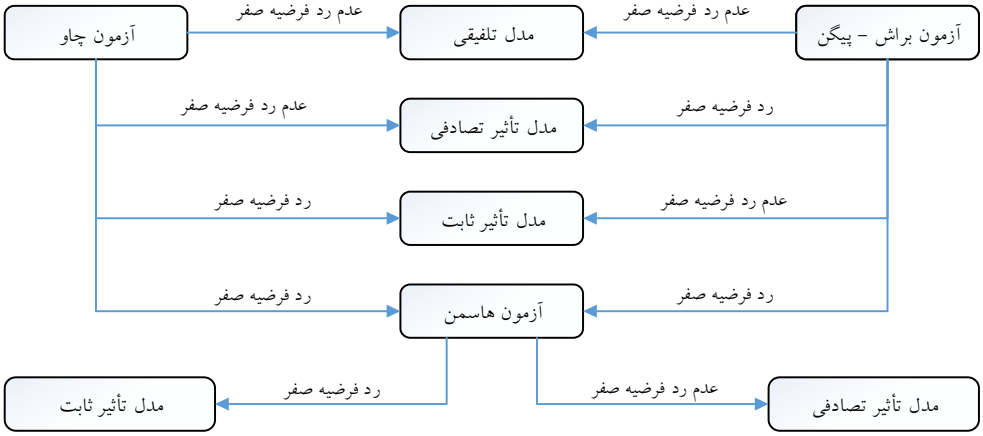
جدول ۵. نتایج آزمون‌های ریشه واحد و آزمون هم انباشتگی کائو

متغیرها	مرتبه تفاضل	Levin, Lin & Chu		Phillips-Perron-Fisher Chi-square	
		آماره	سطح احتمال	آماره	سطح احتمال
HAPPINESS	I(0)	-۱۳/۲۱۲۳	۰/۰۰۰۰	۴۶۶/۳۷۵۷	۰/۰۰۰۰
GDPP	I(0)	-۹/۵۸۰۵	۰/۰۰۰۰	۳۱۰/۷۹۳۸	۰/۰۰۰۰
Gini	I(0)	-۲۸/۹۰۱۴	۰/۰۰۰۰	۹۱۴/۱۱۰۲	۰/۰۰۰۰
CPI	I(0)	-۸/۵۷۷۷	۰/۰۰۰۰	۴۰۹/۴۶۵۲	۰/۰۰۰۰
UNE	I(0)	-۱۰/۷۱۷۷	۰/۰۰۰۰	۴۰۴/۱۶۳۸	۰/۰۰۰۰
HE	I(0)	-۱۳/۳۰۴۷	۰/۰۰۰۰	۴۰۶/۰۳۷۲	۰/۰۰۰۰
EF	I(0)	-۱۱/۳۰۵۲	۰/۰۰۰۰	۳۳۹/۶۹۳۴	۰/۰۰۰۰
HFCE	I(0)	-۵/۷۸۱	۰/۰۰۰۰	۲۷۷/۵۳۳۱	۰/۰۰۰۵
GFCE	I(0)	-۸/۳۱۸۶	۰/۰۰۰۰	۳۰۶/۴۶۰۳	۰/۰۰۰۰
آزمون هم انباشتگی کائو ($I(0)$)		t=۵/۰۱۲۹		Prob= ۰/۰۰۰۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش (همه آزمون‌ها در سطح معناداری ۹۵٪ انجام شده است)

پس از بررسی مانایی متغیرها و پیش از تخمین مدل، باید اطمینان حاصل شود که داده‌ها پانل[4] هستند یا تلفیقی[5] می‌باشند که برای این منظور، از آزمون‌های چاو و براش پیگن با فرضیه صفر مبنی بر همگنی عرض از مبدأهای یکسان استفاده می‌شود. پس از مشخص شدن ترکیبی یا تلفیقی بودن داده‌ها، مهم‌ترین موضوع، انتخاب روش تخمین مدل به دو صورت الگوی اثرات ثابت[6] و الگوی اثرات تصادفی[7] می‌باشد. برای تعیین نوع تخمین مدل از آزمون هاسمن[8] استفاده می‌شود. فرض صفر، اثرات تصادفی و فرض مقابل، اثرات ثابت را نشان می‌دهد. فرایند انتخاب مدل مناسب با توجه به مطالعه نجاتی و اکبری‌فرد در شکل (۲) نشان داده شده است (نجاتی و اکبری‌فرد، ۱۳۹۷: ۱۵۱).

1. Pooled
2. Stationary
3. Panel cointegration test
4. Panel Data
5. Pooling Data
6. Fixed Effects Model
7. Random Effects Model
8. Hausman Test



شکل ۲. آزمون‌های تشخیصی در مدل‌های تلفیقی و ترکیبی

مأخذ: نجاتی و اکبری‌فرد (۱۳۹۷)

نتایج آزمون F لیمر (آزمون چاو) و LM براش پیگن و همچنین آزمون هاسمن در جدول (۶) درج شده است. هر دو آزمون F لیمر و LM براش پیگن، با مقادیر آماره آزمون بزرگ و مقدار احتمال صفر، با قاطعیت فرض صفر را رد کرده و لذا پانل بودن داده‌ها تأیید می‌گردد. با توجه به مقدار احتمال آزمون هاسمن، روش اثرات ثابت برای برآورد مدل تأیید می‌گردد.

جدول ٦. نتایج آزمون چاو، آزمون بروش پاگان و آزمون هاسمن

نوع آزمون	آماره آزمون	مقدار آماره	مقدار احتمال	نتیجه آزمون
Chow test	F	۲۳/۱۳	۰/۰۰۰۰	پانل دیتا
Breusch-Pagan LM Test	χ^2	۲۵۸۲/۲۰	۰/۰۰۰۰	پانل دیتا
Hausman Test	χ^2	۴۰/۵۶	۰/۰۰۰۰	اثرات ثابت

مأخذ: یافته‌های پژوهش (همه آزمون‌ها در سطح معناداری ۹۵٪)

در ادامه ابتدا نتایج و تحلیل آزمون‌های اثر آستانه‌ای ارائه شده است و سپس به تعیین حد آستانه و تخمین رگرسیون آستانه‌ای شادی در هر سناریو پرداخته می‌شود. در جدول (۷) برای هر سه سناریو، نتایج آزمون‌های اثر آستانه‌ای ارائه شده است. با توجه به نتایج آزمون اثر آستانه‌ای برای متغیر آستانه درآمد سرانه در سناریوی اول، مقدار آماره F در این حالت در وضعیت تک آستانه‌ای بزرگ‌تر از مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۱۰٪ است (۲۳/۹۹<۲۶/۱۵). با توجه به مقدار احتمال بوت استرپ (۰/۰۶)، فرض صفر یعنی خطی بودن مدل پذیرفته نمی‌شود و لذا رابطه بین شادی و درآمد سرانه، غیرخطی می‌باشد و یک اثر آستانه‌ای وجود دارد.

همچنین بر طبق نتایج آزمون اثر آستانه‌ای برای متغیر آستانه نابرابری درآمد در سناریوی دوم، مقدار آماره F در حالت تک آستانه‌ای بزرگ‌تر از مقدار بحرانی (۲۹/۹۲>۳۵/۳۶) در سطح معنی‌داری ۵٪ است. با توجه به مقدار احتمال بوت استرپ (۰/۰۲۳۳)، فرض صفر پذیرفته نشده و لذا رابطه بین شادی و نابرابری درآمد، غیرخطی می‌باشد و یک اثر آستانه‌ای وجود دارد. در سناریوی سوم نیز مقدار آماره F در حالت تک آستانه‌ای بزرگ‌تر از مقدار بحرانی (۲۸/۹۲>۲۹/۶۲) در سطح معنی‌داری ۱٪ است. مقدار احتمال بوت استرپ در این وضعیت برابر ۰/۰۱۰۰ است لذا فرض صفر یعنی خطی بودن مدل پذیرفته نشده و رابطه بین شادی و درآمد سرانه، غیرخطی و یک اثر آستانه‌ای وجود دارد. بنابراین براساس نتایج آزمون‌های اثر آستانه‌ای، برای هر کدام از سه سناریو یک مقدار آستانه‌ای مشخص گردید و لذا متغیر آستانه در هر سناریو بر روی رابطه بین متغیر رژیم و شادی تأثیرگذار می‌باشد.

جدول ۷. نتایج آزمون اثر آستانه‌ای (برای هر سه سناریو)

	Threshold	F stat	P-value	Crit10	Crit5	Crit1
سناریوی اول	Single	۲۶/۱۵	۰/۰۶۰۰	۲۳/۹۸۶	۲۶/۳۰۸۹	۳۱/۵۲۸۳
سناریوی دوم	Single	۳۶/۳۵	۰/۰۲۳۳	۲۴/۸۹۳۹	۲۹/۹۱۹۸	۴۲/۳۹۳۶
سناریوی سوم	Single	۲۹/۶۲	۰/۰۱۰۰	۲۲/۵۲۴۷	۲۴/۸۷۲۱	۲۸/۹۲۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در ادامه نتایج برآورد مدل رگرسیون آستانه‌ای شادی برای هر یک از سناریوها ارائه شده است و برای هر سناریو، ضرائب متغیر رژیم تعیین شده است و به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخته شده است.

سناریوی اول: بررسی اثرگذاری مصرف روی شادی با توجه به درآمد سرانه

با توجه به نتایج آزمون اثرات آستانه‌ای، مخارج مصرفی خانوار با توجه به اندازه درآمد سرانه روی شادی اثر می‌گذارد. یک حد آستانه‌ای برای درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه حاصل شد که در جدول (۸) آورده شده است. با توجه به محاسبه‌های پژوهش، مقدار حد آستانه در سناریوی اول برای درآمد سرانه برابر با ۳/۸۱۱۸ در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد. نتایج برآورد مدل رگرسیون اثرات ثابت شادی در حالت تک آستانه‌ای با لحاظ متغیر توضیحی درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه و متغیر مخارج مصرفی برای تغییر رژیم، در جدول (۸) آورده شده است. با توجه به نتایج رگرسیون اثرات ثابت، ضرائب همه متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۵٪ معنادار می‌باشند. مقدار حد آستانه‌ای درآمد سرانه، با توجه به تغییر رژیم مخارج مصرفی محاسبه شده است. لذا مخارج مصرفی خانوار قبل و بعد از این حد آستانه در دو رژیم متفاوت روی شادی تأثیرگذار خواهد بود بدین معنی که ضریب متغیر توضیحی مخارج مصرفی خانوار قبل و بعد از حد آستانه متفاوت می‌باشد و بنابراین میزان تأثیرگذاری مصرف روی شادی نیز قبل و بعد از حد آستانه، متفاوت خواهد بود.

جدول ۸. نتایج برآورد رگرسیون اثرات ثابت شادی و ضرائب مخارج مصرفی خانوار (سناریوی اول)

	Happiness	Coef.	P value
	GINI	−۰/۲۵۱۴۷۰۳	۰/۰۱۷۰
	CPI	−۰/۰۶۵۰۰۳۴	۰/۰۰۰۰
	UNE	−۰/۰۴۵۳۲۰۷	۰/۰۰۰۰
	HE	۰/۱۱۱۹۵	۰/۰۰۰۰
	EF	۰/۱۷۶۱۷	۰/۰۰۴۰
	GFCE	۰/۰۳۴۱۵	۰/۰۲۹۰
رژیم اول	$HFCE_0$	۰/۰۶۱۴۱	۰/۰۲۷۰
رژیم دوم	$HFCE_1$	۰/۰۶۴۹۶	۰/۰۱۹۰
	cons	۰/۰۲۹۷۷	۰/۹۲۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول (۸) نتایج مربوط به برآورد ضرائب متغیر توضیحی مخارج مصرفی خانوار را نشان می‌دهد. از آنجا که متغیر آستانه‌ای درآمد سرانه شامل یک حد آستانه می‌باشد، لذا دو رژیم متفاوت برای متغیر مخارج مصرفی خانوار حاصل می‌شود. نتایج نشان می‌دهد هر دو ضریب در سطح اطمینان ۵٪ کاملاً معنادار هستند. رژیم مصرفی خانوار تا سطح آستانه‌ای درآمد سرانه با ضریب ۰/۰۶۱۴۱ روی شادی تأثیر گذاشته و از سطح آستانه به بعد با ضریب ۰/۰۶۴۹۶ روی شادی اثر می‌گذارد.

نکته مهم و قابل توجه این است که نتایج بدست آمده در سناریوی اول (جدول ۸)، هم برای متغیرهای آستانه و رژیم و هم برای متغیرهای توضیحی، با تحقیقات پیشین همخوانی و مطابقت دارد مثل اثر منفی نابرابری درآمد روی شادی (نظیر پادهیو و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۵۰؛ ریس، ۲۰۱۷: ۲۳)، اثر منفی تورم و بیکاری بر روی شادی (نظیر آهکر[1]، ۲۰۱۴: ۲۵)، تأثیر مثبت سلامت (بهداشت) بر روی شادی (نظیر پناک و اورا[2]، ۲۰۱۱: ۶۵)، تأثیر مثبت آزادی اقتصادی، روی شادی (اسپراک و کشلجویچ، ۲۰۱۶: ۷۰۰) و اثر مثبت مصرف خانوار، روی شادی (نظیر داملاگ، ۲۰۱۵: ۱۸؛ استانکا و وین هوون، ۲۰۱۵: ۹۵).

سناریوی دوم: بررسی اثرگذاری درآمد سرانه روی شادی با توجه به نابرابری درآمد

نابرابری درآمد به عنوان متغیر آستانه در سناریوی دوم دارای یک مقدار آستانه می‌باشد که نشان می‌دهد متغیر تغییر رژیم درآمد سرانه، دارای تأثیر متفاوتی در قبل و بعد از حد آستانه نابرابری درآمد می‌باشد. مقدار حد آستانه برای نابرابری درآمد برابر با ۱/۸۰۸۲ در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد. نتایج برآورد مدل رگرسیون اثرات ثابت شادی در حالت تک آستانه‌ای با لحاظ متغیر توضیحی نابرابری درآمد به عنوان متغیر آستانه و متغیر درآمد سرانه برای تغییر رژیم، به صورت جدول (۹) می‌باشد. با توجه به نتایج رگرسیون اثرات ثابت در جدول، ضرائب متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۵٪ و ۱۰٪ معنادار می‌باشند و در ضمن علامت همه ضرائب به‌جز ضریب مخارج مصرفی خانوار، مطابق انتظار می‌باشد.

مقدار حد آستانه‌ای نابرابری درآمد، با توجه به تغییر رژیم درآمد سرانه محاسبه شده است. درآمد سرانه قبل و بعد از این حد آستانه در دو رژیم متفاوت روی شادی تأثیرگذار خواهد بود.

1. Ahkir (2014)
2. Pennock & Ura (2011)

جدول (۹) نتایج مربوط به برآورد ضرائب متغیر توضیحی درآمد سرانه را نشان می‌دهد که با توجه به متغیر آستانه‌ای نابرابری درآمد که شامل یک حد آستانه است، دو رژیم متفاوت برای متغیر درآمد سرانه حاصل می‌شود. هر دو ضریب در سطح اطمینان ۱٪ کاملاً معنادار هستند. بنابراین متغیر درآمد سرانه دارای دو رژیم می‌باشد. درآمد سرانه تا سطح آستانه‌ای نابرابری درآمد با ضریب ۰/۲۶۰۷۴ روی شادی تأثیر گذاشته و از سطح آستانه به بعد با ضریب ۰/۲۵۳۳ اثری کوچک‌تر از مقدار قبل از آستانه روی شادی می‌گذارد.

این مورد می‌تواند هم به عنوان شاهد و هم یک علت برای پارادوکس استرلین باشد(رشد درآمد همواره منجر به رشد شادی نمی‌شود). با توجه به ضرایب درآمد سرانه در قبل و بعد از حد آستانه متغیر نابرابری درآمد در جدول (۹)، کاملاً واضح است که با افزایش نابرابری درآمد در طی زمان، تأثیر درآمد سرانه روی شادی کاهش می‌یابد که اولاً وجود پارادوکس استرلین محرز می‌شود و دوماً وجود نابرابری درآمد همانند دلیل بارزی برای وجود این پارادوکس قابل توجه است.

جدول ۹. نتایج برآورد رگرسیون اثرات ثابت شادی و ضرائب درآمد سرانه (سناریوی دوم)

	Happiness	Coef.	P-value
	CPI	- ۰/۰۸۸۰۵۷۹	۰/۰۰۰۰
	UNE	- ۰/۰۲۷۸۹۲۹	۰/۰۰۴۰
	HE	۰/۱۲۵۰۹۶	۰/۰۰۰۰
	EF	۰/۱۰۸۲۳۶	۰/۰۷۵۰
	HFCE	- ۰/۰۱۵۸۷۴۴	۰/۶۰۳۰
	GFCE	۰/۰۲۷۱۵۵	۰/۰۷۵۰
رژیم اول	$GDPP_0$	۰/۲۶۰۷۴۲	۰/۰۰۰۰
رژیم دوم	$GDPP_1$	۰/۲۵۳۲۹۶	۰/۰۰۰۰
	cons	-۰/۳۸۹۶۷	۰/۰۸۳۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در سناریوی دوم نیز همانند سناریوی اول، نتایج بدست آمده (جدول ۹) با مطالعات پیشین همخوانی دارد (هم برای متغیرهای آستانه و رژیم و هم برای متغیرهای توضیحی)، که در این راستا می‌توان به مطالعات کلارک (۲۰۱۶: ۷۵) و ریکاردسون و ملاندر (۲۰۱۷: ۱۷) اشاره نمود.

سناریوی سوم: بررسی اثرگذاری شاخص آزادی اقتصادی روی شادی با توجه به درآمد سرانه

درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه در سناریوی سوم دارای یک مقدار آستانه می‌باشد که نشان می‌دهد متغیر تغییر رژیم شاخص آزادی اقتصادی، دارای تأثیر متفاوتی در قبل و بعد از حد آستانه روی شادی می‌باشد. مقدار حد آستانه برای درآمد سرانه برابر با ۳/۸۱۴۷ در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌باشد. نتایج برآورد مدل رگرسیون اثرات ثابت شادی در حالت تک آستانه‌ای با لحاظ متغیر توضیحی درآمد سرانه به عنوان متغیر آستانه و متغیر شاخص آزادی اقتصادی برای تغییر رژیم، در جدول (۱۰) آورده شده است. با توجه به نتایج رگرسیون اثرات ثابت در جدول، ضرائب همه متغیرهای توضیحی در سطح اطمینان ۵٪ معنادار می‌باشند و در ضمن علامت ضرائب نیز مطابق انتظار می‌باشد. شاخص آزادی اقتصادی قبل و بعد از حد آستانه در دو رژیم متفاوت روی شادی تأثیرگذار می‌باشد. این بدین معنی است که ضریب متغیر توضیحی آزادی اقتصادی قبل و بعد از حد آستانه متفاوت می‌باشد و بنابراین میزان تأثیرگذاری آزادی اقتصادی روی شادی نیز قبل و بعد از حد آستانه، متفاوت خواهد بود. جدول (۱۰) نتایج مربوط به برآورد ضرائب متغیر توضیحی آزادی اقتصادی را نشان می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد هر دو ضریب در سطح اطمینان ۵٪ کاملاً معنادار هستند.

جدول ۱۰. نتایج برآورد رگرسیون اثرات ثابت شادی و ضرائب متغیر آزادی اقتصادی (سناریوی سوم)

	Happiness	Coef.	P-value
	GINI	- ۰/۲۴۹۳۴۴۲	۰/۰۱۸۰
	CPI	- ۰/۰۶۳۶۵۷	۰/۰۰۰۰
	UNE	- ۰/۰۴۵۷۴۷۷	۰/۰۰۰۰
	HE	۰/۱۱۴۰۶	۰/۰۰۰۰
	HFCE	۰/۰۶۰۱۰۵	۰/۰۳۰۰
	GFCE	۰/۰۳۵۴۱	۰/۰۲۳۰
رژیم اول	EF_0	۰/۱۵۲۸۶۹	۰/۰۱۲۰
رژیم دوم	EF_1	۰/۲۰۰۹۱۳	۰/۰۰۱۰
	cons	۰/۰۴۲۱۸۴	۰/۸۹۲۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

رژیم متغیر آزادی اقتصادی تا سطح آستانه‌ای درآمد سرانه با ضریب ۰/۱۵۲۹ روی شادی تأثیر گذاشته و از سطح آستانه به بعد با ضریب ۰/۲۰۰۹ روی شادی اثر می‌گذارد. بنابراین میزان تأثیر آزادی اقتصادی روی شادی با افزایش درآمد سرانه، کاهش می‌یابد.

نکته قابل ذکر این است که در سناریوی سوم نیز همانند دو سناریوی دیگر، نتایج بدست آمده هم برای متغیرهای آستانه و رژیم و هم برای متغیرهای توضیحی (جدول ۱۰)، با تحقیقات پیشین همخوانی و مطابقت دارد. برای نمونه، در مورد رابطه مثبت درآمد و شادی، نتایج تحقیق حاضر با مطالعاتی نظیر کلارک (۲۰۱۶) و ریکاردسون و ملاندر (۲۰۱۷)، مطابقت دارد.

با توجه به اهداف و فرضیه‌های مورد نظر در این تحقیق، از رگرسیون آستانه‌ای پانل غیرپویا براساس مطالعه هانسن (۱۹۹۹) استفاده شده است. مطالعات اندکی در حوزه اقتصاد شادی در مورد تأثیرگذاری شادی گذشته روی شادی جاری، وجود دارد نظیر مطالعه پایپر[1] که به استفاده از روش پانل پویا هنگام بررسی رضایتمندی از زندگی پرداخته است. بر طبق نتایج مطالعه وی، شادی گذشته دارای اثر مثبت، ولی اندک روی شادی جاری می‌باشد (پایپر، ۲۰۱۲: ۱۸). رهیافت مدل‌های پانل پویا[2] با توجه به کار آرلانو و باند[3] معرفی شد (آرلانو و باند، ۱۹۹۱: ۲۸۸) که در این تحقیق نیز برای بررسی اثر شادی گذشته روی شادی، مدل رگرسیون شادی با استفاده از برآوردگر آرلانو و باند، تخمین زده شده است که نتایج آن در جدول (۱۱) ارائه شده است.

جدول ۱۱. نتایج برآورد رگرسیون مدل شادی با برآوردگر داده‌های پانل پویا (آرلانو و باند)

HAPPINESS	Coef.	P-value
HAPPINESS L1.	۰/۲۹۵۶۶۷۷	۰/۰۰۰۰
GDPP	۰/۱۳۳۲۴۷۶	۰/۰۵۶۰
GINI	- ۰/۰۷۸۰۷۵۳	۰/۶۷۶۰
CPI	- ۰/۰۶۸۸۸۶۲	۰/۰۰۳۰
UNE	- ۰/۰۲۵۷۲۷۷	۰/۰۸۰۰
HE	۰/۱۰۵۱۸۵۲	۰/۰۰۲۰
EF	- ۰/۰۰۲۷۱۴۵	۰/۹۷۸۰
HFCEC	- ۰/۰۴۱۹۴۱۶	۰/۴۶۸۰
GFCEC	۰/۰۴۲۵۷۶۵	۰/۰۵۹۰
cons	۰/۲۰۱۳۳۱۱	۰/۶۹۸۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

1. Piper (2012)
2. The DPD (Dynamic Panel Data) Approach
3. Arellano & Bond (1991)

بر طبق نتایج، شادی گذشته با علامت مثبت در تابع شادی مشخص شده است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت روی شادی است.

در روش آرلانو و باند، متغیرهایی تحت عنوان متغیر ابزاری ایجاد می‌شود تا برآوردهایی سازگار و بدون تورش حاصل گردد. برای سنجش اعتبار متغیر ابزاری به کار رفته در مدل، از آزمون سارگان[4] استفاده می‌شود. فرض صفر آزمون سارگان دلالت بر مستقل بودن متغیرهای ابزاری از جمله اخلال دارد که این مسئله نشان از برقراری فروض تخمین به روش آرلانو و باند است. نتیجه آزمون سارگان در جدول (۱۲) آورده شده است و نشان می‌دهد فرض صفر رد نشده است که دلالت بر معتبر بودن متغیر ابزاری است. همچنین برای تعیین تعداد وقفه بهینه از دو معیار آکائیک و معیار شوارتز- بیزین استفاده شده است که نتایج در جدول (۱۲) ارائه شده است. نتایج هر دو آماره نشان می‌دهد که مدل با یک وقفه، مناسب‌ترین مدل است.

جدول ۱۲. نتایج آزمون سارگان و آماره آکائیک و شوارتز-بیزین

وقفه	آماره AIC	آماره BIC	Sargan
۱	-۴۶۶۸/۶۶	-۴۶۱۸/۶۳	۶۷/۶۰۳۵۶ (۰/۱۰۱۰)
۲	-۴۱۸۶/۲۴۷	-۴۱۳۲/۲۶۱	
۳	-۳۷۶۲/۴۴۷	-۳۷۰۴/۸۱۸	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

امروزه مفهوم شادی، جایگاه مناسبی در تحلیل های رفاهی بین اقتصاددانان پیدا کرده است. شادی علاوه بر اینکه پدیده‌ای روان‌شناختی و اجتماعی است، یک پدیده مادی نیز می‌باشد که باید آنرا از دیدگاه مادی بررسی و تحلیل کرد. اولین بار ریچارد استرلین با بررسی رابطه بین درآمد و شادی، مفهوم شادی را در اقتصاد وارد کرد. شادی براساس نظرسنجی از افراد سنجیده می‌شود.

عوامل متعدد اقتصادی و غیراقتصادی روی شادی افراد تأثیر دارند. مطالعات زیادی در حوزه اقتصاد شادی، تأثیر شاخص‌های خرد و کلان اقتصادی و نهادی را بر روی شادی بررسی کرده‌اند که در این میان، تعداد تحقیقات انجام شده روی ارتباط بین درآمد و شادی، بیشتر است. در مطالعات انجام

4. Sargan Test

شده تاکنون، بررسی رابطه بین شادی و تعیین کننده‌های شادی با استفاده از مدل‌های رگرسیونی خطی و غیرخطی صورت گرفته و استفاده از الگوهای رگرسیون آستانه‌ای در هیچ مطالعه شادی با تعداد متغیرها و کشور و دوره زمانی پژوهش حاضر، به چشم نمی‌خورد.

کشف و تحلیل رابطه برخی از عوامل اقتصادی و نهادی بر روی شادی با توجه ویژه به یک عامل تأثیرگذار دیگر، مسئله مهمی است که در این پژوهش به آن پرداخته شده است. بررسی رابطه بین مخارج مصرفی خانوار و شادی با توجه به درآمد سرانه، بررسی رابطه بین درآمد سرانه و شادی با توجه به نابرابری درآمد و در نهایت بررسی رابطه بین آزادی اقتصادی به عنوان یک عامل نهادی و شادی با در نظر گرفتن تغییرات درآمد سرانه، از اهداف اصلی پژوهش حاضر بوده است. داده‌های پژوهش شامل داده‌های شادی و داده‌های ۸ متغیر تأثیرگذار روی شادی هستند که برای ۱۰۰ کشور و برای ۱۲ سال از ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۶ جمع‌آوری شده است.

در این پژوهش، بررسی عوامل مؤثر بر شادی در سه سناریوی مختلف مورد تحلیل و بررسی قرار گرفته است. سناریوی اول به بررسی میزان اثرگذاری مصرف روی شادی با توجه به تغییرات درآمد سرانه می‌پردازد. در سناریوی دوم بررسی اثرگذاری درآمد سرانه روی شادی با توجه به تغییرات نابرابری درآمد، مورد ارزیابی قرار گرفته و سناریوی سوم نیز به بررسی اثرگذاری شاخص آزادی اقتصادی روی شادی با توجه به تغییرات درآمد سرانه پرداخته است.

بر طبق نتایج سناریوی اول، مخارج مصرفی خانوار روی شادی اثر مثبت دارد که میزان این اثرگذاری به اندازه درآمد سرانه بستگی دارد و با توجه به حصول یک حد آستانه برای متغیر درآمد سرانه، مخارج مصرفی خانوار طبق داده‌های این پژوهش، با دو رژیم متفاوت روی شادی اثر می‌گذارد. در قبل از حد آستانه (یعنی در رژیم اول) با افزایش درآمد سرانه (به عنوان متغیر آستانه)، مخارج مصرفی باعث افزایش شادی می‌شود اما هنگامی که درآمد سرانه به یک مقدار مشخص (حد آستانه) می‌رسد، تأثیر مخارج مصرفی روی شادی، بیشتر از حالت قبل از حد آستانه بوده و لذا شادی را بیشتر از قبل افزایش می‌دهد (یعنی در رژیم دوم). بنابراین افزایش مخارج مصرفی در کشورهای با درآمد سرانه بالاتر، شادی را بیشتر از کشورهای با درآمد سرانه پایین‌تر، افزایش می‌دهد. سناریوی دوم به ارزیابی اثرگذاری درآمد سرانه روی شادی مشروط به نابرابری درآمد پرداخته است. در رژیم اول، درآمد سرانه تا مقدار آستانه‌ای نابرابری درآمد، باعث افزایش شادی می‌شود ولی با فراتر رفتن مقدار نابرابری درآمد از مقدار مشخص آستانه‌ای، درآمد سرانه تأثیر کمتری بر شادی دارد و شادی را کمتر از قبل، افزایش می‌دهد. بنابراین در کشورهای با نابرابری درآمدی بالاتر، افزایش درآمد سرانه، تأثیرگذاری کمتری روی افزایش شادی این کشورها خواهد داشت. در سناریوی سوم، اثرگذاری آزادی اقتصادی روی شادی مشروط به درآمد سرانه بررسی شد. افزایش آزادی اقتصادی موجب افزایش شادی می‌گردد و این افزایش با بالارفتن درآمد سرانه، فزونی نیز می‌گیرد که اندازه آن نیز قابل توجه است.

با توجه به اثرات قابل توجه افزایش شادی در ارتقاء سطح رشد و توسعه پایدار اقتصادی اجتماعی کشورها (نظیر مطالعات چارزکنی، ۱۹۹۹: ۱۰؛ فری و اسچوزر، ۲۰۰۲: ۴۰۲؛ زیدانسک[1]، ۲۰۰۷: ۸۹۲؛ انگلهارت و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۶۴؛ ماریلو و کیوهوس[2]، ۲۰۱۲: ۷۳؛ وین هوون و ورگانست[3]، ۲۰۱۴: ۳۱۴ و ...)، امروزه در اکثر کشورهای جهان با استناد به گزارش شادی جهانی، تلاش برای افزایش شادی و بهزیستی ذهنی افراد، در زمره اهداف اساسی مطرح می‌باشد. از این رو، برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها باید در جهت تقویت عوامل ارتقاء دهنده شادی و تضعیف عوامل کاهنده شادی باشد.

با توجه به نتایج این پژوهش (سناریوی اول و سوم)، درآمد سرانه علاوه بر تأثیر مثبت خود روی شادی، باعث شدت گرفتن تأثیر مثبت مصرف و آزادی اقتصادی روی شادی نیز می‌شود. لذا تدوین سیاست‌هایی در راستای افزایش درآمد سرانه می‌تواند گام مهمی به سوی افزایش شادی در کشور باشد. همچنین (مطابق نتایج سناریوی دوم)، نابرابری درآمد علاوه بر اینکه خود، عاملی برای کاهش شادی می‌باشد، باعث کاهش تأثیر درآمد سرانه روی شادی نیز می‌شود، لذا تدوین راهکارهایی برای کاهش نابرابری درآمدی در کشور، می‌تواند عامل مهمی برای افزایش شادی باشد.

1. Zidansek (2007)
2. Marilou & Kiohos (2012)
3. Veenhoven & Vergunst (2014)

منابع

افشاری، زهرا و دهمرده، لعیا (۱۳۹۳). "بررسی اثر فقر، نابرابری درآمد و شاخص توسعه انسانی بر شادکامی در کشورهای منتخب". *فصلنامه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی، دوره ۲، شماره ۴*، ۵۹-۳۱.

بختیاری، صادق و فتح‌آبادی، مهدی (۱۳۸۹). "رابطه بیکاری و تورم با شادی و رفاه: مطالعه تجربی برای منتخبی از کشورهای آسیایی". *معاونت پژوهش‌های اقتصادی، گزارش راهبردی، شماره ۱۳۱*، ۳۲-۱.

برقی اسگویی، محمد مهدی؛ خداوردیزاده، محمد؛ خداوردیزاده، صابر و وفامند، علی (۱۳۹۶). "تأثیر آستانه‌ای نابرابری درآمد بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه: رویکرد رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۷، ۸۰-۶۵.

حسابی، حدیث؛ خورسندی، مرتضی؛ عباسی‌نژاد، حسین و دهقان شورکند، حسن (۱۳۹۷). "اثر عملکرد محیط زیست بر شادی: تحلیل بین کشوری". *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۴۲*، ۷۲-۴۹.

خورسندی، مرتضی و عزیزی، زهرا (۱۳۹۴). "برآورد آستانه تأثیر بیکاری بر شادی". *فصلنامه علمی پژوهشی سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا (س)، دوره ۳*، شماره ۷۹-۵۹.

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

فتح‌آبادی، مهدی؛ محمودزاده، محمود و جعفری، سمیه (۱۳۸۹). "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر خشنودی: مطالعه بین کشوری با رهیافت تحلیل حدهای نهایی". *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی، دوره ۴، شماره ۱۱*، ۵۳-۳۳.

محمدیان منصور، صاحبه؛ گل‌خندان، ابوالقاسم؛ خوانساری، مجتبی و گل‌خندان، داوود (۱۳۹۴). "تحلیل عوامل اجتماعی ـ اقتصادی مؤثر بر شادی (یک تحلیل اقتصادسنجی با در نظر گرفتن محدودیت‌های مذهبی)". *فصلنامه علمی پژوهشی برنامه‌ریزی رفاه و توسعه اجتماعی، دوره ۷، شماره ۲۵*، ۱۶۳-۱۲۵.

نادمی، یونس و جلیلی‌کامجو سیدپرویز (۱۳۹۷). "ارزیابی تأثیر فقر مطلق و نسبی بر نابرابری شادی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی مدلسازی اقتصادی، دوره ۱۲، شماره ۴۱*، ۲۶-۱.

نجاتی، مهدی و اکبری‌فرد، حسین (۱۳۹۷). "ارزیابی تأثیرات سرریز فنّاوری حاصل از صادرات در بهره وری کل عوامل تولید در بخش صنعت: مورد ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی اقتصاد و تجارت نوین، شماره ۱*، ۱۶۱-۱۳۷.

نیلی، فرهاد؛ بابازاده خراسانی، بهزاد و شادکار، محمدسعید (۱۳۹۴). "بررسی وابستگی رفاه ذهنی مردم جوامع در حال توسعه به متغیرهای کلان اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات اقتصادی، دوره۵۰، شماره ۱*، ۴۸-۲۱.

Agan, Y., Sevinc, E. & Orhan, M. (2009). "Impact of Main Macroeconomic Indicators on Happiness". *European Journal of Economic and Political Studies*, 2, 13-21.

Ahkir, K. (2014). "Macroeconomic of Happiness a Cross Country Analysis". *Universitas Indonesia, bachelor thesis No: 1006718675.*

Alesina, A., DiTella, R. & MacCulloch, R. (2004). "Inequality and Happiness: are Europeans and Americans Different?". *Journal of Public Economics*, 88, 2009-2042.

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, 277-297.

Bentham, J. (1781). "An Introduction to the Principle of Morals and Legislations". *Oxford, UK*.

Bruni, L. & Porta, P. L. (2007). "Handbook on The Economics of Happiness". *Cheltenham, Uk Northampton, Ma, Usa: Edward Elgar.*

Bruni, L. (2006). "Civil Happiness Economic and Human Flourishing in Historical Perspective". *London, New York: Routledge*.

Bruni, L., Porta, P.L. (2005). "Economics and Happiness: Framing the Analysis". *Oxford University Press, Oxford*.

Caldas, S. B. (2010). "The Happiness-To-Consumption Ratio an Alternative Approach in The Quest for Happiness". *Estudios Gerenciales,* 26(116), 15-35.

Chamlou, N. (2014). "The Economics of Happiness and Anger in North Africa". *UNU-WIDER, Working Paper 2014/060.*

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

Cid, A., Ferr, D. & Rossi, M. (2018). "Testing Happiness Hypothesis Among The Elderly". *MPRA Paper, No. 84745,* 1-18.

Clark, A. (2016). "Adaptation and the Easterlin Paradox" in T. Tachibanaki (Ed.), Advances in Happiness Research: A Comparative Perspective, *New York: Springer*, pp. 75-94.

Clark, A., Flèche, S. & Senik, C. (2012). "The Great Happiness Moderation". *Iza Discussion Paper 6761, Institute of Labor Economics (IZA.*

Clark, A., Frijters, P. & Shields, M. (2008). "Relative Income, Happiness, and Utility: An Explanation For The Easterlin Paradox And O ther Puzzles". *Journal of Economic Literature,* 46(1), 95-144.

Dumludag, D. (2015). "Consumption and Life Satisfaction at Different Levels of Economic Development". *International Review of Economics,* 62(2), 163-182.

Easterlin R. A. (2002). "The Income-Happiness Relationship". in: Glatzer W. (Eds.) Rich and Poor. *Springer, Dordrecht, Social Indicators Research Series*, 15, 157-175.

Easterlin R. A. (2003). "Explaining Happiness". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 100(19), 11176-11183.

Easterlin, R. A. (2001). "Income and Happiness: Towards a Unified Theory". *The Economic Journal,* 111, 465-484.

Easterlin, R. A. (2005) "Building a Better Theory of Well-Being". in Bruni, L. and Porta, P. L. (Eds.) Economics and Happiness: Framings of Analysis, *Oxford University Press.*

Ferreraa, C. J. M., Salinas-Jiménez, J. & Salinas-Jiménez, M. M. (2017). "Exploring Factors Affecting the Level of Happiness Across Countries: A Conditional Robust Nonparametric Frontier Analysis". *European Journal of Operational Research*, 256(2), 663–672.

Frank, R. (1997). "The Frame of Reference as a Public Good". *Economic Journal*, 107, 1832–1847.

Frank, R. (2005). "Does Absolute Income Matter?". in Bruni, L. and Porta, P.L. (Eds.), Economics and Happiness: Framings of Analysis, *Oxford: Oxford University Press.*

Frey, B. & Stutzer, A. (2002). "What Can Economists Learn from Happiness Research?". *Journal of Economic Literature.* 40(2), 402-435.

Frey, B. & Stutzer, A. (2003). "Reported Subjective Well-Being: A Challenge for Economic Theory and Economic Policy". *Schmollers Jahrbuch*, 124(2), 191-231.

Frey, B. & Stutzer, A. (2004). "Economic Consequences of Mispredicting Utility". *Institute for Empirical Research in Economics, Working Paper No: 218, University of Zurich.*

Frey, B. (2008). "Cities, Culture and Happiness". *World Cities Summit Issue, The Civil Service College (CSC).*

Graham, C. (2010). "The Easterlin and Other Paradoxes: Why Both Sides of the Debate May Be Correct". in Ed Diener, John Helliwell, and Daniel Kahneman (Eds.), International Differences in Well Being, *Oxford University Press*.

Graham, C. (2011). "The Pursuit of Happiness an Economy of Well-Being". *Washington, D. C.: Brookings Institution Press*.

Gruber, J. & Mullainathan, S. (2005). "Do Cigarette Taxes Make Smokers Happier?", *Advances in Economic Analysis & Policy.* 5(1), 1-43

Guriev, S. & Melnikov, N. (2018). "Happiness Convergence in Transition Countries". *Journal of Comparative Economics, 46*(3), 683-707.

Hansen, B. E. & Seo, B. (2002). "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models", *Journal of Econometrics*, 110, 293-318.

Hansen, B. E. (1996). "Inference When a Nuisance Parameter is Not Identified Under The Null Hypothesis". *Econometrica*, *64*, 413-430.

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

Haucap, J. & Heimeshoff, U. (2014). "The Happiness of Economists: Estimating the Causal Effect of Studying Economics on Subjective Well-Being". *International Review of Economics Education,* 17, 85-97.

Inglehart, R., Foa, R., Peterson, C. & Welzel, C. (2008). "Development, Freedom, and Rising Happiness: A Global Perspective". *Perspective on Psychological Science*, 3(4), 264-285.

Kahneman, D., Diener, E. & Schwarz, N. (1999). "Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology". *Russell Sage Foundation, New York.*

Kenny, C. (1999). "Does Growth Cause Happiness, or Does Happiness Cause Growth". *KYKLOS,* 52, 3-26.

Kirsh, Y. (2017). "Utility and Happiness in a Prosperous Society". *Oui – Institute For Policy Analysis*, *Working paper series,*.

Kourtellos, A., Stengos, T. & Tan, Ch. M. (2009). "Structural Threshold Regression". *Econometrica*, 53(2), 434-455.

Kristoffersen, I. (2018). "Great Expectations: Education and Subjective Wellbeing". *Journal of Economic Psychology,* 66, 64-78.

Layard, R. (2005). "Happiness: Lessons from a New Science". *Penguin Books, London.*

Marilou, I. & Kiohos, A. (2012). "Subjective Well-Being and Selected Economic Demographic, and Job Factors in OECD Countries". *Advances in Management & Applied Economics,* 2(3), 71-81.

Ng, Y. (1997). "A Case for Happiness, Cardinalist, and Interpersonal Comparability". *The Economic Journal,* 107(445), 1848-1858.

Nikolaev, B. (2013). "Essays in Happiness Economics". *Dissertation*. *University of South Florida*.

Nikolova, M. (2016). "Happiness and Development". *IZA and the Brookings Institution, Discussion Paper No. 10088.*

Oish, S. & Kesebir, S. (2015). "Income Inequality Explains Why Economic Growth Does Not Always Translate to an Increase in Happiness". *Psychological Science,* 26(10), 1-9.

Oswald, A. (1997). "Happiness and Economic Performance". *The Economic Journal, 107*(445), 1815-1831.

Ott, J. (2001). "Freedom and the Achievement of Happiness". In K. Dowding, J. Hughes, & H. Margetts, Challenges to Democracy: Ideas, Involvement and Institutions. *Political Studies Association, London*.

Pennock, M. & Ura, K. (2011). "Gross National Happiness as a Framework for Health Impact Assessment". *Environmental Impact Assessment Review, 31*, 61-65.

Piper, A. T. (2012). "Dynamic Analysis and the Economics of Happiness: Rationale, Results and Rules", *MPRA Paper 43248*, *University Library of Munich, Germany*.

Powdthavee, N., Burkhauser, R. V. & De Neve, J. E. (2017). "Top Incomes and Human Well-Being: Evidence from The Gallup World Poll". *Journal of Economic Psychology, 62*, 246-257.

Reis, J. (2017). "What is The Effect of Income Inequality on Happiness? A Cross Section of the Period between 1981 and 2014 from 43 Countries around the World". *Bachelor Thesis, Erasmus University Rotterdam, School of Economics*, 1-30

Rickardsson, J. & Mellander, C. (2017). "Absolute Vs Relative Income and Life Satisfaction". *CESIS Electronic Working Paper Series, Paper No 451*, 1-28

Rousseau, J. B. G. (2009). "Essays on The Economics of Happiness". *Ph.D. Dissertation. The University of Michigan.*

Spruk, R. & Kesˇeljevic´, A. (2016). "Institutional Origins of Subjective Well-Being Estimating The Effects of Economic Freedom on National Happiness". *Journal of Happiness Studies*, 17, 659–712.

Stanca, L. & Veenhoven, R. (2015). "Consumption and Happiness: Introduction to this Special Issue". *International Review of Economics (IREC), 62(2),* 91-99.

Stutzer, A. & Frey, B. (2006). "Does Marriage Make People Happy, or Do Happy People Get Married?". *Journal of Socio-Economics*, *35(2)*, 326-347.

Veenhoven, R. & Ehrhardt, J. (1995). "The Cross-National Pattern of Happiness: Test of Predictions Implied in Three Theories of Happiness". *Social Indicators Research, 34*, 33-68.

Veenhoven, R. & Vergunst, F. (2014). "The Easterlin Illusion: Economic Growth Does Go with Greater Happiness". *International Journal of Happiness and Development, 1(4)*, 311-343.

Wang, H., Cheng, Z. & Smyth, R. (2015). "Does Consuming More Make You Happier? Evidence from Chinese Panel Data". *BOFIT Discussion Papers,* 21(15), 1-25.

Yuan, L., Shin, K. & Managi, S. (2018). "Subjective Well-Being and Environmental Quality: The Impact of Air Pollution and Green Coverage in China". *Ecological Economics, 153*, 124-138.

Zidansek, A. (2007). "Sustainable Development and Happiness in Nations". *Energy,* 32, 891-897.

پیوست

نام کشورهای منتخب

Albania	Canada	Finland	Japan	Mexico	Portugal	Tunisia
Armenia	Chad	France	Jordan	Moldova	Romania	Turkey
Australia	Chile	Georgia	Kazakhstan	Mongolia	Russia	Uganda
Austria	China	Germany	Kenya	Montenegro	Rwanda	Ukraine
Bahrain	Colombia	Ghana	Korea, Rep.	Nepal	Senegal	United Kingdom
Bangladesh	Costa Rica	Greece	Kuwait	Netherlands	Serbia	United States
Belgium	Croatia	Guatemala	Kyrgyzstan	NewZealand	Singapore	Uruguay
Benin	Cyprus	Honduras	Latvia	Nicaragua	Slovakia	Venezuela
Bolivia	Czech Republic	Hungary	Lithuania	Nigeria	Slovenia	Vietnam
Bosnia and Herzegovina	Denmark	Haiti	Luxembourg	Pakistan	South Africa	Zimbabwe
Botswana	Dominican Republic	India	Madagascar	Panama	Spain	-
Brazil	Ecuador	Indonesia	Malaysia	Paraguay	Sri Lanka	-
Bulgaria	Egypt	Iran	Mali	Peru	Sweden	-
Burkina Faso	ElSalvador	Ireland	Malta	Philippines	Tanzania	-
Cameroon	Estonia	Italy	Mauritania	Poland	Thailand	-

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۵۶-۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (35-56)

بررسی اثرات عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات غیرنفتی ایران: رویکرد متغیرهای نهان

سمیه علی‌کرمی[۱]، *ابراهیم هادیان[۲]، پرویز رستم‌زاده[۳]، احمد صدرایی جواهری[۴]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد بین‌الملل دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۲. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۳. استادیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران
۴. دانشیار بخش اقتصاد دانشگاه شیراز، شیراز، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۱۷)

Investigating the Effects of Price and Non-Price Factors on Iran's Non-Oil Exports: The Latent Variable Approach

Somaye Alikarami[1], *Ebrahim Hadian[2], Parviz Rostamzadeh[3], Ahmad Sadraei Javaheri [4]

1. Ph.D. Student in Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
3. Assistant Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran
4. Associate Professor, Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

(**Received:** 20/Dec/2018 **Accepted:** 6/April/2019)

چکیده:

امروزه توسعه صادرات علاوه بر تأمین درآمدهای ارزی، به عنوان یک استراتژی رشد و توسعه اقتصادی مطرح است. بخش اعظم سیاست‌گذاری‌های جوامع در راستای ارتقاء میزان صادرات می‌باشد. در این زمینه کشش‌های صادراتی از جمله ابزارهای سیاستی سودمند برای سیاست‌گذاران اقتصادی می‌باشد. این کشش‌ها علاوه بر عوامل قیمتی از عوامل غیرقیمتی نیز تأثیر می‌پذیرند. عوامل غیرقیمتی منجر به شکل‌گیری روند در تابع صادرات می‌گردند. برآورد و ارزیابی تابع صادرات بدون در نظر گرفتن روند یا مدل‌سازی ناصحیح آن، تورش در برآورد کشش‌ها و انحراف در مسیر سیاست‌گذاری صحیح را در پی خواهد داشت. هدف این پژوهش بررسی تأثیر عوامل غیرقیمتی مؤثر بر تقاضای صادرات ایران در کنار عوامل قیمتی طی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۶می‌باشد. در این پژوهش از مدل تصحیح خطا تک معادله به منظور بررسی همزمان پویایی‌های کوتاه‌مدت و اثرات بلندمدت استفاده شده است. همچنین، بر پایه الگوهای سری زمانی ساختاری جزء روند که بیانگر اثر عوامل غیرقیمتی است، با رویکردی منعطف‌تر نسبت به پژوهش‌های پیشین در تابع صادرات وارد شده است. سپس با استفاده از نرم‌افزار OXmetric و با کمک فیلتر کالمن مقدار روند برای هر سال برآورد و میزان اثر هرکدام از عوامل بر جزء روند با روش حداقل مربعات معمولی ارزیابی گردیده است. نتایج پژوهش حاکی از پایین بودن کشش قیمتی صادرات می‌باشد. همچنین، تأثیر عوامل غیرقیمتی جهانی‌سازی، بهره‌وری کل عوامل تولید، نوآوری، تجارت الکترونیک و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی ارزیابی گردید.که نتایج حاکی از معناداری اثر تمام عوامل بر روند ضمنی صادرات و تأثیر منفی آزادسازی اقتصادی، آزادسازی تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: عوامل قیمتی و صادرات، عوامل غیرقیمتی و صادرات، متغیر نهان، اقتصاد ایران.

طبقه‌بندی JEL: C01، F41، F14.

Abstract:

The purpose of this study has been to consider the effects of non-price factors along with price factors on the demand of Iranian export from 1988 to 2017.In this research, a single error correction model is used to evaluate the short-term dynamics and long-term effects simultaneously. Moreover, in this study compare to previous researches, a more flexible approach has been included in the export function which is based on the structural time series' patterns which are the trends that express the effects of non-pricing factors. Then, the OXmetric software and the Kalman filter is utilized to estimate the amount of trend in each year, and the effect of each factor on the trend component is evaluated by the Ordinary Least Square Method. The results indicate that the price elasticity of the export is low. Also, the impact of non-pricing factors such as globalization, total productivity of production factors, innovation, electronic commerce and foreign direct investment on non-oil exports were assessed. The results have shown the significant effect of all factors and the negative impact of economic freedom, openness and foreign direct investment on the implicit process export.

Keywords: Export and Price Factors, Export and Non-Price Factors, Latent Variable, Iran's Economy.
JEL: C01, F41, F14.

* **نویسنده مسئول:** ابراهیم هادیان (این مقاله برگرفته از رساله دکتری با عنوان «بررسی اثرات عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر تقاضای صادرات غیرنفتی ایران» می‌باشد)

*Corresponding Author: Ebrahim Hadian E-mail: ehadian@rose.shirazu.ac.ir

۱- مقدمه

مدل‌سازی سنتی تقاضای صادرات در تمام وضعیت‌های ساختاری و نهادی نقشی یکسان و منحصر به فردی را برای قیمت قائل بوده و آن را تنظیم‌کننده تمام امور و تصحیح کننده کاستی‌ها، موانع و بی‌تعادلی‌های مرتبط با تقاضا می‌داند. چنین رویکردی به قیمت‌ها با نقش و جایگاه واقعی آنها در ادبیات اقتصادی تا حدودی متفاوت بوده و اساساً جایگاهی برای برنامه‌ریزی، سیاست‌گذاری در جهت بهبود کیفیت، ارتقا بهره‌وری و رقابت‌پذیری، تحکیم مبانی و همچنین عوامل طرف عرضه اقتصاد در بررسی صادرات در نظر نمی‌گیرد (مهدیلو و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۰). نظریه‌های جدید حاکی از آن است که عوامل قیمتی به تنهایی قادر به توضیح کامل عملکرد صادرات نیستند و عواملی غیر از قیمت نیز بر عملکرد صادرات تأثیرگذار می‌باشند (اسماعیل پور و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۰۵). در یک تقسیم‌بندی کلی، عوامل غیرقیمتی به عوامل طرف عرضه و تقاضا، عوامل فناورانه و عوامل ساختاری تقسیم می‌گردند. در زمینه عوامل غیرقیمتی سمت عرضه می‌توان به جهانی شدن تولید و پیشرفت‌های فناورانه و در سمت تقاضا به درخواست‌ها برای افزایش استانداردهای کیفیت و بهره‌وری اشاره نمود. همچنین در رابطه با عوامل غیرقیمتی فناورانه می‌توان فرایند ثبت اختراع، مخارج تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تنوع محصول و برای عوامل ساختاری پیشرفت تحصیلی و محیط کسب‌وکار را برشمرد. در پژوهش‌های اقتصادی پیشین عوامل غیرقیمتی یا مورد توجه واقع نشده یا در بهترین حالت به عنوان جزء باقیمانده در مدل تعریف شده‌اند. عدم توجه به تأثیر عوامل غیرقیمتی در ارزیابی تابع صادرات به برآوردهای همراه با تورش از کشش‌های قیمتی و درآمدی منجرمی‌گردد. که این امر می‌تواند به برنامه‌ریزی ناکارآمد و تدوین سیاست‌های ناصحیح منجر گردد.

بنابراین، باتوجه به لزوم تفکیک اثر عوامل قیمتی و غیرقیمتی به منظور برآوردهای بدون تورش، چارچوب انتخاب شده برای این پژوهش ترکیب الگوی پایه ساختاری هاروی (BSM[1]) با الگوی پویای تصحیح خطای تک معادله می‌باشد. الگوی تصحیح خطا امکان بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت را در کنار اثرات بلندمدت و الگوی ساختاری امکان گزینش آزادانه‌تر حرکت جزء روند (نماینده عوامل غیرقابل مشاهده) را فراهم می‌کند. در ادامه ساختار مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است.

در بخش دوم به مبانی نظری تقاضای صادرات و تحلیل الگوی روند ضمنی تقاضای صادرات پرداخته شده است و بخش سوم به مرور مطالعات گذشته اختصاص دارد، در بخش چهارم مدل مورد استفاده در تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش پنجم به برآورد مدل تصریح شده و تفسیر نتایج تجربی پرداخته می‌شود و در نهایت نتیجه‌گیری در بخش پایانی بیان شده است.

۲- مبانی نظری

در رابطه با عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات رویکردهای متعددی مطرح است. اولین رویکرد در این زمینه رویکرد سنتی به تقاضای صادرات است. این رویکرد عوامل قیمتی مانند درآمد کشورهای واردکننده، قیمت کالای صادراتی و قیمت جانشین‌های ناقص در بازار واردکننده را به عنوان تعیین‌کننده‌های اصلی تقاضای صادرات در نظر می‌گیرد. برخی متغیرهای غیر قیمتی محدود از قبیل: متغیرهای دامی برای اتفاقات غیرمعمولی، متغیرهای فصلی، متغیرهای با تأخیر (با هدف مشخص ساختن واکنش در طول زمان)، ذخایر ارز خارجی، اعتبارات و دیگر متغیرهایی که در شرایط خاص استفاده می‌شوند نیز به عنوان متغیرهای مستقل در صورت لزوم در این رویکرد در نظر گرفته می‌شود.

رویکرد دوم در این زمینه بر تأثیر عوامل غیرقیمتی به عنوان تعیین‌کننده‌های اصلی تابع تقاضای صادرات متمرکز است. عوامل غیرقیمتی را می‌توان به طور کلی به عوامل سمت عرضه و تقاضا، عوامل فناورانه و عوامل ساختاری تقسیم نمود. در زمینه عوامل غیرقیمتی سمت عرضه جهانی شدن تولید و پیشرفت‌های فناورانه و در سمت تقاضا درخواست‌ها برای افزایش استانداردهای کیفی را می‌توان برشمرد. همچنین در زمینه عوامل غیرقیمتی فناورانه می‌توان به تعداد اختراعات ثبت شده، مخارج تحقیق و توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تنوع محصول و در زمینه عوامل غیرقیمتی ساختاری به پیشرفت تحصیلی و محیط کسب‌وکار اشاره کرد. این دو رویکرد، رویکردهای حدی اهمیت عوامل غیرقیمتی در تبیین تابع تقاضای صادرات می‌باشند. سایر رویکردها بین این دو رویکرد قرار گرفته و عوامل مؤثر قیمتی و غیرقیمتی را به طور همزمان با وزن‌ها و ضرایب متفاوت مورد تأکید و توجه قرار می‌دهند. آنچه مسلم است، عوامل قیمتی و غیرقیمتی به طور

1. Basic Structural Model

توأمان و با ترکیب و وزن‌های خاص بیشترین تأثیر را در توضیح رفتار و تغییرات تقاضای صادرات غیرنفتی خواهند داشت. به رغم اهمیت لحاظ کردن داده‌های مربوط به عوامل غیرقیمتی در مدل عمومی، در عمل امکان اندازه‌گیری کلیه عوامل غیرقیمتی وجود ندارد، همچنین امکان تغییر اثر این عوامل در طول زمان و اثرگذاری هر یک از این عوامل در جهات مختلف به گونه‌ای که برآیند اثر این عوامل نامعلوم باشد وجود دارد. به منظور بررسی و اندازه‌گیری تأثیر توأم عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر تقاضای صادرات، جزء روند اساسی در تابع تقاضای صادرات مرسوم تعریف می‌شود. با تعریف جزء روند در تابع تقاضای صادرات به گونه‌ای که عوامل برون‌زای غیرقابل مشاهده و اندازه‌گیری کمی، را احاطه کرده باشد، ضمن اشاره به اهمیت تفاوت میان اثرات عوامل برون‌زا و درون‌زا در تقاضای صادرات، چگونگی اثر عوامل برون‌زا بر تقاضای صادرات بیان می‌شود. با توجه به امکان حرکت جزء روند اساسی تقاضای صادرات در جهات مختلف غیرخطی بودن آن بر خلاف تقریب‌های پیشین مدل‌سازی جزء روند، ضروری می‌باشد. عدم توجه به این تغییرات در مدل‌سازی جزء روند در تابع تقاضای صادرات، جمع شدن اثر عوامل غیرقیمتی به وسیله اثر متغیرهای قیمت و درآمد و در نتیجه برآوردهای همراه با تورش کشش‌های قیمتی و درآمدی را در پی خواهد داشت. هاروی[1] (۱۹۸۹) به منظور حل این مشکل مدل سری زمانی ساختاری و تعریف جزء روند، سیکلی و نامنظم برای هر سری زمانی را پیشنهاد نمود. مفهوم کلی‌تر روند اساسی تقاضای صادرات را می‌توان بر اساس مدل‌سازی روندهای اساسی تقاضای انرژی در پژوهش‌های صورت گرفته توسط هانت[2] و همکاران در مطالعات خارجی و فخرشیرانی در مطالعات داخلی نشان داد.

۲-۱- تحلیل الگوی روند ضمنی تقاضای صادرات

بحث مدل‌سازی عوامل غیرقیمتی در توابع تقاضا، چندان در مدل‌سازی تابع صادرات مورد توجه واقع نشده است. در بخش اعظم مطالعات در حوزه صادرات، عوامل غیرقیمتی یا در مدل لحاظ نمی‌شوند یادر بهترین حالت با یک روند زمانی قطعی ساده بیان می‌گردند. این شیوه ارزیابی عوامل غیرقیمتی در مدل‌سازی، این عوامل را به صورت یک فرایند پیوسته و با نرخ رشد ثابت در طول زمان، مدلسازی می‌کند؛ لیکن عوامل غیرقیمتی همواره دارای یک روند قطعی نبوده و امکان تغییر آنها با گذشت زمان و همچنین تحت تأثیر قرار گرفتن به وسیله دیگر عوامل و متغیرها و در نتیجه انتقال منحنی تقاضا وجود دارد. با این وجود در بررسی‌های تقاضای صادرات سنتی، عوامل غیرقیمتی به طور خیلی ساده، یا در مدل لحاظ نمی‌شوند یا در بهترین حالت با یک روند زمانی قطعی ساده بیان می‌گردند.

به منظور تدوین سیاست‌های مؤثر در زمینه صادرات بررسی این مسئله که تغییر در مقدار تقاضا ناشی از عوامل قیمتی (تغییر در تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز حقیقی مؤثر) یا عوامل غیرقیمتی می‌باشد، بسیار حائز اهمیت می‌باشد. در رابطه با اثر عوامل قیمتی، تعدیل تقاضای صادرات به دلیل کاهش قیمت از فرایند افزایش تقاضای صادرات به دلیل عوامل غیرقیمتی متفاوت است. به عبارتی تعدیلات بلندمدت استاندارد برای کاهش قیمت کالاهای صادراتی به منظور ایجاد انگیزه در مصرف‌کنندگان جهت خرید کالا، از افزایش در تقاضای صادرات آن کالا ناشی از عوامل غیرقیمتی متمایز است. در این راستا استدلال می‌شود که تغییر تقاضا، ترکیبی از روند طبیعی حرکت در طول منحنی تقاضای بلندمدت (کشش قیمتی بلندمدت) و تا حدی حرکت به سمت چپ منحنی تقاضا تحت تأثیر عوامل غیرقیمتی می‌باشد. بنابراین براساس شرط ثبات سایر شرایط[3]، نادیده گرفتن عوامل غیرقیمتی در مدل‌سازی، تخمین بیش از حد کشش قیمتی بلندمدت به دلیل پوشش هر دو اثر (قیمتی و غیرقیمتی) به وسیله اثر قیمتی را در پی خواهد داشت.

در زمینه اثرات درآمدی می‌بایست اثرات درآمدی بلندمدت متفاوت از اثرات عوامل غیرقیمتی (پیشرفت تکنولوژی) در نظر گرفته شود. افزایش درآمد در کوتاه‌مدت، باثبات دیگر شرایط می‌تواند افزایش در تقاضا را موجب گردد. که این افزایش تقاضا می‌تواند قبل از تغییر الگوی مصرف توسط مصرف کننده قابل ملاحظه باشد. تغییر الگوی مصرف با گذشت زمان امکان‌پذیر می‌شود. نادیده گرفتن الگویی جهت توضیح این تغییرات، ممکن است منجر به برآورد کشش درآمدی بلندمدت متفاوت از مقدار واقعی آن گردد. لذا در این چارچوب و مشابه بحث قیمت باید بین اثرات بلندمدت درآمدی (کشش بلندمدت) و عوامل

1. Harvey (1989)
2. Hunt
3.Ceteris Paribus

غیرقیمتی در تقاضای صادرات تفاوت قائل شد (کوریس[1]، ۱۹۸۳: ۲۱۲-۲۰۷؛ بینستاک و ویلکوکس[2]،۱۹۸۱: ۲۳۲-۲۲۵؛ ولسش[3]، ۱۹۸۹: ۲۸۶). در کوتاه‌مدت با ثبات سایر شرایط، افزایش درآمد شرکای تجاری یک کشور، افزایش در تقاضای صادرات آن کشور را به ارمغان خواهد آورد. با این حال با گذشت زمان عوامل غیرقیمتی (عوامل غیرقابل مشاهده) مؤثر بر تقاضای صادرات بهبود یافته و بر تقاضای صادرات اثر می‌گذارند. در صورت لحاظ نکردن عوامل غیرقیمتی در مدل، کشش درآمدی هر دو اثر درآمد و عوامل غیرقیمتی را پوشش خواهد داد. و لذا تمایز بین اثر درآمد بلندمدت و اثر عوامل غیرقیمتی ضروری است.

با توجه به مباحث مطرح شده، مدل‌سازی عوامل غیرقیمتی در تابع تقاضا ضروری می‌باشد. در این راستا بینستاک و ویل کوکس بر تعریف جزء روند به عنوان نماینده عوامل غیرقیمتی تأکید کرده و بیان کرده‌اند که اگرچه روند زمانی ممکن است یک نماینده ضعیف برای عامل غیرقیمتی باشد اما به لحاظ استاندارد، مورد نظر قرار دادن آن بسیار مؤثرتر از نادیده گرفتن آن می‌باشد (بینستاک و ویل کوکس، ۱۹۸۱: ۲۲۷). با توجه به این مسئله که یک روند زمانی قطعی ساده قادر به مدنظر قرار دادن فرایندهای اساسی نمی‌باشد، هاروی و همکاران[4] (۱۹۸۶) و هاروی (۱۹۹۷) با توسعه مدل ساختاری پایه‌ای به ورود یک روند تصادفی غیرخطی برای برآورد توابع تقاضا امکان می‌دهد، که این روند بر اغلب مشکلات موجود در برآورد عوامل قیمتی غلبه می‌کند. علاوه بر این در این روش استفاده از روند زمانی قطعی یک حالت محدود است که تنها در صورت پذیرش به کمک داده‌های آماری در نظر گرفته می‌شود.

۲-۲- عوامل غیرقیمتی مؤثر بر صادرات

عوامل غیرقیمتی طیف وسیعی از عوامل تعیین کننده تقاضای صادرات را شامل می‌شود. در یک تقسیم بندی عوامل غیرقیمتی را می‌توان به عوامل سمت تقاضا و عوامل سمت عرضه تقسیم نمود. در زمینه عوامل سمت تقاضا می‌توان به درخواست‌ها برای افزایش استانداردهای کیفی و در سمت عرضه می‌توان به جهانی شدن تولید و بهبود شرایط تکنولوژیکی و در نتیجه افزایش اشاره نمود. عوامل غیرقیمتی می‌توانند همچنین به عوامل غیرقیمتی ساختاری شامل سطح تحصیلات، رقابتی شدن محیط کسب و کار و عوامل نهادی یا عوامل غیرقیمتی فنی شامل فعالیت‌های ثبت اختراع[5]، هزینه‌های تحقیق و توسعه[6]، تجارت الکترونیک[7] و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی[8] اشاره داشته باشند که با توجه به شرایط اقتصادی کشور و همچنین دسترسی به داده‌ها و نیز هم‌پوشانی بین برخی عوامل در این پژوهش به بررسی جهانی شدن، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره‌وری کل عوامل تولید، نوآوری و تجارت الکترونیک پرداخته شده است.

۲-۲-۱- جهانی شدن[9]

پدیده جهانی شدن یکی از موضوعات بحث برانگیز پیش روی کشورها در عصر کنونی می‌باشد. برداشت‌ها و تعاریف متفاوتی از جهانی شدن وجود دارد. آزادسازی، غربی شدن، بین‌المللی شدن و قلمروزدایی از جمله عناوین تعریف شده برای این پدیده می‌باشند (محمدزاده اصل و محمدی، ۱۳۹۱: ۹). ما[10] جهانی شدن را افزایش ارزش مبادلات تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تعریف می‌کند (ما، ۲۰۰۳: ۱۶۳). صندوق بین‌المللی پول، جهانی شدن را به عنوان رشد همگرایی اقتصادی کشورهای جهان، از طریق تبادلات گوناگون فرامرزی کالاها و خدمات، جریان آزاد سرمایه بین‌المللی و انتقال سریع‌تر و گسترده‌تر فناوری، تعریف می‌کند. از بعد اقتصادی جهانی شدن موجب افزایش حجم و تنوع مبادلات مرزی کالاها و خدمات و همچنین افزایش جریان سرمایه جهانی و تسریع در انتقال فناوری می‌گردد (علی[11]، ۱۹۹۸: ۱۵۳). در نهایت تعریف زیر را می‌توان تعریفی نسبتاً جامع از جهانی شدن اقتصاد در نظر گرفت: جهانی شدن اقتصاد، فرایند ادغام اقتصادهای ملی در یک اقتصاد فراگیر جهانی می‌باشد، که در آن عوامل تولید آزادانه از مرزهای جغرافیایی عبور و به بازارهای مختلف وارد می‌شوند. براساس تعاریف متفاوت ارائه شده از جهانی شدن، شاخص‌های جهانی شدن به دو دسته ترکیبی و غیرترکیبی تقسیم می‌شوند که شاخص‌های غیرترکیبی تجاری یا مالی می‌باشند. شاخص‌های تجاری نیز به دو نوع وقوعی و پیامدی

1. Kouris (1983)
2. Beenstock & Wilcocks (1981)
3. Welsch (1989)
4. Harvey et al. (1986)
5. Patent
6. R& D Expenditure
7. Electronic Commerce
8. Foreign Direct Investment
9. Globalization
10. Mah
11. Ali (1998)

تقسیم می‌شوند (دادگر و ناجی میدانی، ۱۳۸۲: ۶). شاخص‌های تجاری وقوعی شاخص‌های مستقیم برای جهانی شدن می‌باشند که از آن جمله می‌توان متوسط نرخ تعرفه و نسبت شمول موانع غیرتعرفه‌ای را بر شمرد. در مقابل، شاخص‌های پیامدی شاخص‌هایی غیرمستقیم بوده که تمام اختلالات تجاری را شامل می‌شوند. شاخص‌های نسبت نفوذ واردات، شکاف قیمتی، شاخص اضافه بهاء نرخ ارز در بازار سیاه و شاخص باز بودن تجاری از جمله شاخص‌های تجاری پیامدی می‌باشند. دیگر شاخص غیرترکیبی شاخص مالی می‌باشد. این شاخص سرمایه‌گذاری خارجی را به عنوان معیاری جهت سنجش جهانی شدن مورد ارزیابی قرار می‌دهد.

شاخص‌های ترکیبی جهانی شدن به بررسی همه جانبه این فرایند می‌پردازند. از مهم‌ترین شاخص‌های ترکیبی می‌توان به شاخص‌های طراحی و معرفی شده توسط مؤسسه فریزر، بنیاد هریتیج و نشریه فارین پالیسی و شاخص جهانی KOF اشاره نمود. در این پژوهش شاخص باز بودن تجاری که شاخصی غیرترکیبی است و شاخص ترکیبی آزادی اقتصادی ارائه شده توسط مؤسسه فریزر جهت ارزیابی اثر جهانی‌سازی استفاده می‌شود. آزادی اقتصادی می‌تواند از طریق برخی مسیرها بر فرایند رشد اقتصادی اثرگذار باشد. مزایای آزادی اقتصادی برای جامعه را می‌توان به طور خلاصه شفافیت اطلاعات، ایجاد رقابت، کاهش حجم دولت و افزایش کارایی عنوان نمود. شاخص ارائه شده توسط مؤسسه فریزر به دلیل جامع بودن و پوشش تعداد بسیاری از متغیرها از جمله اثر اندازه دولت نماینده‌ای برای سنجش رقابت‌پذیری جهانی کشورها نیز می‌باشد. شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر میزان آزادی اقتصادی را در ۵ حوزه عمده شامل اندازه دولت، سیستم حقوقی و امنیت حقوق مالکیت، پول سالم، آزادی برای تجارت به صورت بین‌المللی و قوانین و مقررات کشورها، اندازه‌گیری می‌نماید. در مجموع ۴۱ متغیر مجزا در این ۵ حوزه در نظر گرفته می‌شوند. هر متغیر در مقیاس ۰ تا ۱۰ که نشان دهنده توزیع داده‌های اساسی است، قرار می‌گیرد. در نهایت با محاسبه میانگین زیربخش‌ها در صورت وجود رتبه‌بندی برای هر بخش و سپس با میانگین‌گیری از بخش‌ها رتبه‌بندی برای هر حوزه و در نهایت محاسبه میانگین حوزه‌ها میزان شاخص آزادی اقتصادی برای هر کشور محاسبه می‌گردد. شاخص باز بودن تجاری[1] که به صورت نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی محاسبه می‌گردد، یکی از شاخص‌های کاربردی در زمینه اندازه‌گیری جهانی‌سازی است. شواهد تجاری حاکی از کاهش سیاست‌های ضد صادراتی و رقابتی‌تر شدن صادرات به ویژه صادرات غیرسنتی از طریق کاهش انحرافات نرخ ارز و عوارض صادراتی در پی آزادسازی تجاری می‌باشد. تجارت آزاد می‌تواند به کاهش قیمت‌ها و گسترش کیفیت کالا و خدمات کمک نموده و با کاهش ریسک موجب هدایت منابع به سمت کانال‌هایی با بازدهی بیشترگردد، که این امر مطلوبیت بیشتر مصرف‌کنندگان و شرکت‌های تجاری و در نتیجه تقاضای بیشتر برای صادرات را در پی خواهد داشت. تجربه کشورهای موفق در زمینه توسعه صادرات بیانگر نقش بسیار مهم و تعیین کننده تجارت خارجی در فرایند توسعه این کشورها بوده است. با اتخاذ سیاست توسعه تجارت و تشویق صادرات، تخصیص منابع عمدتاً بر مبنای مزیت‌های نسبی صورت می‌گیرد که این امر به بهره‌برداری بهینه از امکانات و منابع تولیدی منجر می‌شود.

۲-۲-۲- بهره‌وری کل عوامل تولید[2]

وجود رقابت‌های تجاری و سیر پر شتاب فناوری برای تسخیر بازار از یک سو و محدودیت منابع از سوی دیگر ضرورت توجه به بهره‌وری را برای همگان روشن ساخته و با کمرنگ شدن مرزهای اقتصادی، تلاش برای بهبود بهره‌وری به محور اصلی رقابت در صحنه جهانی تبدیل شده است. در عصر حاضر دستیابی به رشد اقتصادی از مهم‌ترین اهداف اقتصادی کشورها به شمار می‌آید که این هدف نیازمند به کارگیری سیاست‌های مناسب اقتصادی از جمله توسعه صادرات می‌باشد. افزایش صادرات به دلیل تفاوت بین بهره‌وری عوامل تولید در بخش‌های صادراتی و غیرصادراتی رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت (لطفعلی‌پور و همکاران، ۱۳۸۶: ۳۸). بهره‌وری کل عوامل تولید با توجه به این واقعیت که همه عوامل تولید از نظر اقتصادی کمیابند، شاخصی است که ثمر بخشی نسبی مجموعه‌ای از نهاده‌ها را در تولید مجموعه‌ای از محصولات برای حالات مختلف فناوری محاسبه می‌کند. در واقع بهره‌وری معیاری جهت توصیف استفاده صحیح و بهینه از عوامل تولید و همچنین درجه دستیابی به اهداف از پیش تعیین شده است. اساساً مفهوم بهره‌وری کل عوامل تولید زمانی اهمیت یافت که سازمان‌ها دریافتند رشد ستانده به دلیل محدودیت‌های موجود

1. Openness

2. Total Factor Productivity

در استفاده از منابع، در بلندمدت از طریق رشد مداوم نهاده به دست نمی‌آید، به بیان دیگر هر چه بیشتر از منابع استفاده شود تضمین رشد پایدار ستانده کمتر و کمتر می‌شود. بهره‌وری از جمله مفاهیم مهم در اقتصاد به شمار می‌آید که بیانگر رابطه بین میزان استفاده از عوامل تولید و محصول تولیدی می‌باشد. در مفهوم کلی، بهره‌وری نسبت ستانده واقعی به نهاده واقعی می‌باشد. این مفهوم در سال‌های اخیر بیشتر به معنای بهبود استاندارد زندگی مردم مورد توجه قرار گرفته است. افزایش بهره‌وری کل عوامل به کاهش هزینه‌های متوسط تولید کالا و خدمات در بازار، و افزایش میزان سودآوری محصولات در واحدهای تولیدی منجر می‌گردد که این امر افزایش توان رقابت محصولات داخلی در بازارهای داخلی و خارجی و در نتیجه گسترش صادرات را در پی خواهد داشت. ارتقای بهره‌وری اثرات گسترده‌ای بر پدیده‌های اصلی اقتصادی، اجتماعی و سیاسی جامعه مانند تورم، سطح رفاه عمومی، سطح اشتغال و توان رقابت سیاسی خواهد داشت.

۲-۲-۳- تجارت الکترونیک[1]

با ورود به هزاره سوم شاهد رقابت فشرده‌تر دولت‌ها و قطب‌های اقتصادی در جهان به ویژه در بخش تجاری می‌باشیم. یکی از مهم‌ترین فرصت‌های به وجود آمده برای تسهیل تجاری و افزایش رقابت‌مندی در سطح جهان، استفاده از فناوری‌های نوین اطلاعات و ارتباطات است. تجارت الکترونیک به عنوان مهم‌ترین محصول و زاییده این فناوری‌های نوین، می‌تواند فرصت مناسبی را برای کشورها در مبادلات تجاری داخلی و بین‌المللی فراهم نماید. تعاریف مختلفی برای مفهوم تجارت الکترونیک ارائه شده است. به عنوان نمونه می‌توان تجارت الکترونیکی را استفاده از ارتباطات الکترونیکی به منظور ایجاد ارتباط میان فعالیت‌های اقتصادی تعریف نمود (آینین و نوری سماواتی، ۲۰۰۳: ۵۵۲)[2]. بر مبنای تعریف مانسل[3] تجارت الکترونیک قابلیت استفاده از سیستم‌های اطلاعاتی و معاملاتی مبتنی بر نرم‌افزار را به منظور پشتیبانی از فروش و خرید کالا و خدمات با استفاده از شبکه‌های الکترونیکی را گسترش می‌دهد (مانسل، ۲۰۰۱: ۹). سازمان توسعه و همکاری اقتصادی[4]، تجارت الکترونیکی را انجام تجارت کالا و خدمات از طریق شبکه جهانی وب تعریف نموده است. متغیرهای ضریب نفوذ اینترنت، هزینه‌های صرف شده در زمینه تکنولوژی اطلاعات، تعداد کاربران اینترنتی، کامپیوترهای شخصی، تعداد خطوط تلفن (ثابت و همراه) و کارت‌های اعتباری صادر شده تجلی عملی تجارت الکترونیکی را به نمایش می‌گذارند و می‌توانند متغیر جایگزین مناسبی برای پارامتر تجارت الکترونیکی باشند. در واقع، تمام عوامل به تعداد کاربران اینترنتی منتهی می‌شود، چرا که تعداد خطوط تلفن یا کامپیوترهای شخصی یا حتی امکانات الکترونیکی مدرن بانک‌ها باید از طریق خطوط اینترنت، مسیر تجارت بدون مرز را طی نماید تا در زمره تجارت الکترونیکی قرار گیرند.

آنچه تجارت الکترونیک را از تجارت سنتی متمایز می‌کند روش یا مسیر مبادله و پردازش اطلاعات بین خریداران و فروشندگان می‌باشد. در تجارت الکترونیکی، اطلاعات از طریق شبکه‌های دیجیتالی مبادله می‌شود. شبکه اینترنت قادر است با تشکیل بازارهای جهانی بر خط و تسهیل قرارگیری به هنگام و همزمان اطلاعات در اختیار تمام کشورها، هزینه‌های ثابت ورود بنگاه‌ها به تجارت جهانی را کاهش دهد. همچنین، افزایش ضریب نفوذ اینترنت، با کاهش مشکلات جهت ورود به حیطه صادرات، برقراری ارتباط و عقد قرارداد افزایش صادرات را در پی خواهد داشت. به بیان دیگر اینترنت با از میان برداشتن مرزهای جغرافیایی و محدودیت‌های زمانی و تغییرات سازماندهی شده شمار زیادی از خریداران و فروشندگان و ایجاد موتورهای جستجوی قدرتمند، تأثیرات قابل توجهی بر هزینه‌های مبادله به ویژه در حوزه بین‌المللی یعنی صادرات و واردات دارد. به طور کلی، در ادبیات اخیر تأثیر اینترنت بر تجارت با این فرض الگوسازی می‌شود که ورود اینترنت به یک بازار خاص کاهش هزینه ثابت و هزینه‌های تبلیغات، بازاریابی، برقراری ارتباط، عقد قرارداد، کاغذ بازی و نیز هزینه‌های تولید، نگهداری و بازیافت اطلاعات نسبت به سیستم‌های کاغذی و در نتیجه تغییر رفتار صادرات و رونق صادرات را در پی خواهد داشت.

۲-۲-٤- نوآوری[5]

نوآوری شامل معرفی محصولات جدید یا بهبود محصول فعلی

1. Electronic Commerce
2. Ainin & Noorisamawati (2003)
3. Mansell (2001)
4. Organisation for Economic Co- Operation and Development (OECD)
5. Innovation

شرکت می‌باشد که نقش کلیدی را در زمینه کمک به بنگاه جهت حفظ یا بهبود وضعیت بازار بازی می‌کند. نوآوری معمولاً به عنوان شاخص رقابت غیرقیمتی محصولات یک کشور در نظر گرفته می‌شود (باکستون و همکاران[1]، ۱۹۹۱). به طور کلی نوآوری در زمینه فرایند تولید محصول یا در زمینه خود محصول می‌باشد. مفاهیم نوآوری فرایند و محصول در ابتدا کاملاً متمایز می‌باشند. نوآوری فرایند تولید محصول هزینه‌های تولید یا قیمت محصول را کاهش می‌دهد و به افزایش سود هر واحد تولید منجر گشته یا اینکه امکان کاهش قیمت را فراهم می‌کند؛ که در هر دو مورد سهم بازار نوآوران احتمالاً افزایش می‌یابد. در این حالت قیمت‌ها ممکن است کاهش یابد اما قاعدتاً افزایش نخواهد یافت. در مقابل، نوآوری محصول زمانی رخ می‌دهد که شرکت قادر به ارائه یک محصول یا خدمت جدید باشد که اگر شرکت این آیتم را به مجموعه محصولات موجود اضافه کند احتمالاً سهم بازار بنگاه با جذب مشتریان محصولات رقیب افزایش خواهد یافت. پژوهش‌ها حاکی از تأثیر مثبت نوآوری بر حجم تجارت و تراز پرداخت‌ها و همچنین تأثیر مثبت نوآوری بر عملکرد صادرات حتی در صنایع غیرحساس به تحقیق و توسعه می‌باشد. سرمایه‌گذاری در زمینه توسعه فناوری و نوآوری موجب بهبود کیفیت محصولات و افزایش تقاضا برای صادرات شده است. پژوهش‌های تجربی مختلف معیارهای مختلف از نوآوری محصول و فرایند تولید محصول را در نظر گرفته‌اند که در این راستا می‌توان به مخارج تحقیق و توسعه (که جریان ورودی در فرایند نوآوری می‌باشد) یا اختراعات ثبت شده (که جریان خروجی برای فرایند نوآوری می‌باشد)، اشاره نمود. گرچه، مخارج تحقیق و توسعه ممکن است ذاتاً نسبت به خروجی‌های فرایند نوآوری قابل محاسبه‌تر باشد، لیکن تأخیر قابل توجهی بین انجام هزینه‌ها و تولید نمونه‌های تجاری قابل بهره‌برداری وجود دارد. علاوه بر این، همه فعالیت‌های تحقیق و توسعه موفقیت آمیز نیستند و داده‌های در دسترس در یک سری زمانی اساسی محدود می‌باشند. بدین سبب در این پژوهش بر تحلیل اقتصادسنجی با استفاده از معیار خروجی (اختراعات ثبت شده) متمرکز شده‌ایم.

۲-۲-۵- عوامل نهادی

از دیگر عوامل غیرقیمتی مؤثر بر تقاضای صادرات می‌توان به عوامل نهادی اشاره نمود. قیود نهادی که توسط انسان‌ها به منظور هدایت روابط متقابل شکل می‌گیرند انگیزه‌های نهفته در مبادلات را ساختارمند ساخته و ضمن کاهش نااطمینانی بازار و همچنین کاهش هزینه‌های تجاری، افزایش صادرات را از طریق افزایش رقابت به دنبال خواهند داشت. به عقیده برخی صاحب‌نظران اقتصادی، الگوی عملکرد صادراتی یک کشور به عوامل نهادی و فیزیکی همچون اقتصاد سیاسی، اصلاحات سیاستی، توسعه نهادی، تاریخ استعماری، کمک‌های توسعه‌ای و گفتگوهای شمال و جنوب وابسته بوده و این عوامل ایفا کننده نقش اصلی دسترسی مؤثر به بازارهای خارجی در داخل یک کشور می‌باشند (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲). بر اساس استدلال لوچنکو[2] تفاوت درکیفیت نهادها، خود می‌تواند منبع مزیت نسبی باشد، به گونه‌ای که تفاوت‌های نهادی در میان کشورها، از عوامل تعیین‌کننده الگوهای تجاری به شمار آید (لوچنکو، ۲۰۰۷: ۷۹۱). بر اساس نظریه‌های جدید اقتصاد بین‌الملل و رشد اقتصادی، بهبود شاخص‌های نهادی می‌تواند به وسیله تشکیل فضای رقابتی مطمئن و همچنین کاهش هزینه‌های مبادلاتی، قدرت رقابت‌پذیری را افزایش و توسعه صادرات را منجر گردد (شاه‌آبادی و همکاران، ۱۳۸۸: ۹۷). تجربه کشورهای موفق در عرصه صادرات گویای این امر است که گسترش صادرات بیشتر در جوامع دارای فضای مساعد برای سرمایه‌گذاری‌های صادرات گرا، که دارای قوانین شفاف و کمک‌کننده فرایند تولید و تجارت و همچنین در پی برقراری و گسترش فضای امن اقتصادی می‌باشند، مشاهده می‌شود. در رابطه با عوامل نهادی تأثیرگذار می‌توان به بهبود فضای کسب و کار و حاکمیت خوب اشاره کرد.

در اواسط دهه ۱۹۹۰ سیاست‌های تعدیل اقتصادی به شدت از سوی اقتصاددانان نهادگرا مورد نقد قرار گرفت. اعتقاد استیگلیتز بر آن بود که تعامل سازنده دولت- بازار می‌تواند موفقیت فرایند اصلاحات اقتصادی در کشورهای در حال توسعه را به همراه داشته باشد. حکمرانی خوب عبارت از مهیا کردن محیط مناسبی برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه، نهادهای کارآمد و توانمند و همچنین نبود فساد است. فساد می‌تواند اهداف سیاسی را تخریب و منجر به عدم مشروعیت نهادهای عمومی حمایت کننده بازار شود. سیاست حکمرانی خوب استوار بر این اصل است که حکمرانان، متناسب با فضای اقتصادی جوامع خود ضمن استفاده از مزیت نسبی طبیعی از طریق قیمت گذاری صحیح، به ایجاد مزیت نسبی اکتسابی،

1. Buxton et al. (1991)

2. Levchenko (2007)

افزایش توان رقابتی- صادراتی، افزایش بهره‌وری عوامل تولید و در نهایت رشد اقتصادی پایدار خود از طریق انحراف در قیمت نسبی عوامل به نفع عوامل تولید دانش‌بنیان، کمک کنند. بانک جهانی حکمرانی خوب را در سیاست‌های اقتصادی خود محور قرار داده و موفقیت خصوصی‌سازی و آزادسازی تجاری جوامع را منوط به ظهور دولت و نهاد حاکمیتی می‌داند که ضمن حفاظت از مالکیت خصوصی، برقرار کننده امنیت باشد. بر اساس تعریف بانک جهانی این دولت می‌بایست بازار ساز بوده و با تبدیل منافع و هزینه‌های اجتماعی به خصوصی نقش توزیعی خود را به خوبی اجرا کند (کیمیایی و ارباب فضلی، ۱۳۹۵: ۹۶). چنین نهادی کلید توسعه و رشد پایدار خواهد بود. نتایج پژوهش‌ها در این رابطه حاکی از آن است که حکمرانی خوب تأثیر مثبتی در بهبود صادرات اقتصادها به ویژه اقتصادهای نوظهور دارد (کرابه و بین[1]، ۲۰۰۹: ۱؛ آبه و ویلسون[2]، ۲۰۰۸: ۳۲؛ آذربایجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۳).

بررسی و مشاهده روند اقتصادی در کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه بیانگر رابطه مستقیم حکمرانی و فضای کسب و کار مناسب و رقابتی با سرمایه‌گذاری در تمام زمینه‌ها می‌باشد. در این رابطه تئوری نورث چگونگی اثرگذاری نهادها بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را روشن می‌کند. به عقیده نورث نهادها برای کاهش عدم اطمینان ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی شرکا و ایجاد اطمینان از عملکرد فرایند مبادله شکل گرفته‌اند (به نقل از دهقان و آفرینش‌فر، ۱۳۹۴: ۷). همچنین سرمایه‌گذاری خارجی مستلزم فراهم بودن محیط نهادی کسب و کار مناسب است. محیط سیاسی، نهادی و قانونی کشورها تعیین کننده عملکرد اقتصادی آنها است. محیط کسب و کار نهادی محیط شکل‌گیری و تداوم یا شکست و خروج کسب و کارهای اقتصادی است. این محیط شامل مجموعه عوامل مؤثر بر عملکرد بنگاه‌ها و خارج از تسلط آنها است (شهنازی و دهقان شعبانی، ۱۳۹۰: ۱۶۲). نامناسب بودن فضای کسب و کار با افزایش هزینه و ریسک کسب و کار کاهش ورود سرمایه را در پی خواهد داشت. در این پژوهش با توجه به اهمیت فضای کسب و کار و حکمرانی خوب به عنوان عوامل نهادی (غیرقیمتی) و با توجه به رابطه مستقیم بین این دو عامل و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به عنوان نماینده عوامل نهادی استفاده می‌شود.

1. Crabbe & Beine (2009)
2. Abe & Wilson (2008)

۳- مروری بر مطالعات انجام شده

۳-۱- مطالعات خارجی

آلجری و همکاران[3] در پژوهشی به بررسی اهمیت رقابت غیرقیمتی و عوامل مالی در توضیح عملکرد صادرات ۲۰ منطقه از ایتالیا در طول سال‌های ۲۰۱۳-۲۰۰۰ و سال‌های قبل از بحران با استفاده از روش تجزیه و تحلیل داده‌های پانل پویا پرداختند. نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که عوامل طرف عرضه تعیین کننده‌های مهمی برای رفتار و عملکرد صادرات هستند. توسعه مالی نیز تأثیری قوی در تجارت منطقه‌ای دارند، بدین دلیل که توسعه مالی بالاتر، به مفهوم در دسترس بودن اعتبار بیشتر و در نتیجه ارزش صادرات بالاتر می‌باشد. این بررسی همچنین نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری و میل به تحقیق و توسعه در افزایش صادرات مؤثر می‌باشند (آلجری و همکاران، ۲۰۱۸: ۲۴).

آلجری[4] به بررسی تأثیر رقابت قیمتی و غیرقیمتی بر تقاضای صادرات ایتالیا طی سال‌های ۱۹۷۸ تا ۲۰۱۱ پرداخته است. در این پژوهش به منظور تعیین دقیق‌تر کشش قیمتی و تأثیر رقابت غیرقیمتی بر صادرات از مدلی با روند تصادفی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که کشش قیمتی در مدل نامحدود بیشتر از کشش قیمتی در مدل محدود است. به گونه‌ای که کشش رقابت غیرقیمتی در قالب یک روند تصادفی در صادرات رو به افزایش ایتالیا ۲/۹۷ می‌باشد در حالی که این رقم برای رقابت قیمتی ۰/۸۳ می‌باشد. در نهایت نتایج پیشنهاد می‌کند که هر دو مشخصه‌های قیمتی و غیرقیمتی باید برای ایجاد یک معیار سیاستی قابل اعتماد در نظر گرفته شوند که برای افزایش رقابت بین‌المللی و رفع عدم توازن تجاری ایتالیا مفید می‌باشد (آلجری، ۲۰۱۵: ۱۵۸).

آنگ و همکاران[5] به بررسی عملکرد صادرات کشورهای پدیده آسیایی شامل چین، هند، کره، ژاپن، سنگاپور و تایوان در طول دوره ۲۰۱۰-۱۹۵۳ با تکیه بر نقش ابداعات و بهره‌وری پرداختند. نتایج این پژوهش بیانگر تأثیر قابل ملاحظه رشد صادرات و باز بودن اقتصاد، بر این اقتصادها بوده است. نرخ رشد صادرات این کشورها به شکلی توسط نوآوری هدایت شده است. همچنین نتایج رگرسیون به طوری قوی فرضیه نوآوری

3. Algieri et al. (2018)
4. Algieri (2015)
5. Ang et al. (2015)

عامل رشد صادرات را تأیید نموده و نشان داده است که نوآوری سهام و رقابت نوآورانه هر دو تعیین‌کننده‌های مهم صادرات هستند، در حالی که رقابت قیمت تعیین‌کننده مهمی برای صادرات به لحاظ کمی نبوده است (آنگ و همکاران، ۲۰۱۵: ۲۷۳).

زایانی و هلالی[1] در پژوهشی توسعه عملکرد صادراتی و رقابت اساسی کشور تونس با رقبای اصلی این کشور را بررسی کرده‌اند. در این پژوهش برای تخمین معادله صادرات و به منظور جلوگیری از رگرسیون کاذب علاوه بر متغیرهای سنتی مؤثر بر حجم صادرات، متغیرهای غیرقابل مشاهده به عنوان نماینده متغیرهای رقابت غیرقیمتی مدنظر قرار گرفته‌اند. نتایج پژوهش بیانگر تأثیر منفی جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تحقیق و توسعه بر روند تصادفی صادرات تونس بوده است. بنابراین، عملکرد ضعیف صادراتی تونس نسبت به رقبای اصلی این کشور (مراکش و ترکیه) به دلیل مشکلات ناشی از عوامل غیرقیمتی به‌طور مثال کیفیت سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، کمبود صنایع با تکنولوژی بالا و ضعف در تحقیق و توسعه می‌باشد (زایانی و هلالی، ۲۰۱۶: ۲۰۸-۱۹۲).

وریان[2] در پژوهشی به بررسی نقش عوامل غیرقیمتی در تقاضای صادرات بر روی نمونه‌ای مشتمل بر ۲۷ کشور طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۸۰ با کمک مدل‌های پانل پویا و هم انباشتگی پانل پرداخت. در این پژوهش دو گروه عوامل غیرقیمتی در نظر گرفته شده بود: گروه اول درخواست‌های ثبت اختراع بودند. در واقع درخواست‌های ثبت اختراع نماینده‌ای برای نوآوری آن کشور و شاید در سطوح پایین‌تر پیچیدگی محصول و کیفیت محصول می‌باشند. دومین گروه از تعیین کننده‌های غیرقیمتی تنظیمات سازمانی در هر کشور است که این عامل ۶ شاخص متفاوت تأثیر دولت، پاسخگویی، ثبات سیاسی و نبود خشونت، حاکمیت قانون، کنترل فساد و کیفیت نظارت را شامل می‌شود. نتایج نشان می‌دهند که طرف عرضه یا همان عوامل غیرقیمتی شامل نوآوری اندازه‌گیری شده توسط برنامه‌های ثبت اختراع و ثبات سیاسی (شاخص دولت بانک جهانی) برای صادرات کشور مهم می‌باشد (وریان، ۲۰۱۵: ۱۲۵-۱۰۷).

باون[3] در پژوهشی به بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت عوامل تعیین‌کننده صادرات سری لانکا در دوره زمانی ۲۰۱۳-۱۹۸۰ با کمک مدل تصحیح خطای برداری[4] پرداخته است. در این پژوهش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پرداخت بهره برای بدهی خارجی، واردات، سرمایه ناخالص و درآمدسرانه به عنوان عوامل تعیین کننده صادرات مورد بررسی قرار گرفته بودند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تمامی عوامل تأثیر معناداری بر صادرات در دوره زمانی بلندمدت دارند که در این میان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، پرداخت بهره برای بدهی خارجی و واردات تأثیر مثبت و معنادار و تشکیل سرمایه ناخالص و درآمد سرانه کشورهای مقصد اثر منفی بر صادرات این کشور داشته‌اند. در کوتاه‌مدت نیز اثرات مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درآمد سرانه کشورهای مقصد قابل توجه و اثرات مربوط به پرداخت بهره برای بدهی خارجی، واردات و تشکیل سرمایه ناخالص ناچیز بوده است (باون، ۲۰۱۶: ۱۳-۸).

۳-۲- مطالعات داخلی

شاکری به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی با تأکید بر عوامل غیرقیمتی با استفاده از روش ARDL برای دوره زمانی ۱۳۸۰-۱۳۴۰ پرداخته است. در این پژوهش شاخص بهره‌وری نیروی کار و شاخص رقابت‌پذیری به عنوان عوامل غیرقیمتی در نظر گرفته شده‌اند. شاخص رقابت‌پذیری به‌صورت نسبت صادرات ایران به صادرات جهانی یا صادرات ایران به صادرات کره جنوبی و شاخص بهره‌وری نیروی کار نیز به صورت نسبت تولید ناخالص ملی واقعی بدون احتساب نفت بر شاغلین در بخش‌های اقتصادی بدون نفت تعریف شده‌اند. نتایج پژوهش حاکی از وابستگی شتاب صادرات غیرنفتی به وضعیت متغیرهای مبنایی مانند بهره‌وری و رقابت و عدم تأثیر بلندمدت و تعیین‌کننده متغیرهای قیمتی مانند نرخ ارز بر روند صادرات غیرنفتی کشور بوده است (شاکری، ۱۳۸۳: ۵۰-۲۳).

کازرونی و فشاری در پژوهشی به بررسی تأثیر شاخص‌های رقابتی و غیررقابتی بر صادرات زیربخش‌های صنعتی ایران با استفاده از روش داده‌های پانل برای دوره زمانی ۸۲-۱۳۷۷ پرداخته‌اند. نرخ ارز غیررسمی، نرخ تورم به قیمت ثابت سال ۱۳۷۶، بهره‌وری نیروی کار برای هر یک از زیربخش‌های مورد مطالعه و شاخص بالاسا برای محاسبه مزیت رقابتی برای کل بخش صنعت عوامل مورد بررسی در این پژوهش بودند. بر اساس نتایج این پژوهش متغیرهای بهره‌وری نیروی کار، مزیت

1. Zayani & Helali (2016)
2. Verheyen (2015)
3. Bhavan (2016)
4. Vector Error Correction Model

نسبی آشکار شده و نرخ ارز اسمی تأثیر مثبت و معنادار و تأثیر متغیر نرخ تورم نیز بر صادرات زیربخش‌های صنعتی منفی و معنادار بوده است (کازرونی و فشاری، ۱۳۸۷: ۲۷).

کازرونی و نصیب پرست در پژوهشی به بررسی عوامل تعیین کننده صادرات در کشورهای در حال توسعه (رویکرد اقتصادسنجی بیزینی) در سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۶ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش نشان داده‌اند که درجه باز بودن اقتصاد، تعداد کاربران اینترنت و نرخ تورم اهمیت بالایی در توضیح میزان صادرات دارند و سهم اشتغال بخش کشاورزی تأثیر منفی و اشتغال بخش صنعت تأثیر مثبت و ناچیز بر صادرات دارند (کازرونی و نصیب پرست، ۱۳۹۴: ۳۵).

هادی اصل سرای در پایان‌نامه خود به بررسی اثر نااطمینانی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی ایران با استفاده از روش GMM برای دوره زمانی ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۰ پرداخته است. در این پژوهش به منظور شاخص سازی نوسانات نرخ ارز از شاخص $ARCH-M$ و به منظور انتخاب بهترین مدل از معیارهای شوارتز بیزین و آکائیک استفاده شده است. نتایج این پژوهش حاکی از آن بوده است که نااطمینانی نرخ ارز دارای اثر منفی بر صادرات غیرنفتی بوده که میزان این اثر تا یک آستانه مشخص ۷۳۵۰۲/۹۱- و بعد از آستانه ۳۸۶۸/۰۹- بوده است (هادی اصل سرای، ۱۳۹۳: ۹۹-۱).

هراتی و همکاران به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۰۰ با کاربرد الگوی جاذبه مبتنی بر رویکرد داده‌های تابلویی ارائه شده توسط کروگمن و هلپمن[1] (۱۹۸۵) پرداخته‌اند. در زمینه عوامل مورد بررسی در این پژوهش می‌توان به صادرات واقعی، مجموع تولید ناخالص داخلی دو کشور، شباهت تولید ناخالص داخلی دو کشور، نرخ واقعی ارز بین دو کشور، تفاوت در درآمد سرانه میان دو کشور، فاصله میان پایتخت دو کشور، زبان و مرز و مستعمره مشترک میان دو کشور و همچنین وجود موافقت نامه تجاری میان دو کشور اشاره نمود. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که بخش قابل توجهی از عوامل تأثیرگذار بر صادرات ایران در قالب الگوی جاذبه قابل توضیح است. همچنین، نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای تولید ناخالص داخلی و اندازه اقتصادی کشورها نسبت به متغیر مسافت جغرافیایی بین کشورها از معناداری بیشتری برخوردار بوده‌اند (هراتی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۶-۲۹).

با توجه به کاربردهای اساسی کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات در مسائل سیاست تجاری از جمله برنامه‌ریزی و تدوین سیاست، پیش‌بینی میزان صادرات و تراز پرداخت‌ها، اندازه‌گیری کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات توجه زیادی به خود جلب نموده است به گونه‌ای که تخمین تقاضای صادرات یک عنصر کلیدی در مدل‌های متعارف صادرات شده است. با این وجود در اکثر مطالعات انجام شده در ایران تقاضای صادرات مورد غفلت واقع شده و بیشتر به بررسی عرضه صادرات پرداخته شده است. لذا یکی از جنبه‌های نوآوری پژوهش حاضر بررسی تقاضای صادرات می‌باشد. از دیگر جنبه‌های نوآوری این پژوهش کاربرد الگوی تصحیح خطا می‌باشد. بدین ترتیب با کمک این الگو می‌توان به طور همزمان کشش‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت را محاسبه نمود. علاوه بر عوامل قیمتی، عوامل غیرقیمتی نیز در توضیح رفتار صادرات تأثیر دارند که نادیده گرفتن اثر این عوامل برآورد تورش‌دار کشش‌های تقاضای صادرات را در پی خواهد داشت. در این راستا پژوهش حاضر گام را در ادبیات فراتر نهاده و با بیان تابع تقاضای صادرات به فرم سری‌های ساختاری عوامل غیرقیمتی را در قالب متغیر روند تصادفی در نظر گرفته است. که این امر منجر به برآورد بدون تورش کشش‌های تقاضای صادرات می‌گردد. با توجه به اهمیت کشش‌های تقاضای صادرات در سیاست‌گذاری، برآورد تورش‌دار این کشش‌ها منجر به سیاست‌گذاری ناصحیح و اتلاف منابع می‌گردد.

٤- روش شناسی پژوهش

به طور گسترده سه روش عمومی رگرسیون‌های تک‌معادله‌ای ایستا انگل و گرنجر[2] (۱۹۸۷)، معادله‌های خودرگرسیون برداری جانسن و شولز[3] (۱۹۹۶) و جانسن (۱۹۹۶) مدل‌های تصحیح خطای شرطی تک معادله فیلیپس[4] (۱۹۹۴) و سارگان[5] (۱۹۶۴) به منظور آزمون همگرایی سری‌های زمانی استفاده می‌شود. الگوی تصحیح خطا ضمن در بر گرفتن تمام مشخصاتی که در زمینه‌های تئوریکی نادیده گرفته شده‌اند، به دلیل دارا بودن پایه تئوریکی دقیق سازگار با تئوری اقتصادی تخمین‌های قابل اعتماد از همبستگی بین متغیرها ارائه می‌دهد بنابراین، در صورتی که تئوری بر رابطه همگرایی بین متغیرها تأکید داشته باشد الگوی تصحیح خطا بهترین الگو برای بررسی رابطه بین متغیرها می‌باشد. مدل‌های تعادل عمومی بین دوره‌ای (موقت) امروزی تنها بر رابطه همگرایی بین متغیرها دلالت و بیان می‌کنند که تنها در کوتاه‌مدت ممکن است شوک‌های سیستم، اقتصاد را از حالت تعادل پایدار خارج کند و لذا متغیرهای مدل به طور موقت از مقادیر تعادلی در

1. Krugman & Helpman (1985)

2. Engle & Granger (1987)
3. Jansen & Schulze (1996)
4. Phillips (1994)
5. Sargan (1964)

وضعیت پایدار متفاوت باشند. تحلیل مدرن حاکی از آن است که جهت و اندازه همبستگی بین متغیرها به ماهیت و میزان این شوک و ساختار اقتصاد بستگی دارد. در بسیاری مطالعات کاربردی تخمین پارامترهای کوتاه‌مدت مدنظر محقق است. در مدل انگل و گرنجر دو مرحله‌ای باقیمانده‌های با وقفه مرحله اول تخمین جهت برآورد پارامترهای کوتاه‌مدت جایگزین جزء تصحیح در الگوی تصحیح خطا می‌شوند. در این مدل آماره دیکی فولر تعمیم یافته به منظور بررسی همگرایی بین متغیرها استفاده می‌شود که این آماره نسبت به اندازه سری زمانی مربوطه حساس می‌باشد به گونه‌ای که با کاهش اندازه سری زمانی قدرت این آزمون در تعیین همگرایی کاهش می‌یابد. الگوی تصحیح خطا با آزمون همگرایی یوهانسون در ارتباط است که این آزمون همگرایی، توان بیشتری در تعیین همگرایی نسبت به آزمون انگل و گرنجر دارد. این مدل یک سنتز از دیگر رویکردها در ادبیات اقتصادی بوده و همگرایی (حرکت بلندمدت) و پویایی‌های کوتاه‌مدت را به طور همزمان برآورد و در تخمین به منافع بهره‌وری بالاتر منجر می‌شود. این الگو امکان تصحیح عدم تعادل‌های دوره قبل را فراهم کرده و با فرموله کردن اولین تفاضل در مدل، مشکل رگرسیون‌های جعلی را حل می‌کند. جزء خطای این الگو پایا است به این معنی که فرایندهای تعدیلی صورت گرفته مانع از رشد خطا در بلندمدت می‌گردد.

تفسیرها حاکی از ثبات متغیرها در بلندمدت و موقت بودن پویایی آنها است. بر این اساس تعدیل ناگهانی قیمت‌ها منجر به تمایز موقت نرخ ارز حقیقی مؤثر می‌شود. این تمایز در طول زمان کاهش می‌یابد و تعادل بلندمدت شکل می‌گیرد. الگوی تصحیح خطا مناسب‌ترین الگو به منظور در نظر گرفتن این تمایز بین اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌باشد و لذا برای اندازه‌گیری همبستگی بین متغیرها باید بدون توجه به عقاید و رویکردهای قبلی این الگو را بکار برد.

با توجه به مباحث فوق در خصوص مدل تحقیق و مبانی نظری ارائه شده در رابطه با نظریه تجارت جدید و عوامل مؤثر بر تقاضای صادرات و همچنین لزوم تفکیک اثر عوامل قیمتی و غیرقیمتی به منظور برآوردهای بدون تورش از کشش‌های قیمتی و درآمدی، چارچوب انتخاب شده برای این پژوهش ترکیب الگوی پایه ساختاری[1] هاروی (BSM[2]) با الگوی پویای تصحیح خطای تک معادله می‌باشد. مدل‌های سری زمانی ساختاری به طور مستقیم بر اساس اجزای غیرقابل مشاهده شامل: جزء روند، چرخه (سیکل) و جزء اخلال فرمول‌سازی می‌شوند. جزء روند تصادفی حرکت بلندمدت مدل را نشان می‌دهد که خود به دو عامل سطح (مقدار واقعی روند) و شیب[3] (تمایل روند به رشد) تقسیم می‌شود. جزء چرخه[4] نشان‌دهنده حرکات کوتاه‌مدت منظم و مکرر اقتصاد (حرکات رفت و برگشت آونگی) و جزء اخلال بیانگرحرکات توضیح داده نشده می‌باشند. از ویژگی‌های قابل توجه این مدل قابلیت پیش‌بینی هر جزء بصورت جداگانه بدلیل تجزیه عوامل می‌باشد. شکل اصلی روند در مدل‌های ساختاری به‌وسیله واریانس‌های اجزاء اخلال سطح شیب که ابرپارامترها[5] نامیده می‌شوند، تعیین می‌گردد.

جدول ۱. طبقه‌بندی حالت‌های ممکن برای مدل‌های دارای روند تصادفی

سطح / شیب	بدون سطح روند $LVL=0, \sigma_\eta^2=0$	سطح روند ثابت $LVL\neq0, \sigma_\eta^2=0$	سطح روند تصادفی $LVL\neq0, \sigma_\eta^2\neq0$
بدون شیب $Slp=0, \sigma_\xi^2=0$	(I) رگرسیون معمولی بدون مقدار ثابت و بدون روند زمانی	(II) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و بدون روند زمانی	(III) مدل سطحی موضعی[6] (گام تصادفی به اضافه عرض از مبدأ)
شیب ثابت $slp\neq0, \sigma_\xi^2=0$	(IV) –	(V) رگرسیون معمولی با مقدار ثابت و روند زمانی	(VI) مدل سطحی موضعی همراه با عرض از مبدأ[7]
شیب تصادفی $Slp\neq0, \sigma_\xi^2\neq0$	(VII) –	(VIII) مدل روند هموار[9]	(IX) مدل روند موضعی[8]

مأخذ: آلجری (۲۰۱۵)

جدول (۱) مدل‌های رگرسیونی متفاوت این فرایند را نشان می‌دهد. به منظور انتخاب مناسب‌ترین مدل از میان حالت‌های موجود برای جزء روند از آزمون نسبت راست نمایی (LR)

۱. الگوی ساختاری به روند غیرقابل مشاهده امکان می‌دهد که به طور تصادفی در طول زمان تغییر کند.

2. Basic Structural Model

۳. وجود شیب در تمام مدل‌ها بدین دلیل که برخی سری‌ها به طور تصادفی و بدون تمایل به رشد در اطراف سطح خود حرکت می‌کنند، الزامی نیست. این جزء زمانی که داده‌های سری زمانی رشد ملایم دارند استفاده می‌شود.

4. Cycle
5. Hyper Parameters
6. Local Level Model
7. Local Level Model with Drift
8. Local Trend Model
9. Smooth Trend Model

استفاده می‌شود. بر مبنای این آزمون فرضیه تصادفی بودن هر دو جزء روند (سطح و شیب) در مقابل ثابت بودن حداقل یکی از آنها یا فرضیه ثابت بودن هر دو جزء در مقابل تصادفی بودن حداقل یکی از اجزای روند قرار می‌گیرد.

٤-١- مدل پژوهش

به منظور بررسی تأثیر عوامل قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات غیرنفتی ایران، بر اساس مطالعه آلجری ۲۰۱۵ مدل اقتصادسنجی زیر در نظر گرفته می‌شود:

(۱)

$$\Delta exp_t = \beta_0 \Delta \text{lexchange} + \delta_0 \Delta \text{lgdp}_t + \lambda(\text{lexport}_{t-1} - \gamma_1 \text{lexchange}_{t-1} - \gamma_2 \text{lgdp}_{t-1}) + \mu_t + \varepsilon_t$$

(۲)

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \theta_{t-1} + \eta_t \;\; \eta_t \approx NID(0, \sigma_\eta^2)$$

تمام متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند: exp_t بیانگر میزان صادرات غیرنفتی کشور به شرکای عمده تجاری کشور در ۳۰ سال گذشته می‌باشد که از آمارهای منتشر شده مرکز گمرک کشور استخراج شده است.

Δlexchange: دیفرانسیل لگاریتم نرخ ارز حقیقی مؤثر می‌باشد. که نرخ ارز حقیقی مؤثر از آمارهای موجود در سایت بانک جهانی استخراج شده است.

Δlgdp_t: دیفرانسیل لگاریتم تولید ناخالص داخلی مؤثر می‌باشد که تولید ناخالص داخلی مؤثر عنوان نماینده درآمد شرکای تجاری عمده کشور مورد بررسی در پژوهش حاضر در نظر گرفته شده است و به صورت میانگین وزنی تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری کشور محاسبه شده است که وزن هر کشور سهم آن کشور در میزان صادرات ایران می‌باشد.

μ_t روند ضمنی که نماینده عوامل غیرقابل مشاهده مؤثر بر تقاضای صادرات می‌باشد. β_0 و δ_0 به ترتیب کشش‌های قیمتی و درآمدی بلندمدت و γ_1 و γ_2 کشش‌های کوتاه‌مدت را نشان می‌دهند. λ ضریب جزء تصحیح خطا می‌باشد که نرخ تعدیل سیستم بعد از شوک به سمت تعادل را نشان می‌دهد. در این الگو معادله تقاضای صادرات معادله اندازه‌گیری و معادلات سطح و شیب روند معادلات انتقال در الگوی فضا- حالت می‌باشند. در این پژوهش عوامل غیرقیمتی شامل بهره‌وری کل عوامل تولید، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تجارت الکترونیک، آزادی اقتصادی، باز بودن تجاری و نوآوری نیز در کنار عوامل قیمتی مورد بررسی قرار گرفتند.

تجارت الکترونیک: تمام عواملی که تجلی عینی تجارت الکترونیک می‌باشند به ضریب نفوذ اینترنت ختم می‌شوند، بدین دلیل که تعداد خطوط تلفن یا کامپیوترهای شخصی یا حتی امکانات الکترونیکی مدرن بانک‌ها باید مسیر تجارت بدون مرز را از طریق خطوط اینترنت طی نماید تا در زمره تجارت الکترونیکی قرار گیرند و لذا در این پژوهش از تعداد کاربران اینترنت به عنوان شاخصی برای تجارت الکترونیک استفاده شده است.

بهره‌وری کل عوامل تولید: داده‌های بهره‌وری کل عوامل تولید از سایت سازمان ملی بهره‌وری ایران استخراج شده است.

نوآوری: دیگر متغیر غیرقیمتی مورد ارزیابی در این پژوهش نوآوری در محصول و در فرایند تولید محصول می‌باشد. بر مبنای تئوری‌های اقتصادی نوآوری یکی از عوامل تعیین کننده بهره‌وری می‌باشد لیکن این امر همواره صادق نبوده و به عوامل متعددی از جمله خصوصیات شرکت (که یکی از این خصوصیات سن شرکت‌ها می‌باشد) و تصمیمات شرکت‌ها و همچنین سطح توسعه کشور میزبان نوآوری، بستگی دارد[۱]. با توجه به اینکه کشورهایی که در دانش سرمایه‌گذاری می‌کنند توانایی بیشتری در معرفی تکنولوژی‌های جدید و نوآوری دارند در این پژوهش از داده‌های ثبت اختراع به عنوان شاخصی برای نوآوری استفاده شده است که داده‌های ثبت اختراع از سایت بانک جهانی استخراج شده است.

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی: داده‌های مربوط به سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی از آمار سری‌های زمانی بانک مرکزی استخراج شده است.

آزادی اقتصادی: شاخص آزادی اقتصادی دیگر عامل غیرقیمتی مورد ارزیابی می‌باشد. در این پژوهش از شاخص آزادی اقتصادی مؤسسه فریزر استفاده شده است.

باز بودن تجاری: هر چند که باز بودن تجاری یکی از شاخص‌های آزادی اقتصادی است، لیکن در اقتصاد ایران این دو عامل مترادف نمی‌باشند و در این پژوهش به منظور تأکید بر اهمیت این شاخص‌ها این دو شاخص از هم تفکیک شده‌اند.

---

۱. براساس مطالعه دمل و همکاران با عنوان Product and Process Innovation and Total Facctor Productivity تأثیر نوآوری بر بهره‌وری به میزان توسعه یافتگی کشورها و درآمد کشورها بستگی دارد و در کشورهای صنعتی با سطح درآمد بالا شرکت‌ها جذب نوآوری بهره‌وری خود را ارتقا می‌دهند.

متغیر باز بودن تجاری نیز از نسبت مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی استخراج شده است.

٤-۲- متغیرهای مداخله‌ای[1]

تجزیه و تحلیل بحث مداخله به نتیجه‌گیری در مورد رویدادهای شناخته شده مربوط می‌شود.

این اثرات بوسیله ورود متغیرهای مداخله‌ای، یا متغیرهای مجازی، در مدل رگرسیون پویا اندازه‌گیری می‌شوند. با لحاظ کردن متغیرهای مداخله‌ای، جزء λW_t اضافه می‌شود که w_t بردار متغیر مداخله‌ای و λ ضریب آن می‌باشد. تعریف w_t به نوع اثر در نظر گرفته شده برای متغیرمداخله بستگی دارد. در صورتی که مدل شامل جزء روند تصادفی باشد، سه حالت اصلی را می‌توان برای آن متصور شد. حالت اول اثر موقتی و گذرا[2] است. چنانچه یک حادثه ناگهانی به عنوان یک شوک در زمان $t = \tau$ بر مشاهدات وارد شود به گونه‌ای که اثر آن بر روند موقتی و کوتاه‌مدت و فقط بر مشاهدات زمان جاری باشد، آن را می‌توان با یک متغیر مجازی شوک یا مداخله بی‌قاعده[3] نشان داد. که در این حالت w_t یک متغیر تکانه‌ای[4] به فرم زیر خواهد بود:

(۳)

$$w_t = \begin{cases} 0, & t \neq \tau \\ 1, & t = \tau \end{cases}$$

حالت دوم تغییر در سطح[5] است. اگرسطح سری‌های زمانی در نقطه‌ای از زمان تغییرکند (یعنی جایی که مداخله‌ای رخ می‌دهد) و این تغییر سطح دائمی و دارای اثر بلندمدت باشد، آنگاه این اثر مداخله انتقال سطح است؛ یعنی شکست ساختاری در سطح[6] رخ داده است. تغییر در سطح سری‌ها به وسیله متغیر پله‌ای محاسبه می‌شود:

(۴)

$$w_t = \begin{cases} 0, & t < \tau \\ 1, & t \geq \tau \end{cases}$$

این اثر همچنین می‌تواند به عنوان شوک موقتی برای معادله سطح روند تفسیر شود. بنابراین به جای ظاهر شدن در معادله اندازه‌گیری، اثر مداخله می‌تواند به عنوان یک متغیر تکانه‌ای در معادله سطح روند بیان شود:

(۵)

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \lambda w_t + \xi_t$$

حالت سوم تغییر در شیب[7] است. به این صورت که شیب سری‌های زمانی بعد از رخ دادن مداخله‌ای به طور معنادار و دائمی تغییر کند، که این تغییر یک شوک موقت برای معادله شیب روند است. بنابراین معادله شیب روند به صورت زیر بیان می‌گردد:

(۶)

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \lambda w_t + \xi_t$$

که w_t یک متغیر تکانه‌ای است. این اثر می‌تواند در معادله (۷) با استفاده از تعریف زیر از متغیر w_t محاسبه شود

(۷)

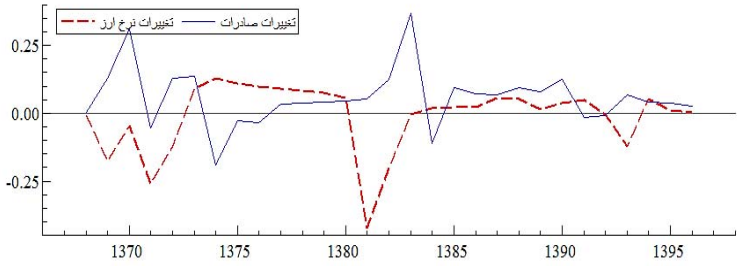
$$w_t = \begin{cases} 0, & t < \tau \\ t - \tau, & t \geq \tau \end{cases}$$

در ادامه از ترسیم نمودار مربوط به هر جزء به منظور تشخیص وجود و همچنین تشخیص نوع متغیر مداخله‌ای در مدل، استفاده می‌گردد و پس از تشخیص وجود و نوع متغیر مداخله‌ای متغیر مداخله‌ای مربوط به آن سال در مدل وارد می‌شود. برآورد مدل بدون در نظر گرفتن متغیرهای مداخله‌ای موجود به برآورد بی‌معنی از ضرایب منجر می‌شود.

۵- برآورد مدل و تحلیل نتایج

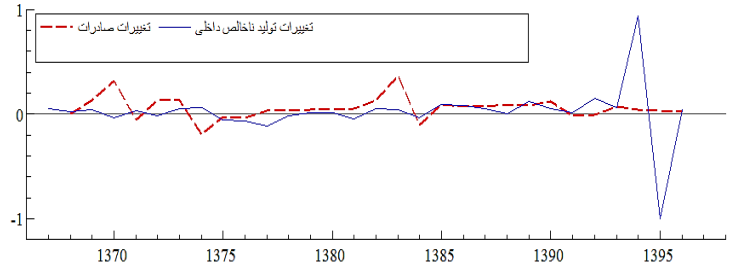
در این بخش معادله تقاضای صادرات غیر نفتی شامل معادلات ۱ و ۲ طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۶۷ با بکارگیری نوار ابزار STAMP در نرم‌افزار OXmetrics، برآورد می‌شود. با توجه به نکات مطرح شده در مبانی نظری و همچنین محدودیت دسترسی به داده‌های برخی از عوامل غیرقیمتی مانند درخواست برای افزایش استانداردهای کیفی، در این پژوهش به بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، بهره‌وری کل عوامل تولید، تجارت الکترونیک، نوآوری، باز بودن تجاری و آزادی اقتصادی به عنوان عوامل غیرقیمتی بر تقاضای صادرات پرداخته می‌شود.

1. Interventive Variable
2. Transitory Effects
3. Irregular Intervention
4. Pulse Variable
5. Level Change
6. Level Intervention
7. Slope Change



شکل ۱. نمودارتقاضای صادرات غیرنفتی و نرخ ارز حقیقی مؤثر

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. نمودار تقاضای صادرات غیرنفتی و تولید ناخالص داخلی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. برآورد تابع تقاضای صادرات غیرنفتی ایران

متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده	متغیرهای توضیحی	ضرایب برآورد شده
Dlgdp	۰/۱۸ (۰,۰۰۰)	Ir1390	۰/۰۷ (۰,۰۰۰)
Dlexchange	۰/۱۴ (۰,۰۰۰)	Le1388	۰/۰۷ (۰,۰۰۰)
lexport_1	-۰/۷۴ (۰,۰۰۰)	Le1395	-۰/۰۶ (۰,۰۰۹)
lgdp_1	۰/۲۰(۰,۰۰۰)	Le1369	۰/۰۹ (۰,۰۰۰)
lexchange_1	-۰/۲۳ (۰,۰۰۰)	Ir1384	-۰/۰۶ (۰,۰۰۰)
Ir1370	۰/۱۷ (۰,۰۰۰)	Ir1392	-۰/۰۴ (۰,۰۰۰)
Ir1383	۰/۱۹(۰,۰۰۰)	Ir1376	-۰/۰۳ (۰,۰۰۰)
Sl1386	-۰/۰۲ (۰,۰۰۱)	Ir1394	-۰/۲۴ (۰,۰۰۰)
Le1374	-۰/۲۷ (۰,۰۰۰)	Irr1381	۰/۰۷ (۰,۰۰۰)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نخست به منظور ارزیابی وجود روند، تغییرات تقاضای صادرات غیرنفتی در مقابل نرخ ارز حقیقی مؤثر[1] و تولید ناخالص داخلی ترسیم می‌شود. تشخیص وجود جزء روند بیانگر تأثیر عوامل غیرقیمتی در تابع تقاضای صادرات غیرنفتی در دوره زمانی مورد مطالعه[2] می‌باشد که این امر بیانگر ضرورت تعریف جزء روند ضمنی در معادله تقاضای صادرات غیرنفتی می‌باشد.

همان‌گونه که در شکل (۱) مشاهده می‌شود در برخی دوره‌ها مانند ۱۳۶۹، ۱۳۷۴ و ۱۳۸۱ تغییر نرخ ارز حقیقی مؤثر اثر معکوس بر تقاضای صادرات غیرنفتی داشته است که با مبانی نظری تابع تقاضای مرسوم همخوانی ندارد. این امر بیانگر وجود روند و ضرورت تعریف آن در تابع تقاضا می‌باشد. در شکل شماره (۲) نیز مشاهده می‌شود که در برخی از سال‌ها مانند ۱۳۷۰ و ۱۳۷۴ یا سال‌های ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ تغییر تولید ناخالص داخلی شرکای تجاری کشور اثر منفی بر تقاضای صادرات غیرنفتی داشته است که مغایر با مبانی نظری موجود

۱. داده‌های مربوط به نرخ ارز حقیقی مؤثر از سایت بانک جهانی استخراج شده‌اند.

۲. با مشاهده وجود روند در تقاضای صادرات غیرنفتی، لزوم ورود جزء روند در معادله مورد نظر مشخص می‌شود.

می‌باشد، در این حالت نیز با وارد کردن جزء روند[1] ضمنی در تقاضای صادرات، اثر درآمدی از اثر جزء روند تفکیک می‌شود و کشش‌های درآمدی خالص و بدون تورشی که در راستای مبانی نظری می‌باشند، حاصل می‌گردد.

با شروع از معادله کلی و با استفاده از رویکرد عام به خاص[2] مدل مقید مناسب با حذف متغیرهای بی‌معنی به منظور تعیین نوع روند و همچنین اطمینان یافتن از قابل قبول بودن آزمون‌های تشخیصی و سپس در نظر گرفتن اخلال‌های مناسب به منظور حفظ نرمال بودن پسماندها و پسماندهای کمکی انتخاب می‌شود. با توجه به آماره نسبت راستنمایی و معنی‌داری ضرایب رگرسیونی مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها تشخیص داده شد. بدین صورت که حالت با سطح و شیب ثابت برای جزء روند را به عنوان حالت پایه (مدل مقید) در نظر گرفته و با حالت‌هایی که حداقل یکی از اجزاء روند تصادفی باشند بر اساس آماره نسبت راستنمایی مقایسه شد. با توجه به نتایج فوق مناسب‌ترین حالت برای ابرپارامترها ثابت بودن سطح و شیب روند تشخیص داده شد. به عبارت دیگر ماهیت روند ضمنی در تابع تقاضا از نوع رگرسیون معمولی همراه با جزء ثابت و روند زمانی می‌باشد. نتایج برآورد تابع تقاضای صادرات در جدول ۲ بیان شده است.

جدول ۳. آزمون‌های تشخیصی باقیمانده‌ها

انحراف معیار	۰/۰۰۴۶	$r(1)$	−۰/۰۱۸
نرمالیتی	۵/۳۸۸۴	$r(5)$	۰/۰۲
$H(3)$	۱/۰۶۰۸	$Q(5,3)$	۲/۵۷۷
DW	۱/۹۹۷۴		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. بررسی ماهیت روند ضمنی (ابرپارامترها)

سطح روند (σ_η^2)	۰/۰۰۰	جزء نامنظم (σ_ε^2)	۰/۰۰۰۰۶۴
شیب روند (σ_ξ^2)	۰/۰۰۰	ماهیت روند	رگرسیون معمولی با جزء ثابت و جزء روند

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۵. بررسی اجزای بردار حالت و خوبی برازش

اجزای بردار حالت در T = 1396		معیارهای خوبی برازش	
شیب روند (β_t)	۰/۰۵ (۰/۰۰۰)	R^2	۰/۹۹۹۴
سطح روند (μ_t)	۶/۲۹ (۰/۰۰۰)	$\bar{R}^2$	۰/۹۹۹۷

مقادیر درون پرانتز بیانگر سطح احتمال می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ٦. بررسی باقیمانده‌های کمکی

جزء بی‌قاعده		سطح		شیب	
پارامتر	آماره $\mathcal{X}^2$	پارامتر	آماره $\mathcal{X}^2$	پارامتر	آماره $\mathcal{X}^2$
چولگی	۰/۱۲ (۰/۷۳)	چولگی	(۰/۴۹) ۰/۴۷	چولگی	(۰/۰۸) ۲/۹۲
کشیدگی	۰/۱۵۸(۰/۶۹)	کشیدگی	(۰/۳۹) ۰/۷۵	کشیدگی	(۰/۶۵) ۰/۲۰
آماره بومن− شنتون	۰/۲۸ (۰/۸۷)	آماره بومن− شنتون	(۰/۵۴) ۱/۲۱	آماره بومن− شنتون	(۰/۲۰) ۳/۱۳

-آمارهای چولگی و کشیدگی دارای توزیع $\mathcal{X}^2$ با درجه آزادی ۱ و آماره بومن- شنتون دارای توزیع $\mathcal{X}^2$ با درجه آزادی ۲ می‌باشد.

مأخذ: یافته‌های پژوهش

آزمون‌های خوبی برازش مدل تقاضای صادرات نشان می‌دهد که متغیرهای توضیحی وارد شده در تابع تقاضای صادرات بیش از ۹۰ درصد از تغییرات متغیر وابسته را توضیح می‌دهند. همچنین آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهند که هیچگونه خود همبستگی و خود همبستگی سریالی در باقیمانده‌ها وجود ندارد. به عبارت دیگر اجزاء باقیمانده از هیچ نوع الگوی سیستماتیکی تبعیت نمی‌کند و دارای روند کاملاً تصادفی می‌باشند. با توجه به آماره بومن- شنتون در جدول زیر نشانه‌ای از غیرنرمال بودن باقیمانده‌ها در رابطه وجود ندارد.

جدول ۷. آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های حاصل از برآورد تابع تقاضای صادرات

باقیمانده‌های مدل تقاضای صادرات		
معیار	آماره $\mathcal{X}^2$	سطح احتمال
چولگی	۲/۰۴	۰/۱۵
کشیدگی	۰/۰۰۰	۰/۹۹
آماره بومن− شنتون	۲/۰۴۴۵	۰/۳۶

مأخذ: محاسبات پژوهش

۱. در این پژوهش از رویکرد متغیر نهان به منظور ارزیابی جزء روند در تابع تقاضای صادرات استفاده می‌شود. سپس با استفاده از رویکرد حالت – فضا و با کمک فیلتر کالمن میزان جزء روند برای هر سال به صورت کمی محاسبه می‌گردد.

2. General to Specific

براساس جدول (۲)، تمامی متغیرهای تأثیرگذار بر تقاضای صادرات از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنی‌دار می‌باشند. با توجه به لحاظ متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل، ضرایب متغیرها بیانگر کشش‌های مربوطه می‌باشند. عمده‌ترین دلیل شهرت الگوهای تصحیح خطا مرتبط کردن نوسان‌های کوتاه‌مدت به مقادیر بلندمدت است. الگوهای تصحیح خطا از سری مدل‌های تعدیل جزیی می‌باشند که با وارد کردن پسماند مانا از یک رابطه بلندمدت، نیروهای مؤثر کوتاه‌مدت و سرعت تعدیل آنها به سمت مقادیر بلندمدت را اندازه‌گیری می‌کند. در این الگو از اطلاعات بلندمدت با سازوکار تعدیل کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. به عبارت دیگر نوسان کوتاه‌مدت متغیرها به مقادیر بلندمدت آنها مرتبط می‌شود. نتایج برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی کوتاه‌مدت و بلندمدت با وجود جزء روند (عامل غیرقیمتی) و بدون حضور جزء روند در جدول‌های (۸) و (۹) نمایش داده شده است.

این نتایج حاکی از معنادار بودن کشش‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت و وجود تفاوت قابل تأمل در کشش‌های بدست آمده در دو حالت است. کشش‌های قیمتی و درآمدی بدون در نظر گرفتن جزء روند و عوامل غیرقیمتی بسیار فراتر از مقادیر مشابه برای حالتی است که جزء روند در مدل وارد می‌شود. این امر بدین سبب است که نادیده گرفتن اثرات عوامل غیرقیمتی در برآورد تابع تقاضای صادرات منجر به جمع شدن اثر این عوامل با اثر عوامل قیمتی (قیمت و درآمد) و در نتیجه برآوردهای تورش‌دار کشش‌های قیمتی می‌گردد. تدوین برنامه به منظور گسترش صادرات بدون مدنظر قرار دادن این سطح از تفاوت شکست برنامه و در نتیجه اتلاف منافع اقتصادی را در پی خواهد داشت. ضریب مدل تصحیح خطا برابر ۰/۷۴- بوده که به لحاظ آماری معنادار و دارای میزان احتمال صفر می‌باشد. با توجه به میزان این ضریب می‌توان بیان کرد که سرعت تعدیل مدل به سمت مقدار تعادلی بلندمدت نسبتاً بالا می‌باشد.

جدول ۸. کشش‌های قیمتی و درآمدی تابع تقاضای صادرات بدون عوامل غیرقیمتی

کشش / دوره زمانی	قیمتی	درآمدی
کوتاه‌مدت	۰/۸۵-	۰/۵۱-
بلندمدت	۰/۲۹	۳-

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ۹. کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات با عوامل غیرقیمتی

کشش / دوره زمانی	قیمتی	درآمدی
کوتاه‌مدت	۰/۱۴	۰/۱۸
بلندمدت	۰/۳۱-	۰/۲۷

مأخذ: محاسبات پژوهش

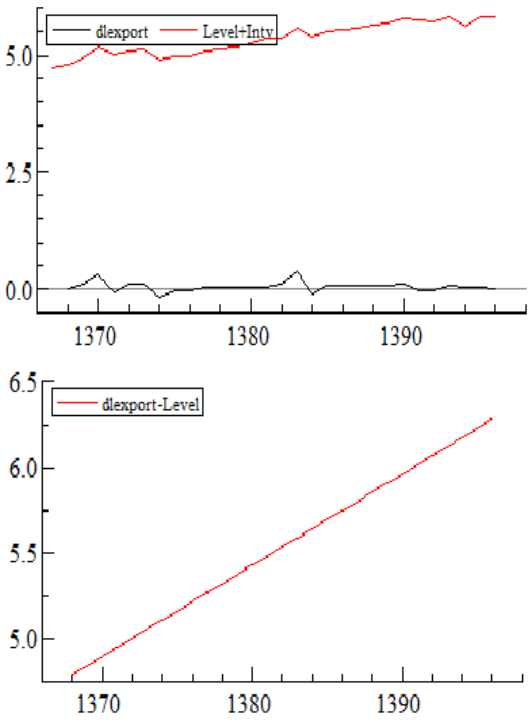
کشش‌های کوتاه‌مدت تقاضای صادرات بیانگر پایین بودن کشش تقاضای صادرات نسبت به تغییر قیمت و درآمد است. مهم‌ترین دلیل حساسیت ناچیز تقاضای صادرات نسبت به این تغییرات، تنش‌های مصرف کنندگان و قراردادهای تجاری در امر صادرات است.

کشش قیمتی تقاضای صادرات با مورد توجه قرار دادن عوامل غیرقیمتی در بلندمدت ۰/۳۱- و در کوتاه‌مدت ۰/۱۴ می‌باشد که اثر منحنی جی را تأیید می‌کنند لیکن این امر در حالتی که عوامل غیرقیمتی مدنظر قرار نگرفته‌اند صدق نمی‌کند. کشش درآمدی تقاضای صادرات با توجه به عوامل غیرقیمتی در کوتاه‌مدت ۰/۱۸ و در بلندمدت ۰/۲۷ بوده و بدون توجه به این عوامل در کوتاه‌مدت ۰/۵۱- و در بلندمدت ۳- می‌باشد. که این تفاوت در میزان و علامت کشش‌های درآمدی با توجه به عوامل غیرقیمتی و بدون مدنظر قرار دادن آنها قابل توجه است. با این وجود میزان کشش برآوردی در هر دو حالت چندان بالا نبوده و تقاضای صادرات غیرنفتی نسبت به نرخ ارز به طور کلی کم کشش است. بنابراین، افق زمانی که یکی از عوامل موثربر مقدار کشش است در مورد تقاضای صادرات غیرنفتی تأثیرگذار نبوده است.

آزمون نرمال بودن باقیمانده‌های کمکی حاکی از معناداری تمام متغیرها از نظر آماری می‌باشد. همانگونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود متغیرهای مداخله‌ای زیادی در معادله تقاضای صادرات غیرنفتی وارد می‌شود که بیانگر شکست‌های ساختاری بسیار در سطح و شیب روند ضمنی تقاضای صادرات بوده و می‌تواند ناشی از عدم توجه کافی و برنامه‌ریزی نامناسب برای توسعه پایدار صادرات غیرنفتی و تمرکز زیاد اقتصاد کشور بر صادرات نفتی باشد.

تشخیص ماهیت روند تقاضای صادرات غیرنفتی دیگر پارامتر بدست آمده از تخمین تابع تقاضا است. روند ضمنی به عنوان یک متغیر جانشین برای بیان اثرات عوامل غیرقابل

مشاهده در نظر گرفته می‌شود و به شیوه فضا حالت مدلسازی می‌گردد. ضرایب برآورد شده حاصل از فیلتر کالمن در جدول ۵ نشان می‌دهد که در معادله تقاضای صادرات مقدار تخمینی ابرپارامترها به صورت $\sigma_{\eta}^{2}=0$ و $\sigma_{\xi}^{2}=0$ است و ماهیت روند از نوع رگرسیون معمولی همراه با جزء عرض از مبدأ و روند می‌باشد.



شکل ۳. نمودار روند ضمنی

نمودار روند ضمنی تقاضای صادرات غیرنفتی در شکل ۳ آورده شده است. ترسیم جزء روند بیانگر این نکته است که روند ضمنی تقاضای صادرات غیرنفتی بطور کلی شیب رو به بالا داشته و تقاضای آن دراین صنعت در طی دوره مورد مطالعه فزاینده است. در نمودار روند تخمین زده شده تقاضای صادرات مشاهده می‌شود که روند ضمنی در طی زمان به صورت خطی حرکت می‌کند بدین معنی که هرچند تقاضای صادرات به طور کلی فزاینده است ولی با نرخ ثابت مانند مدل قطعی مرسوم افزایش می‌یابد. در دوره‌هایی که روند ضمنی صادرات شیب رو به بالا دارد، با فرض ثبات سایر عوامل، منحنی تقاضای آن به سمت راست منتقل شده است. در این دوره‌ها عدم لحاظ روند ضمنی در مدلسازی تقاضای صادرات منجر به برآورد بیشتر از حد کشش تولیدی و برآورد کمتر از حد کشش قیمتی تقاضای صادرات می‌گردد. در دوره‌هایی که روند ضمنی شیب رو به پایین دارد عدم لحاظ روند ضمنی در مدلسازی تقاضا منجر به برآورد کمتر از حد کشش تولیدی و بیشتر از حد کشش قیمتی تقاضای صادرات می‌شود.

در پایان به منظور ارزیابی عوامل اساسی محرک روند تصادفی، روند تصادفی استخراج شده از معادله تقاضای صادرات غیرنفتی ایران (با استفاده از فیلتر کالمن) بر روی متغیرهای غیرقیمتی جهانی سازی اقتصاد (شامل دو شاخص آزادی اقتصادی و باز بودن تجارت)، بهره‌وری عوامل تولید، نوآوری، تجارت الکترونیک و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی برای سال‌های ۱۳۷۴ تا ۱۳۹۶ با روش حداقل مربعات معمولی تخمین زده می‌شود. نتایج این تخمین در جدول شماره ۱۰ بیان شده است.

نتایج حاصل از برآورد که در جدول ۱۰ گزارش شده است حاکی از این است که تمام متغیرها، متغیرهای معناداری در توضیح روند تصادفی می‌باشند که آزادی اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای تأثیر منفی بر روند ضمنی می‌باشند. سایر متغیرها دارای تأثیر مثبت بر روند ضمنی تقاضای صادرات غیرنفتی کشور می‌باشند

جدول ۱۰. ارزیابی روند ضمنی

متغیر	ضریب	انحراف استاندارد	احتمال معناداری
جزء ثابت	۰/۲۹	۰/۰۱	۰/۰۰۰
بهره‌وری عوامل تولید	۰/۰۴	۰/۰۱۶	۰/۰۴۳
باز بودن تجاری	– ۰/۱۸۵	۰/۰۱۸	۰/۰۰۰
آزادی اقتصادی	–۰/۱۱	۰/۰۱۳	۰/۰۰۰
نوآوری	۰/۴۲	۰/۰۳۲	۰/۰۰۰
تجارت الکترونیک	۰/۶۱	۰/۰۳۶	۰/۰۰۰
سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی	–۰/۱۷	۰/۰۱۹	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانگونه که در جدول نتایج مشاهده می‌شود آزادی اقتصادی دارای اثر معنادار و منفی با ضریب اثرگذاری ۰/۱۱ بر صادرات غیرنفتی کشور می‌باشد. در سنجش شاخص آزادی اقتصادی عوامل متعددی در نظر گرفته می‌شود که یکی از آن شاخص‌ها اندازه دولت است که رابطه عکس با این شاخص دارد. اصلی‌ترین مسئله پیش روی آزادی اقتصادی حدود اختیارات و کیفیت مداخله دولت در اقتصاد است. به طور کلی

در حیطه اقتصادی بدین دلیل که مکاتب و اندیشمندان اقتصادی هر کدام وظایف و نقش متفاوتی را برای دولت در نظر می‌گیرند تعریف واحدی از آزادی اقتصادی وجود ندارد. لیکن همه بر این امر که تضمین حقوق مالکیت افراد و حداقل بودن میزان دخالت دولت هسته مرکزی آزادی اقتصادی است تأکید دارند. بنابراین لازمه آزادی اقتصادی کاهش اندازه دولت است. این در حالی است که بخش اعظم فعالیت‌های اقتصادی کشور از طریق بخش دولتی انجام می‌شود و لذا کاهش بخش دولتی کاهش صادرات را در وهله اول در پی خواهد داشت. آزادسازی تجاری دارای اثر منفی با ضریب ۰/۱۸ می‌باشد. کشورهای صنعتی و ثروتمند علی رغم بیان کردن منافع آزاد سازی تجاری و تشویق آن، در بازارهایی که کشورهای در حال توسعه در آنها مزیت دارند با پرداخت یارانه و اعمال تعرفه مانع تراشی می‌کنند. اقدامات این کشورها در مجموع منجر به خروج صنایع کشورهای در حال توسعه از بازار رقابتی و در نتیجه کاهش صادرات این کشورها می‌گردد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای اثر منفی با ضریب ۰/۱۷ بر روند ضمنی تقاضای صادرات می‌باشد. با توجه به شکاف عمیق فناوری میان کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه، سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی یکی از راه‌های مؤثر جهت انتقال فناوری به کشورهای در حال توسعه می‌باشد. سرریزهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی منجر به گسترش و کاربردی کردن نوآوری‌ها در کشورهای در حال توسعه می‌گردد. لیکن سرمایه‌گذاری خارجی در صورتی افزایش رشد اقتصادی و در نتیجه افزایش صادرات را در پی خواهد داشت که همراه با افزایش بهره‌وری و بهره‌مندی از سرریزهای تکنولوژی باشد. با توجه به سطح پایین سرمایه انسانی در کشورهای حوزه خلیج فارس و همچنین به دلیل اینکه سرمایه انسانی موجود در این کشورها با سطح سرمایه انسانی کشورهای پیشرفته و دانش موجود در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای شکاف می‌باشد امکان جذب سرریزهای دانش در این کشورها وجود ندارد.

٦- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه تلاش شد در کنار عوامل اقتصادی مؤثر بر صادرات همانند قیمت و تولید ناخالص داخلی، عوامل غیراقتصادی که قابل مشاهده نیستند نیز بررسی گردند. لذا در راستای این هدف، الگوی تصحیح خطا به صورت مدل سری زمانی ساختاری که توسط هاروی ۱۹۹۷ ارائه شده است، مدل‌سازی شد. الگوی تصحیح خطا امکان بررسی پویایی‌های کوتاه‌مدت در مقابل اثرات بلندمدت را فراهم می‌کند. با مدل‌سازی آن بر اساس الگوهای ساختاری و با معرفی جزء روند امکان بررسی عوامل غیرقابل مشاهده نیز فراهم می‌گردد. در مدل‌های ساختاری روند ضمنی امکان خواهد داشت که به صورت تصادفی حرکت کند. لذا نظر به این که تمرکز اصلی مطالعات پیشین در تحلیل تقاضای صادرات در ایران شناسایی محرک‌های اصلی اقتصادی مانند درآمد و قیمت بوده است، ویژگی مطالعه حاضر نسبت به سایر مطالعات انجام شده در داخل کشور به کارگیری سری زمانی ساختاری و الگو سازی روند اساسی تقاضای صادرات، به عنوان متغیر نامشهود و غیرقابل اندازه‌گیری از طریق مدل فضا- حالت و همچنین مدل‌سازی الگوی تصحیح خطای تک متغیره در چارچوب مدل سری زمانی ساختاری است. بکارگیری این روش اثر عوامل اقتصادی قابل مشاهده (نظیر قیمت و درآمد) و عوامل غیرقابل مشاهده که قابل اندازه‌گیری کمی نیستند لیکن دارای اثر قابل ملاحظه بر تقاضای صادرات می‌باشند را تفکیک می‌نماید. در نتیجه از برآورد اریب کشش‌های قیمتی و درآمدی که راهنمای مهمی برای سیاست‌گذاران در زمینه گسترس صادرات می‌باشند، پرهیز می‌شود. علاوه بر این، در این پژوهش بر خلاف سایر پژوهش‌ها که روند را قطعی تعریف می‌کنند تصادفی یا غیرتصادفی بودن اجزاء را بر اساس داده‌ها و مدل پژوهشی در نظر می‌گیریم که این امر انعطاف بیشتر مدل را در پی خواهد داشت. در این پژوهش تابع صادرات بر اساس آماره نسبت راستنمایی و معناداری ضرایب و با در نظر گرفتن متغیرهای مداخله‌ای مناسب از نوع رگرسیون معمولی با جزء ثابت و روند زمانی انتخاب شده است.

نتایج حاکی از تفاوت معنادار کشش‌ها در حالت تخمین تابع تقاضای صادرات با وجود عوامل غیرقیمتی و بدون ارزیابی این عوامل می‌باشد. لذا نادیده گرفتن این عوامل در برآورد تابع تقاضای صادرات منجر به پوشش اثر عوامل غیرقیمتی به وسیله عوامل قیمتی و در نتیجه اریب در برآورد کشش‌ها می‌گردد. ارقام مربوط به کشش قیمتی صادرات غیرنفتی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت پایین است و این مسئله گویای این واقعیت است که سیاست تعدیل نرخ ارز تأثیر چندانی در

افزایش تقاضای صادرات ندارد.

در ادامه نتایج تحلیل جزء روند حاکی از آن بود که تمام عوامل غیرقابل مشاهده مورد بررسی دارای اثر معنادار بر تابع صادرات می‌باشند. اثر آزادی اقتصادی، آزادسازی تجاری و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر روند ضمنی منفی و اثر سایر عوامل غیرقابل مشاهده مثبت بود. در سنجش شاخص آزادی اقتصادی عوامل متعددی در نظر گرفته می‌شود که یکی از آن شاخص‌ها اندازه دولت است که رابطه عکس با این شاخص دارد. لازمه آزادی اقتصادی کاهش اندازه دولت است. این در حالی است که بخش اعظم فعالیت‌های اقتصادی کشور از طریق بخش دولتی انجام می‌شود و لذا کاهش بخش دولتی، کاهش صادرات را در وهله اول در پی خواهد داشت. بخش عمده صادرات غیرنفتی کشور را صادرات کالاهای سنتی تشکیل داده و سهم صادرات کالاهای صنعتی در صادرات غیرنفتی کشور محدود می‌باشد. کشورهای صنعتی و ثروتمند علی رغم بیان کردن منافع آزاد سازی تجاری و تشویق آن، در بازارهایی که کشورهای در حال توسعه در آنها مزیت دارند با پرداخت یارانه و اعمال تعرفه مانع تراشی می‌کنند. این کشورها از یک سو با بستن تعرفه متناسب با فرآوری، کشورهای در حال توسعه را وادار به صادرات محصولات با فنآوری پایین و سنتی می‌کنند. و از سوی دیگر به محصولات تولیدی کشورهای خود که کشورهای فقیر در آنها مزیت نسبی دارند و عمدتاً محصولات سنتی می‌باشند، به منظور کاهش توان رقابتی این محصولات یارانه پرداخت می‌کنند. با توجه به پایین بودن توان رقابتی تولیدات کشورهای در حال توسعه در صحنه جهانی، این اقدامات در مجموع خروج این صنایع از بازار و در نتیجه کاهش تولید و صادرات و روی آوردن به واردات را در پی دارد.

سرمایه‌گذاری خارجی در صورتی افزایش رشد اقتصادی و در نتیجه افزایش صادرات را در پی خواهد داشت که همراه با افزایش بهره‌وری و بهره‌مندی از سرریزهای تکنولوژی باشد. با توجه به سطح پایین سرمایه انسانی در کشورهای حوزه خلیج فارس و همچنین بدین دلیل که سرمایه انسانی موجود در این کشورها با سطح سرمایه انسانی کشورهای پیشرفته و دانش موجود در سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارای شکاف می‌باشد امکان جذب سرریزهای دانش در این کشورها وجود ندارد (نگهداری، ۱۳۹۳: ۶۷). توصیه‌های سیاستی زیر می‌توانند در ارتقای تقاضای صادرات کشور کارگشا باشند:

– اقتصاد ایران به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام به شدت وابسته بوده که با توجه به نرخ رشد نسبتاً بالای جمعیت بخش زیادی از درآمدهای ارزی به دلیل اختصاص به واردات کالاهای مصرفی از جریان سرمایه‌گذاری خارج می‌گردد، تداوم این وضعیت و خروج مستمر ارز توان سرمایه‌گذاری برای تولید کالاها و خدمات را کاهش می‌دهد. با توجه به اینکه، استفاده از منابع خارجی به دلیل فراهم نبودن بسترهای لازم دارای چشم‌انداز روشنی نمی‌باشد، راهکار عمده جهت افزایش تولید، ارتقای سطح بهره‌وری است. با ارتقای بهره‌وری می‌توان محصولاتی با کیفیت برتر و قیمت کمتر تولید و زمینه‌های لازم جهت ورود قدرتمند به بازارهای جهانی و افزایش میزان تقاضای صادرات را فراهم نمود.

– با توجه به اینکه ضریب اثرگذاری تجارت الکترونیک بر صادرات غیرنفتی مثبت و معنادار است، ضروری است که در کشور سرمایه‌گذاری در زمینه تکنولوژی اطلاعات و ارتباطات گسترش یابد. در این راستا فراهم سازی زیرساخت‌های فنی لازم به منظور اجرای برنامه‌های راهبردی فناوری اطلاعات و تجارت الکترونیک و همچنین ایجاد همسویی بین این برنامه‌ها از جمله مواردی است که باید مدنظر قرار گیرد.

– با توجه به نقش مهم سرمایه انسانی در جذب سرریزهای دانش ناشی از ورود سرمایه، راهکار پیشنهادی در این زمینه سرمایه‌گذاری در آموزش عالی به منظور تربیت افراد متخصص با مدنظر قرار دادن نیاز صنعت و اقتصاد کشور می‌باشد. این نوع سرمایه‌گذاری با ارتقای مهارت‌ها، دانش و توان حرفه‌ای و مدیریتی کمک شایانی به افزایش رشد اقتصادی می‌کند و از اتلاف منابع چه منابع داخلی صرف شده در زمینه آموزش بدون توجه به نیازهای کشور و چه منابع خارجی ناشی از ورود سرمایه‌گذاری خارجی جلوگیری می‌کند.

منابع

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

آزاد اسلامی، خوراسگان، ایران.

اسماعیل‌پور، ئاسو؛ اسدزاده، احمد؛ شکری، مصطفی و ذوالقدر حمید (۱۳۹۶). "تحلیل تأثیر یارانه بیمه صادراتی بر صادرات غیر نفتی با استفاده از رگرسیون فازی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۱۲-۹۹.

دادگر، یداله و ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۸۲). "شاخص‌های جهانی شدن اقتصاد و موقعیت ایران". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۲۹، ۱۳۵-۱۰۳.

دهقان شبانی، زهرا و آفرینش‌فر، سعیده (۱۳۹۳). "تحلیل تأثیر فضای کسب و کار بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران و چند کشور منتخب". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال بیستم، شماره ۶۲، ۳۰-۱.

شاکری، عباس (۱۳۸۳). "عوامل تعیین کننده صادرات غیرنفتی ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۵۰-۲۳.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ دهقانی احمدآباد، هانی و میرزا بابازاده، سهیلا (۱۳۸۸). "تأثیر عوامل نهادی بر صادرات غیرنفتی کشورهای اسلامی عضو گروه D8". *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره‌های ۱۷ و ۱۸، ۱۱۸-۹۷.

شاه‌آبادی، ابوالفضل؛ سلمانی، یونس و ولی‌نیا، آرش (۱۳۹۴). "بهبود اثرات بهبود فضای کسب و کار بر صادرات و سرمایه‌گذاری خارجی (مطالعه موردی کشورهای منتخب گروه G77)". *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۰، ۵۹- ۴۷.

شهنازی، روح اله و دهقان شبانی، زهرا (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر فضای کسب و کار بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۴۲، ۱۸۵-۱۶۱.

شیرانی‌فخر، زهره و خوش اخلاق، رحمان (۱۳۹۶). "برآورد تابع تقاضای انرژی در زیربخش‌های صنعت ایران برای اقلیم‌های گوناگون (مطالعه موردی زیربخش صنایع نساجی، پوشاک و چرم)". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال پنجم، شماره ۲۰، ۱۸۵-۱۱۵.

کازرونی، علیرضا و فشاری، مجید (۱۳۸۷). "تأثیر شاخص‌های رقابتی قیمتی و غیرقیمتی بر صادرات زیربخش‌های صنعتی کشور (۸۲-۱۳۷۷)". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، دوره پنجم، شماره ۱، ۴۶-۲۷.

کازرونی، علیرضا و نصیب پرست، سیما (۱۳۹۳). "عوامل تعیین کننده صادرات در کشورهای در حال توسعه: رویکرد اقتصادسنجی بیزینی". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، سال نوزدهم، شماره ۴، ۶۳-۳۵.

کیمیایی، فاطمه و ارباب افضلی، محمد (۱۳۹۵). "تأثیر حکمرانی و عوامل اقتصاد دانش‌بنیان بر صادرات اقتصادهای نوظهور". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱۳، ۱۱۶-۹۵.

لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ دهقانیان، سیاوش و آذرین فر، یداله (۱۳۸۶). "بررسی ارتباط بین بهره‌وری، تولید و صادرات کشاورزی و تأثیر بی‌ثباتی آن بر رشد بخش کشاورزی". *نشریه علوم و صنایع کشاورزی*، دوره ۲۱، شماره ۲، ۴۵-۳۷.

محمدزاده اصل، ناهید و محمدی، فرناز (۱۳۹۱). "بررسی عوامل مؤثر بر صادرات غیرنفتی ایران با تأکید بر جهانی سازی". *نشریه اقتصاد مالی*، دوره ششم، شماره ۲۱، ۳۰-۷.

مهدیلو، علی؛ اصغرپور، حسین و برقی اسکویی، محمد مهدی (۱۳۹۶). "برآورد اثرات متقابل میان صادرات غیرنفتی و رشد اقتصادی از کانال تقویت کمّی و کیفی نهاده ها؛ رهیافت MS-VAR". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۸، ۳۲-۱۷.

نگهداری، ابراهیم (۱۳۹۳). "نقش سرمایه انسانی در اثر بخشی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر رشد اقتصاد کشورهای حوزه خلیج فارس". *فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان*، سال دوم، شماره پنجم،۷۵-۶۷.

هادی اصل سرای، محرم (۱۳۹۳). "اثر نا اطمینانی نرخ ارز روی صادرات غیرنفتی ایران". پایان نامه کارشناسی ارشد، چاپ نشده، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران.

هراتی، جواد؛ بهراد امین، مهدی و کهرازه، ساناز (۱۳۹۳). "بررسی عوامل مؤثر بر صادرات ایران (کاربرد الگوی جاذبه)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره دوم، شماره ۲۱، ۴۶-۲۹.

Abe, K. & Wilson, J. S. (2008). "Governance, Corruption, and Trade in the Asia Pacific

Region". *The World Bank*.

Algieri, B. (2015). "Price and Non-Price Competitiveness in Export Demand. Empirical evidence from Italy". *Empirica*, *42*(1), 157-183.

Algieri, B., Aquino, A. & Mannarino, L. (2018). "Non-Price Competitiveness and Financial Drivers of Exports: Evidences from Italian Regions". *Italian Economic Journal*, *4*(1), 107-133.

Ang, J. B., Madsen, J. B. & Robertson, P. E. (2015). "Export Performance of the Asian Miracle Economies: The Role of Innovation and Product Variety". *Canadian Journal of Economics/ Revue canadienne d'économique*, 48(1), 273-309.

Ali, A. N. (1998). "Globalization, its Impact on the Economies of OIC Countries and the Role of the Private Sector". *Journal of Economic Cooperation among Islamic Countries,* 19(1), 153-169.

Beenstock, M. & Willcocks, P. (1981). "Energy Consumption and Economic Activity in Industrialized Countries: The Dynamic Aggregate Time Series Relationship". *Energy Economics*, 3(4), 225-232.

Buxton, T., Mayes, D., & Murfin, A. (1991). "UK Trade Performance and R&D". *Economics of innovation and New Technology,* 1(3), 243-256.

Crabbé, K. & Beine, M. A. (2009). "Trade, institutions and export specialization", Catholic University of Leuven.

Demmel, M. C., Máñez, J. A., Rochina-Barrachina, M. E. & Sanchis-Llopis, J. A. (2017). "Product and Process Innovation and Total Factor Productivity: Evidence for Manufacturing in four Latin American Countries". *Review of Development Economics*, 21(4), 1341-1363.

Dimitropoulos, J., Hunt, L. C. & Judge, G. (2005). "Estimating Underlying Energy Demand Trends Using UK Annual Data". *Applied Economics Letters*, 12(4), 239-244.

Engle, R. F. & Granger, C. W. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica". *Journal of the Econometric Society*, 55(2), 251-276.

Harvey, A. (1997). "Trends, Cycles and Autoregressions". *The Economic Journal*, 107(440), 192-201.

Harvey, A. C. (1990). "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter". *Cambridge University Press*.

Harvey, A. C., Henry, S. G. B., Peters, S. & Wren-Lewis, S. (1986). "Stochastic Trends in Dynamic Regression Models: An Application to the Employment-Output Equation". *The Economic Journal,* 96(384), 975-985.

Harvey, A. C. (1990). "Forecasting, structural time series models and the Kalman filter" (Cambridge university press, Cambridge).

Hunt, L. C. & Witt, R. (1995). "An Analysis of UK Energy Demand Using Multivariate Cointegration".

Hunt, L. C., Judge, G. & Ninomiya, Y. (2000). "Modelling Technical Progress: An Application of the Stochastic Trend Model to UK Energy Demand". *Guildford: Surrey Energy Economics Centre.*

Hunt, L. C., Judge, G. & Ninomiya, Y. (2003). "Energy Price-And Income-Elasticities of Demand: Some Estimates for the UK Using the Cointegration Procedure". Scottish Journal of Political Economy, 36(2), 183-193.

Hunt, L. C. & Witt, R. (1995). "An analysis of UK Energy Demand Using Multivariate Cointegration". Surrey Energy Economics Centre.

Jansen, W. J. & Schulze, G. G. (1996). "Theory-Based Measurement of the Saving-Investment Correlation with an Application to Norway". *Economic Inquiry*, 34(1), 116-132.

Jansen, W. J. (1996). "Estimating Saving-Investment Correlations: Evidence for OECD Countries Based on an Error Correction Model". *Journal of International Money and Finance*, 15(5), 749-781.

Kouris, G. (1983). "Energy consumption and economic activity in industrialised economies a note". Energy economics, 5(3), 207-212.

Levchenko, A. A. (2007). "Institutional Quality and International Trade". *The Review of Economic Studies*, 74(3), 791-819.

Mah, J. S. (2003). "A Note on Globalization and Income Distribution the Case of Korea, 1975–1995". *Journal of Asian Economics*, 14(1), 157-164.

Mansell, R. (2001). "Digital Opportunities and the Missing Link for Developing Countries". *Oxford Review of Economic Policy*, 17(2), 282-295.

Phillips, P. C. (1994). Some Exact Distribution Theory for Maximum Likelihood Estimators of Cointegrating Coefficients in Error Correction Models". *Econometrica-Evanston ILL*, 62, 73-73.

Strazicich, M. C., Lee, J. & Day, E. (2004). "Are Incomes Converging among OECD Countries? Time Series Evidence with Two Structural Breaks". J*ournal of Macroeconomics*, 26(1), 131-145.

Thangamani, B. (2016). "The Determinants of Export Performance: The Case of Sri Lanka". *International Research Journal of Social Sciences*, 5(8), 8-13.

Verheyen, F. (2015). "The Role of Non-Price Determinants for Export Demand". *International Economics and Economic Policy,* 12(1), 107-125.

Welsch, H. (1989). The Reliability of Aggregate Energy Demand Functions: an Application of Statistical Specification Error Tests". *Energy Economics*, 11(4), 285-292.

Zayani, R. & Helali, K. (2016). "An Export Demand Equation Estimation for Tunisia through an Unobservable Component Model". *International Journal of Business Competition and Growth,* 5(4), 192-208.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۷۶-۵۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (57-76)

سیاست افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و تأثیر آن بر اقتصاد ایران با رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی- دوره زمانی ۱۳۹٤-۱۳۵۷

اسماعیل ترکمنی[۱]، *محمد حسن فطرس[۲]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
۲. استاد دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۱۱ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۲٤)

The Policy of Increasing Public Investment in Iran: A DSGE Approach

Esmael Torkamani[1], *Mohammad Hassan Fotros[2]
1. Ph.D. Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
2. Professor of Economics, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
(**Received:** 2/Dec/2018 **Accepted:** 13/April/2019)

چکیده:
تبدیل عواید حاصل از منابع طبیعی به دستاوردهای توسعه، چالش‌هایی برای کشورهای صاحب منابع در پی داشته است. این چالش‌ها ناشی از این واقعیت‌اند که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی تمام‌شدنی، بی‌ثبات و با نااطمینانی همراهند. بسیاری از کشورها برای جلوگیری از نوسانات اقتصادی، رویکردها و ابزارهایی برای مدیریت این درآمدها اتخاذ کرده‌اند. پیشنهاد سازمان‌های بین‌المللی و کارشناسان اقتصادی، تنوع بخشی به درآمدهای منابع در قالب رویکردهای مختلف سرمایه‌گذاری عمومی است. در این راستا مطالعه حاضر، سیاست افزایش سرمایه‌گذاری عمومی در ایران به عنوان یک اقتصاد صاحب منابع را در قالب سه رویکرد تدریجی، تهاجمی و محافظه‌کارانه با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی برای دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ ارزیابی می‌کند. نتایج مطالعه نشان دادند که درپی یک تکانه درآمد نفتی، وضعیت متغیرهای اقتصادی در رویکرد افزایش تدریجی در مقایسه با دو رویکرد دیگر وضعیت بهتری دارند. در رویکرد افزایش تدریجی علاوه بر افزایش تولید و مصرف، بدهی‌های عمومی نیز کاهش می‌یابند.

واژه‌های کلیدی: سرمایه‌گذاری عمومی، درآمد نفتی، کارآیی سرمایه‌گذاری عمومی، الگو DSGE.
طبقه‌بندی JEL: E22، E62، Q32.

Abstract:
The use of natural resource revenues for achievement of development has been a challenging issue for resource abound countries. These a challenging stem from the fact that incomes from natural resources are non-durable, unpredictable and uncertain. Many countries have pursued approaches and tools for managing these revenues to prevent economic fluctuations. The international organizations and economic experts propose a diversification into resource revenues in the form of different approaches for public investment. The present study evaluates the policy of increasing public investment in Iran in the form of three gradual, aggressive and conservative approaches for the period of 1978-2015 using a dynamic stochastic general equilibrium method. The results showed that after an oil revenue shock, the status of economic variables in the gradual increase approach is better than the other two approaches. In a gradual approach, in addition to increasing GDP and private and public consumption, public debt is also declining.

Keywords: Public Investment, Oil Revenue, Public Investment Efficiency, DSGE Model.
JEL: E22, E62, Q32.

* **نویسنده مسئول:** محمد حسن فطرس
E-mail: fotros@basu.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammad Hassan Fotros

۱- مقدمه

توافق گسترده‌ای وجود دارد که افزایش سرمایه‌گذاری، به‌ویژه در زیرساخت‌ها برای دستیابی به رشد پایدار ضروری است (پورشهابی و اسفندیاری، ۱۳۹۶: ۱۲۰). پروژه هزاره سازمان ملل متحد (۲۰۰۵) تأکید می‌کند که برای رهایی از دام فقر و دستیابی به اهداف توسعه، کشورها نیازمند یک استراتژی فشار بزرگ در سرمایه‌گذاری عمومی هستند (دلیری، ۱۳۹۶: ۹۰). این گزارش استدلال می‌کند، برای آنکه همه کشورها بتوانند به اهداف توسعه هزاره برسند، باید اولویت‌های سرمایه‌گذاری عمومی را شناسایی کنند (ساچز[1]، ۲۰۰۵: ۲۴). در این میان، کشورهایی که با فراوانی منابع طبیعی روبه‌رویند برای تأمین مالی سرمایه‌گذاری عمومی از عواید حاصل از منابع طبیعی استفاده می‌کنند (طهرانچیان، ۱۳۹۶: ۱۰۰). به‌عبارت دیگر، منبع اصلی تأمین مالی در بسیاری از اقتصادهایی که با کمیابی سرمایه روبرویند، عواید ناشی از بهره‌برداری منابع طبیعی است. اما تبدیل این عواید به دستاوردهای توسعه چالش‌هایی برای کشورهای صاحب منابع در پی داشته است. این چالش‌ها از این واقعیت ناشی می‌شوند که درآمدهای حاصل از منابع طبیعی تمام شدنی، بی‌ثبات و با نااطمینانی همراه هستند.

بنابراین، بسیاری از کشورها رویکردها و ابزارهایی برای مدیریت درآمد منابع دنبال کردند. برخی از کشورها به این درآمد نگاه مصرفی و برخی دیگر به‌عنوان سرمایه به آن نگاه می‌کنند. تجزیه و تحلیل اقتصادی درآمد منابع طبیعی منجر به این سؤال شد که، درآمد منابع چه زمانی باید مصرف و چه زمانی پس‌انداز، و اگر پس‌انداز می‌شود در چه چارچوبی این کار باید انجام شود. تجزیه و تحلیل استاندارد از این سؤال (همانند آنچه توسط دیویس و همکاران[2] (۲۰۰۱) و بارنت و اوزاسکی[3] (۲۰۰۳) ارائه شده است) مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی[4] (PIH) است که درآمد حاصل از منابع را مانند ثروت در نظر می‌گیرد و مصرف از محل این ثروت را در طول زمان هموار می‌کند. مطمئناً بسیاری از کشورهای در حال توسعه پس‌انداز پایینی از درآمد منابع را انجام می‌دهند و رویکرد مبتنی بر PIH برای کشورهای در حال توسعه نامناسب است، چون یکی از ویژگی‌های کلیدی کشورهای در حال توسعه کمبود سرمایه، شامل کمبود سرمایه عمومی است. علاوه بر کمبود سرمایه، کشورهای در حال توسعه نیاز مبرم به کاهش فقر دارند و این نشان می‌دهد که درآمد منابع باید برای افزایش مصرف نسل فعلی نیز مورد استفاده قرار گیرد.

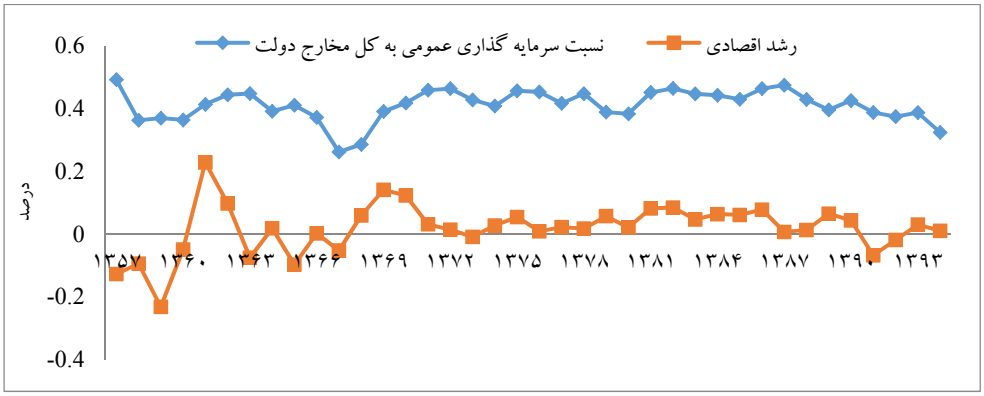
یکی از رویکردهایی که در خصوص نحوه مصرف درآمدهای حاصل از عواید منابع طبیعی در کشورهای در حال توسعه می‌توان دنبال کرد رویکرد افزایش سرمایه‌گذاری عمومی است. سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند به پرکردن شکاف‌های زیربنایی کمک کند و تأثیر مثبتی بر بهره‌وری و به تبع آن بر رشد و توسعه اقتصادی داشته باشد. با این حال، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی دارای محدودیت‌هایی است، اگر سرمایه‌گذاری عمومی به سرعت افزایش یابد سطح بدهی عمومی به میزان قابل توجهی افزایش یافته، ممکن است اقتصاد را بی‌ثبات سازد. علاوه بر این، اگر سرمایه‌گذاری عمومی بیش از حد سریع باشد، به دلیل محدودیت ظرفیت جذب، به احتمال زیاد میزان ناکارآمدی آن افزایش می‌یابد و از این مسیر بخش بزرگی از هزینه‌های سرمایه‌گذاری از بین می‌رود.

اقتصاد ایران نیز به دلیل وابستگی ساختاری به درآمدهای حاصل از تولید و صدور نفت و گاز، همواره با چالش‌های مدیریت درآمد ناشی از منابع طبیعی مواجه بوده است. همچنین، منبع عمده درآمدهای دولت طی ادوار مختلف نیز درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز بوده است، به طوری‌که در برنامه‌های اول، دوم، سوم، چهارم و پنجم توسعه، سهم درآمدهای نفتی از کل درآمدهای دولت به ترتیب ۵۶/۷، ۵۷/۲، ۵۹/۴، ۴۱/۲ و ۴۲/۵ درصد بوده است که این وابستگی ساختاری بودجه دولت به درآمدهای نفتی، مدیریت این درآمدها را با چالش عدیده‌ای مواجه می‌کند (غیبی هاشم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۴). افزایش درآمدهای نفتی در اقتصاد ایران به‌جای اینکه باعث بهبود عملکرد اقتصادی و رشد اقتصادی بالاتر شود دارای اثرات منفی بر عملکرد اقتصادی و باعث بیماری هلندی در اقتصاد ایران شده است که از نشانه‌های این بیماری در اقتصاد ایران می‌توان به کاهش نرخ ارز حقیقی، تقویت ارزش پول ملی، افزایش واردات، افزایش سطح قیمت‌ها در بخش غیرقابل مبادله و کاهش تولید در بخش قابل مبادله به دنبال افزایش درآمدهای نفتی اشاره کرد که این پدیده ناشی از مدیریت نامناسب درآمدهای نفتی در کشور است (حسین‌زاده یوسف‌آباد و همکاران، ۱۳۹۶: ۴). نسبت مخارج سرمایه‌گذاری عمومی به کل مخارج دولت و رشد اقتصادی طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۴ در نمودار (۱) نشان داده شده است.

همان‌طور که در نمودار (۱) مشاهده می‌شود در اکثر

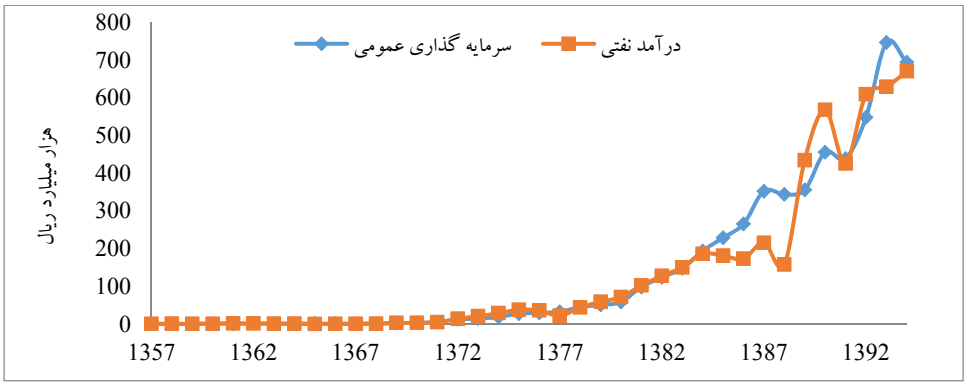
1. Sachs (2005)
2. Davis et al. (2001)
3. Barnett & Ossowski (2003)
4. Permanent Income Hypothesis

سال‌هایی که سهم سرمایه‌گذاری عمومی از مخارج دولت افزایش یافته، رشد اقتصادی نیز افزایش می‌یابد. منبع اصلی تأمین مالی سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای نفتی مانند ایران، درآمدهای نفتی است. در نمودار (۲) روند درآمدهای نفتی و سرمایه‌گذاری عمومی طی دوره ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۴ نشان داده شده است.



نمودار ۱. نسبت مخارج سرمایه‌گذاری عمومی به کل مخارج دولت و رشد اقتصادی

مأخذ: بانک مرکزی، حساب‌های ملی



نمودار ۲. سرمایه‌گذاری عمومی و درآمدهای نفتی

مأخذ: بانک مرکزی، حساب‌های ملی

با مشاهد نمودار (۲) مشخص می‌شود بین روند این دو متغیر هماهنگی و تطابق زیادی وجود دارد. این موضوع نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری بخش عمومی در ایران، همسو با درآمدهای نفتی است، به طوری که در سال‌هایی که درآمدهای نفتی افزایش داشته، سرمایه‌گذاری بخش عمومی نیز افزایش یافته و در سال‌هایی که این درآمدها کاهش یافته‌اند، سرمایه‌گذاری بخش عمومی نیز کاهش یافته است. بنابراین با توجه به توضیحات بالا، نحوه مدیریت درآمدهای منابع طبیعی در چارچوب سیاست افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و تأثیر آن بر اقتصاد ایران حائز اهمیت است. مسئله اصلی این مطالعه طراحی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ارزیابی تأثیر افزایش سرمایه‌گذاری عمومی در قالب رویکردهای محافظه‌کارانه[1]، تدریجی[2] و تهاجمی[3] بر اقتصاد ایران است. سازماندهی مقاله چنان است که در ادامه و در بخش دوم، ادبیات موضوع بیان خواهد شد. بخش سوم، به معرفی الگو تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران می‌پردازد. بخش چهارم، کالیبراسیون و تجزیه و تحلیل الگو را مورد بحث قرار می‌دهد. بحث و نتیجه‌گیری در بخش پنجم گزارش شده است.

۲- ادبیات موضوع

نظریه سنتی کینزی بیان می‌کند، سرمایه‌گذاری عمومی به عنوان بخشی از تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی را افزیش

1. Conservative
2. Gradual
3. Aggressive

می‌دهد. افزایش سرمایه‌گذاری عمومی به رشد اقتصادی کمک و از طریق فراهم ساختن زیرساخت‌های بیشتر و ایجاد کالاهای عمومی مکمل می‌تواند به طور مؤثر محیط سرمایه‌گذاری را برای بخش خصوصی بهبود بخشد. برخی از اقتصاددانان توسعه، نظیر لوئیس، روستو و نورکس، بر این باورند که عمده‌ترین عامل محدود کننده رشد اقتصادی کمبود سرمایه است و عواید حاصل از منابع طبیعی می‌تواند این کمبود را جبران کند. روزنشتاین- رودن[1] در سال‌های ۱۹۴۳ و ۱۹۶۱ و همچنین مورفی و همکاران[2] (۱۹۸۹) با استفاده از نظریه فشار بزرگ بیان کردند که کشورهای فقیر به منظور خارج شدن از دایره فقر نیازمند تکانه‌های بزرگی هستند و عواید حاصل از منابع طبیعی می‌تواند ارز خارجی و سرمایه لازم را در اختیار این کشورها قرار دهد و تکانه لازم را فراهم آورد (حسینی نسب و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۷۵).

سرمایه‌گذاری عمومی از دو طریق بر اقتصاد اثرگذار است: اول، سرمایه‌گذاری عمومی مشابه سایر مخارج دولت در کوتاه‌مدت، تولید و اشتغال کل را از طریق ضریب تکاثر مالی کوتاه‌مدت تغییر می‌دهد. اندازه تأثیرگذاری به شرایط اقتصادی بستگی دارد (آیوربچ و گوردینچینکو[3]، ۲۰۱۳: ۹). همچنین ممکن است به دلیل ایجاد زیرساخت‌های لازم موجب تقویت سرمایه‌گذاری خصوصی شود. دوم، سرمایه‌گذاری عمومی در بلندمدت روی عرضه کل تأثیر می‌گذارد، به‌طوری که با افزایش موجودی سرمایه زیرساختی، ظرفیت تولیدی اقتصاد افزایش می‌یابد. برای تعیین اثر طرف عرضه، از کارآیی سرمایه‌گذاری می‌توان استفاده کرد؛ و عدم کارآیی در مواردی مانند انتخاب طرح، پیاده‌سازی و نظارت باعث می‌شود که بخش کوچکی از سرمایه‌گذاری عمومی تبدیل به زیرساخت‌های تولیدی شود و منافع بلندمدت را محدود سازد (کاسیلی[4]، ۲۰۰۵: ۴۰).

از لحاظ نظری، عواید حاصل از منابع طبیعی می‌تواند با تأمین مالی سرمایه‌گذاری عمومی در زیر ساخت‌ها و سرمایه انسانی، کمک سریع‌تری به رشد و توسعه در بسیاری از کشورها کند. علاوه بر این، عواید ناشی از منابع طبیعی می‌تواند به عنوان تضمینی برای استقراض از داخل و خارج باشد و امکان ایجاد سرمایه عمومی را حتی قبل از ورود درآمد واقعی فراهم کند. با فراهم کردن این تأمین مالی، درآمد حاصل از منابع می‌تواند به هموار کردن اثرات جایگزینی از مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی که به‌دنبال افزایش سرمایه‌گذاری عمومی است، کمک نماید. از طریق هموار کردن این اثرات جایگزینی، درآمد حاصل از منابع از رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاری عمومی و تولید حمایت می‌کند. بررسی ارتباط نظری بین سرمایه‌گذاری عمومی، تولید و رشد به مطالعه ارو و کروز[5] (۱۹۷۰) مربوط می‌شود که با استفاده از الگوی رشد نئوکلاسیک یک بخشی موضوع را بررسی کردند. با کار بارو[6] (۱۹۹۰) در زمینه الگو رشد درون‌زا ادبیات گسترده‌ای در این خصوص ایجاد شد. الگو اصلی بارو، مخارج دولتی را به‌عنوان یک نهاده در تابع تولید معرفی کرد، اما بسیاری از مطالعات بعدی همانند فتاگامی و همکاران[7] (۱۹۹۳)، گلوم و همکاران[8] (۱۹۹۴)، تورنوسکی[9] (۲۰۰۴) و آگنور[10] (۲۰۰۸) مخارج دولتی را به شکل سرمایه عمومی معرفی کرده‌اند که همراه با سرمایه خصوصی به تدریج انباشته و مستهلک می‌شود. آگنور (۲۰۱۲: ۲۹۷) چندین کانال که افزایش در سرمایه عمومی ممکن است رشد را تحت تأثیر قرار دهد را مشخص می‌کند، از جمله در ارتباط با بهره‌وری مثبت و اثرات صرفه‌جویی در هزینه، سرمایه عمومی بیشتر، باعث افزایش بهره‌وری نیروی کار و سرمایه خصوصی و کاهش هزینه‌های واحد می‌شود. کانال‌های دیگر شامل:

۱- اثر مکمل در سرمایه خصوصی، جایی که سرمایه عمومی بیشتر میزان بازدهی سرمایه خصوصی را افزایش می‌دهد؛

۲- اثر برون‌رانی[11] (یا اثر محدود کننده)، زمانی رخ می‌دهد که افزایش سرمایه عمومی نیاز به تأمین مالی داخلی دارد و بنابراین، جانشین سرمایه‌گذاری خصوصی می‌شود.

۳- اثر نیروی هلندی[12]، که در آن سرمایه عمومی بالاتر می‌تواند بهره‌وری کل عوامل را از طریق اثرات خارجی یادگیری حین کار افزایش دهد (ملینا و همکاران[13]، ۲۰۱۴: ۳).

با این حال، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای در

1. Rosenstein-Rodan
2. Murphy et al. (1989)
3. Auerbach & Gorodinchienko (2013)
4. Caselli (2005)

5. Arrow & Kurz (1970)
6. Barro (1990)
7. Futagami et al. (1993)
8. Glomm et al. (1994)
9. Turnovsky (2004)
10. Agenor (2008)
11. Crowding-Out
12. Dutch Vigor

نیروی هلندی به اثرات خارجی یادگیری حین انجام کار (Learning-by-doing) در بخش کالاهای قابل مبادله اشاره دارد، که درآن سرمایه عمومی می‌تواند باعث ایجاد اثرات خارجی یادگیری حین انجام کار شده و موجب افزایش بهره‌وری عوامل تولید و رشد اقتصادی شود (برگ و همکاران، ۲۰۱۰: ۲۸).

13. Melina et al. (2014)

حال توسعه، همیشه نمی‌تواند رشد را افزایش دهد. بازده پایین سرمایه‌گذاری عمومی و محدودیت‌های ظرفیت جذب آنها، می‌توانند به‌طور قابل توجه منافع سرمایه‌گذاری عمومی را کاهش دهد (برگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۹۴ و ون‌در پلوگ[1]، ۲۰۱۲: ۵۰۹). در کشورهای غنی از منابع، بهره‌برداری از عواید منابع طبیعی در داخل کشور ممکن است به بیماری هلندی منجر شود (ون‌در پلوگ و ونیبلز[2]، ۲۰۱۳: ۲۳۰). همچنین در عمل منابع طبیعی چالش‌های دیگری را برای کشورهای صاحب منابع به ارمغان آورد. پدیده "نفرین منابع" یکی از آنها است؛ یعنی، کشورهایی که با فراوانی منابع طبیعی مواجه هستند، رشد اقتصای پایین‌تری نسبت به سایر کشورهای مشابه بدون منابع تجربه می‌کنند (ساچز و وارنر[3]، ۱۹۹۵: ۲ و ۱۹۹۹: ۴۴). چندین دلیل ممکن است این پدیده را توضیح دهند، از جمله نوسانات قیمت کالاها همراه با سوء مدیریت بدهی‌ها و سرمایه‌گذاری‌های عمومی. مورد بعدی درآمد حاصل از این منابع است که:

۱- درآمد منابع بی‌ثبات و نامطمئن‌اند، به این دلیل که قیمت منابع، نوسان‌پذیر و غیر قابل پیش‌بینی است. همچنین اندازه ذخایر منابع، حجم تولید، هزینه‌های آینده، تغییرات احتمالی در رژیم‌های مالی آینده و نوسانات نرخ ارز، درآمد منابع را نامطمئن و موجب عدم اطمینان در مورد جریان نقدی و ثروت دولت و در نهایت پیچیدگی استفاده کارآمد از منابع عمومی و مدیریت درآمدها می‌شود، به‌ویژه هنگامی که این درآمدها سهم بزرگی از کل درآمد دولت را تشکیل می‌دهد.

۲- درآمد منابع پایان‌پذیرند، این موضوع کشورهایی را که به شدت به درآمدهای منابع طبیعی ونفت وابسته هستند در خصوص پایداری مالی بلندمدت و نحوه تخصیص دارایی‌ها دچار مشکل می‌کند.

۳- درآمد منابع عمدتاً از خارج کشور است، از این‌رو استفاده مالی آن می‌تواند پیامدهایی برای اقتصاد داخل، رقابت‌پذیری و ثبات اقتصاد کلان داشته باشد. تأثیر افزایش ناگهانی قیمت منابع به‌طور معمول از طریق سیاست مالی به داخل کشور منتقل می‌شود، که می‌تواند باعث افزایش ارزش پول ملی و در نتیجه مانع سرمایه‌گذاری در بخش‌های غیر مرتبط با منابع شود.

۴- بهره‌برداری از منابع تجدیدناپذیر می‌تواند منجر به رانت‌های بزرگ و پیامدهایی برای اقتصاد سیاسی شود. در بسیاری از کشورهای نفتی که اقدام به افزایش سریع مخارج دولتی در دوره افزایش قیمت نفت در دهه۲۰۰۰ کردند، پایین بودن شاخص بهره‌وری دولت، و کارآیی ضعیف سرمایه‌گذاری عمومی مشاهده شد (اوزاسکی و هالند[4]، ۲۰۱۶: ۸-۷).

به‌طور بالقوه دو موضوع اصلی برای عواید حاصل از منابع وجود دارد: چقدر از درآمد باید برای کسب دارایی استفاده شود؟ و چه دارایی باید کسب شود؟ برای مدت‌ها، بیشتر توجه سیاسی بر روی این مسائل متمرکز شده است که چقدر باید پس‌انداز کرد؟ این توجه ممکن است بر اساس فرضیه درآمد دائمی و به‌دنبال الگوی موفق نروژ در مدیریت درآمدهای نفتی باشد[5]. این فرضیه بیان می‌کند که برای مصون ماندن اقتصاد داخلی از تبعات منفی نوسانات درآمدها، درآمدهای ناشی از منابع طبیعی باید در صندوق ثروت ملی[6] (SWF) برای سرمایه‌گذاری بین‌المللی ذخیره شده و تنها بهره حاصل از دارایی‌های مالی پرتفوی صندوق در قالب بودجه مصرف شود. بر این اساس، باید درآمد حاصل از منابع طبیعی را همانند یک ثروت در نظر گرفت و مصرف از محل این ثروت باید در طول زمان هموار شود. این رویکرد سیاستی برای کشورهای در حال توسعه نامناسب است زیرا بسیاری از کشورهای در حال توسعه با کمبود سرمایه مواجه هستند. برای بسیاری از کشورهای در حال توسعه که با کمبود سرمایه مواجه هستند، لزوم سرمایه‌گذاری داخلی از محل درآمد منابع ضروری به نظر می‌رسد (ون‌درپلوگ و ونیبلز، ۲۰۱۱: ۲).

از اواسط دهه ۲۰۰۰، فرضیه درآمد دائمی و نحوه مصرف عواید ناشی از منابع طبیعی مورد بازبینی قرار گرفت. چون این فرضیه چالش‌های پیش روی کشورهای در حال توسعه شامل، کمبود سرمایه، محدودیت دسترسی به بازار سرمایه جهانی به دلیل بالا بودن نرخ بهره، نبود زیرساخت‌های کافی و مساعد نبودن محیط کسب و کار برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی را در نظر نمی‌گرفت. برای مقابله با این چالش‌ها، کشورهای در

1. Vander Ploeg (2012)
2. Vander Ploeg & Venables (2013)
3. Sachs & Warner (1995)

4. Ossowski & Halland (2016)

۵. در این رویکرد، چالش بلندمدت سیاست مالی، تصمیم‌گیری در این باره است که چگونه ثروت دولت (شامل ثروت نفت) بین نسل‌ها تخصیص داده شود. این مسئله برابری بین نسل‌ها را منعکس می‌کند. مشابه با مباحث استاندارد درآمد دائمی که فریدمن مطرح کرد، برای حفظ ثروت لازم است که به اندازه درآمد دائمی یا در این مورد بازدهی ضمنی ثروت دولت، مصرف در هر دوره محدود شود.

6. Sovereign Wealth Fund (SWF)

حال توسعه برای ایجاد سرمایه‌گذاری مؤثرتر و مدیریت طرح‌ها ابتدا باید اقدام به سرمایه‌گذاری عمومی کنند، به این دلیل که برخی از سرمایه‌های کلیدی (زیرساخت‌ها و سرمایه انسانی) را نمی‌توان از خارج کشور وارد کرد. مسئله دیگر اقدامات برای تحریک سرمایه‌گذاری خصوصی است. کشورهای با رشد بالا ۵ تا ۷ درصد از GDP سالانه خود را در آموزش و پرورش و زیرساخت‌ها سرمایه‌گذاری می‌کنند، در حالی‌که در کشورهای با رشد پایین‌تر حدود ۳ درصد سرمایه‌گذاری می‌شود (کمیسیون رشد و توسعه[1]، ۲۰۰۸: ۳۳)، این کسری منجر به وضعیتی می‌شود که سرمایه‌گذاری‌های خصوصی صورت نگیرد. هاوکس‌ورث و همکاران[2] در گزارش خود با عنوان «دیدگاه بلندمدت: چگونه نظام اقتصادی جهان تا سال ۲۰۵۰ تغییر خواهد کرد؟» بیان می‌کنند که اقتصادهای نوظهور پتانسیل بزرگی برای رشد در دهه‌های آتی خواهند داشت، اما برای رسیدن به این پتانسیل آنها باید سرمایه‌گذاری مداوم و مؤثری در زمینه آموزش، زیرساخت و فناوری انجام دهند. در این گزارش آمده است که سرمایه‌گذاری یک عامل مهم و کلیدی در رشد اقتصادی چین است و در سال ۲۰۱۵، سرمایه‌گذاری در زیرساخت‌ها حدود ۵۰ درصد تولید ناخالص چین را تشکیل می‌دهد (هاوکس‌ورث و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۰ و ۱۲).

در بررسی استفاده بهینه از درآمد منابع در کشورهای در حال توسعه ونیبلز[3] (۲۰۱۰) مدل دو دوره‌ای را توسعه و بسط داد که نواقص PIH را نداشته باشد. تمرکز اصلی مطالعه، چگونگی مدیریت ثروت منابع در کشورهای در حال توسعه با منابع طبیعی فراوان است. صندوق بین‌المللی پول نیز در ۱۶ می ۲۰۱۲ در گزارشی چارچوب‌های مالی برای کشورهای در حال توسعه با منابع فراوان را مورد بررسی قرار داد. در این گزارش بیان شد که طراحی سیاست‌های مالی در کشورهای با منابع فراوان تجدیدناپذیر همچنان مورد بحث قرار دارد و بیشتر بحث‌ها در مورد مدیریت منابع توسط رویکرد PIH است، اما گزارش مذکور توسط اداره ارزیابی مستقل[4] (IEO) بیان می‌کند که PIH کمبود سرمایه و محدودیت اعتبار را در کشورهای در حال توسعه نادیده می‌گیرد. بی‌ثباتی، عدم قطعیت و پایان‌پذیر بودن عواید ناشی از منابع، چالش‌هایی را برای طراحی چارچوب سیاست مناسب برای کشورهای در حال توسعه با منابع غنی فراهم می‌کند. چارچوب سیاست مالی باید دارای چند ویژگی باشد:

۱) شاخص‌هایی برای ارزیابی وضعیت مالی،

۲) معیاری برای ارزیابی پایداری مالی بلندمدت،

۳) قاعده‌ای که مسیر سیاست مالی کوتاه و میان‌مدت را مهار کند، و

۴) ایجاد ساختار نهادی لازم، مانند پیش‌بینی ظرفیت درآمد بلندمدت و گرایش میان‌مدت به چارچوب مالی را داشته باشد (بانوسگارد و همکاران[5]، ۲۰۱۲: ۶).

با عنایت به مطالب فوق، و با توجه به اینکه ایران کشوری در حال توسعه با منابع طبیعی فروان است، در پژوهش حاضر تلاش می‌شود تا اثرات اقتصاد کلان رویکردهای مختلف سرمایه‌گذاری عمومی حاصل از درآمد منابع طبیعی بر اقتصاد ایران بررسی شود. در ادامه برخی مطالعات انجام شده در این زمینه به اختصار مرور می‌شوند.

متوسلی و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «طراحی یک مدل تعادل عمومی پویایی تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران به‌عنوان یک کشور صادر کننده نفت» یک مدل DSGE را با توجه به وابستگی اقتصاد ایران به صادرات نفت ارائه دادند. بر اساس نتایج این مطالعه، شوک نفتی موجب افزایش تولید غیرنفتی و نیز افزایش نرخ تورم در کوتاه‌مدت می‌شود (متوسلی و همکاران، ۱۳۸۹: ۸۷). حقیقی و همکاران در مطالعه‌ای اثرات قاعده «بقای ثروت طبیعی» در بهره‌برداری از درآمد نفت و گاز را با استفاده از یک الگوی تعادل عمومی محاسبه‌پذیر پویا مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که هرچه نرخ پس‌انداز درآمد نفت و گاز بالاتر باشد، در سال‌های اولیه کاهش رفاه بیشتر بوده اما در بلندمدت رفاه بالاتری ایجاد خواهد شد (حقیقی و همکاران، ۱۳۹۲: ۴۹).

رافعی و همکاران در مطالعه‌ای با عنوان «ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی»، نشان می‌دهند که چگونه تکانه‌های وارد بر اقتصاد ایران از مسیر سیاست‌های مالی، متغیرهای کلان اقتصادی را متأثر می‌سازند. نتایج حاصل از شبیه‌سازی نشان می‌دهد در زمان‌هایی که دولت قواعد مالی گذشته‌نگر را دنبال می‌کند، در بیشتر موارد باعث تشدید بزرگی انحرافات ایجاد شده در متغیرهای کلان اقتصادی و نیز دوره زمانی بازگشت آنها به وضعیت باثباتشان در پاسخ به تکانه‌ها می‌شود (رافعی و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۳). صیادی و بهرامی به بررسی تأثیر تکانه‌های درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان

1. Commission on Growth and Development (2008)
2. Hawksworth et al. (2017)
3. Venables (2010)
4. Independent Evaluation Office
5. Baunsgaard et al. (2012)

اقتصادی ایران، در قالب یک مدل DSGE و با لحاظ ویژگی‌هایی از قبیل نیازهای توسعه زیرساختی و وجود ویژگی ناکارایی‌های سرمایه‌گذاری عمومی و مقایسه آن با مدل مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی پرداخته‌اند. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد، تکانه درآمد نفتی موجب افزایش مصرف، مخارج جاری و عمرانی دولت و کاهش تورم در کوتاه‌مدت شده است؛ هرچند که در میان‌مدت به دلیل انتقال تکانه‌های نفتی به بخش تقاضا، تورم افزایش می‌یابد. به دلیل ویژگی ساختار اقتصاد ایران از جمله گسترده بودن فعالیت‌های غیرمولد، افزایش درآمد نفتی تأثیر کمی بر رشد و گسترش تولید بخش غیر نفتی کشور داشته است. یافته‌های تحقیق همچنین نشان می‌دهد با کاهش ناکارایی سرمایه‌گذاری دولتی، سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی اثرات مثبت بیشتری بر متغیرهای کلان اقتصادی ازجمله تولید بخش دولتی دارد (صیادی و بهرامی، ۱۳۹۴: ۸۵).

پارسا و همکاران، مطالعه‌ای تحت عنوان «بررسی تأثیر راهبردهای مختلف در مدیریت درآمدهای نفتی بر عملکرد اقتصاد کلان در ایران» انجام دادند. در این تحقیق از داده‌های اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۴ و یک مدل نئوکینزی تعادل عمومی پویای تصادفی استفاده شده است. در مجموع نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد که پس‌انداز منابع نفتی در صندوق به‌عنوان ضربه‌گیر در برابر کاهش درآمدهای نفتی عمل می‌کند (پارسا و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۰۷).

محمدی و میرابی‌زاده با استفاده از یک مدل DSGE به تحلیل اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ پرداخته‌اند. در این مطالعه اثر درآمدهای نفتی تحت یکی از سناریوهای سیاست پولی یعنی جذب کامل درآمد نفت در ذخایر و سیاست مالی (خرج کامل درآمد نفتی) بررسی شده است. نتایج بیانگر افزایش موقتی تقاضا و افزایش نرخ ارز واقعی است (محمدی و میرابی‌زاده، ۱۳۹۵: ۴۵).

حسینی‌نسب و همکاران آثار افزایش درآمدهای نفتی را از طریق طراحی یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویا (DCGE) بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد که با افزایش ۵۰ درصدی سطح قیمت جهانی نفت نسبت به سال پایه، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش می‌یابد، ولی تولید ناخالص داخلی بدون صادرات نفت خام کاهش می‌یابد. در صورت پس‌انداز درآمدهای حاصل از صادرات نفت خام در صندوق نفت، تولید ناخالص داخلی و مصرف کل در بلندمدت و وضعیت یکنواخت افزایش می‌یابد (حسینی نسب و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۷۵).

غیبی هاشم‌آبادی و همکاران در مطالعه‌ای تکانه‌های نفتی و پویایی‌های صندوق توسعه ملی را با استفاده از الگو DSGE بررسی کرده‌اند. براساس یافته‌های تحقیق، تکانه درآمدهای نفتی موجب افزایش مصرف و مخارج جاری و عمرانی دولت می‌شود. ناکارآیی سرمایه‌گذاری دولتی نیز باعث کم اثرتر شدن بودجه عمرانی دولت شده است. همچنین افزایش سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی باعث انباشت سرمایه و افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و به تبع آن تولید بخش غیر نفتی کشور خواهد شد (غیبی هاشم‌آبادی و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۳).

پلوگ و ونیبلز در مطالعه‌ای با عنوان «سیاست‌های بهینه برای اقتصادهای در حال توسعه غنی از منابع طبیعی» نشان می‌دهند سیاست مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی که طی آن درآمدهای حاصل از منابع طبیعی در صندوق ثروت ملی پس‌انداز شده و درآمد حاصل از بهره ناشی از سرمایه‌گذاری صندوق به مصرف می‌رسد، در مورد کشورهای در حال توسعه با کمبود سرمایه بهینه نیست. به بیان دیگر کشورهای در حال توسعه با کمبود سرمایه‌ای که در آنها نرخ بهره بزرگ‌تر از نرخ ترجیح زمانی است، استفاده از سیاست مبتنی بر فرضیه درآمد دائمی، سیاست بهینه‌ای به‌شمار نمی‌رود. کشورهای در حال توسعه نیاز شدیدی به مصرف و کاهش فقر دارند. این کشورها می‌توانند سرمایه عمومی و خصوصی خود را برای شتاب بخشیدن به توسعه به‌کار گیرند و تنها اگر درآمدهای حاصل از منابع طبیعی از بدهی خارجی اولیه بزرگ‌تر باشد، ایجاد یک صندوق ثروت ملی بهینه است (پلوگ و ونیبلز، ۲۰۱۱: ۱).

چریف و حسنف[1] با استفاده از داده‌های دهه ۲۰۰۰ میلادی چندین کشور نفت خیز و کالیبره کردن برنامه مصرف بهینه بین دوره‌ای تحت نااطمینانی برنامه‌ریز اجتماعی، سیاست مالی این کشورها را مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که بخش قابل تجارت نقشی کلیدی در پویایی‌های سرمایه‌گذاری و پس‌انداز ایفا می‌کند (چریف و حسنف، ۲۰۱۲: ۱).

برخوردار و صبوحی[2] با استفاده از یک مدل تعادل عمومی قابل محاسبه پویای بازگشتی[3] به بررسی رابطه مبادله بین مصرف، سرمایه‌گذاری و پس‌انداز درآمدهای نفتی ایران پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که پس‌انداز درآمدهای

1. Cherif & Hasanov (2012)
2. Barkhordar & Saboohi (2013)
3. Recursive Dynamic Computable General Equilibrium

نفتی چه در یک صندوق نفتی و چه سرمایه‌گذاری فیزیکی در بخش‌های داخلی منجر به رشد اقتصادی بالاتر نسبت به سناریو پایه (مصرف درآمدهای نفتی توسط دولت) می‌شود (برخوردار و صبوحی، ۲۰۱۳: ۱۲۰۷).

برگ و همکاران[1] در مطالعه‌ای با عنوان «سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای در حال توسعه با منابع طبیعی فراوان» با استفاده از یک مدل DSGE اثرات اقتصاد کلان سرمایه‌گذاری درآمدهای حاصل از منابع طبیعی در کشور آنگولا را بررسی کردند. در این مطالعه محدودیت‌های ظرفیت جذب و کارآیی سرمایه‌گذاری داخلی در مدل وارد شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که سناریوی مبتنی بر سرمایه‌گذاری عمومی به همراه پس‌انداز در صندوق ثروت ملی، سناریوی مناسب‌تری در مقایسه با سناریوهای پس‌انداز کلیه درآمدهای نفتی در صندوق و نیز سرمایه‌گذاری تمامی درآمدها در داخل کشور است (برگ و همکاران، ۲۰۱۳: ۹۴).

ملینا و وی‌زونگ در مطالعه‌ای با عنوان «گاز طبیعی، سرمایه‌گذاری عمومی و پایداری بدهی در موزامبیک» به شبیه‌سازی برنامه‌های توسعه سرمایه‌گذاری دولتی تحت سناریوهای مختلف بازار پرداخته‌اند. سه سناریو با رویکردهای مختلف با عنوان رویکرد تدریجی، رویکرد محافظه‌گرایانه و رویکرد رادیکالی در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد اتخاذ رویکرد محافظه‌گرایانه می‌تواند فرصت‌های رشد بازار LNG را به‌طور قابل توجهی کاهش دهد، همچنین اتخاذ رویکرد رادیکالی احتمالاً با محدودیت ظرفیت جذب مواجه شده و بدهی بی‌ثباتی را ایجاد می‌کند. اتخاذ یک سناریوی افزایش تدریجی مسیر مطلوبی را ایجاد می‌کند و بدهی عمومی را در سطح پایدار نگه می‌دارد. به‌عبارت دیگر، تحت رویکرد تدریجی، بدهی دولتی به‌تدریج و به نسبت تولید LNG افزایش می‌یابد، اما در دوره‌های طولانی مدت و در سطوح پایدارتر، کاهش می‌یابد (ملینا و وی‌زونگ، ۲۰۱۳: ۱).

سامکی و همکاران[2] در مطالعه‌ای پیامدهای استفاده از درآمدهای نفتی برای سرمایه‌گذاری عمومی در کامرون را مورد بررسی قرار دادند. با استفاده از الگو DSGE اثرات سرمایه‌گذاری عمومی بر رشد اقتصادی و متغیرهای مالی مانند، بدهی عمومی و کسری بودجه غیر نفتی مورد مطالعه قرار گرفت. شبیه‌سازی الگو نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاری عمومی برای اینکه روی رشد اقتصادی مؤثر و در عین حال پایداری مالی را نیز دنبال کند نیازمند درجه بالایی از کارآیی سرمایه‌گذاری عمومی است (سامکی و همکاران، ۲۰۱۳: ۱۳).

ملینا و همکاران[3] به تجزیه و تحلیل پایداری بدهی و اثرات اقتصاد کلان طرح‌های سرمایه‌گذاری عمومی در کشورهای در حال توسعه دارای منابع طبیعی فراوان پرداخته‌اند. مدل مطالعه یک مدل DSGE است که شامل دو خانوار از جمله خانوار فقیر بدون دسترسی به بازارهای مالی در کنار دو بخش قابل تجارت و غیرقابل تجارت و بخش منابع طبیعی است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد تحت رویکرد گسترش تدریجی سرمایه‌گذاری عمومی در مقایسه با رویکرد افزایش ناگهانی در سرمایه‌گذاری عمومی، بدهی دولت در سطح پایدار و متغیرهای کلان اقتصادی در مسیر مطلوبی قرار می‌گیرند (ملینا و همکاران، ۲۰۱۶: ۶۳۰).

لی و همکاران[4] با طراحی یک رویکرد مبتنی بر الگو DSGE برای کشور مغولستان، اثرات اقتصاد کلان راهبردهای مختلف سرمایه‌گذاری عمومی روی متغیرهای مالی و رشد اقتصادی را مورد مطالعه قرار دادند. نتایج مطالعه نشان داد که اگرچه افزایش سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد، اما به دلیل محدودیت ظرفیت جذب و افزایش هزینه‌های مالی، آسیب‌پذیری اقتصاد نیز افزایش می‌یابد (لی و همکاران، ۲۰۱۷: ۱).

۳- تصریح الگو

پژوهش حاضر، سیاست‌های افزایش سرمایه‌گذاری عمومی را با استفاده از الگو تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مطالعه قرار می‌دهد. چارچوب اصلی الگوی این مطالعه برگرفته از مطالعه بوفی[5] و همکاران (۲۰۱۲)، برگ و همکاران (۲۰۱۴) و ریچموند و همکاران[6] (۲۰۱۵) است. اقتصاد مورد بررسی در این مطالعه، یک الگو واقعی از اقتصاد باز کوچک است که شامل خانوارها، سه بخش تولیدی و دولت است. سه بخش تولیدی عبارتند از: بخش کالاهای غیر مبادله‌ای (N)، بخش کالاهای مبادله‌ای (T) و بخش منابع طبیعی(O). اقتصاد ترکیبی از کالاهای مبادله‌ای و غیر مبادله‌ای را با استفاده از سرمایه (k)، نیروی کار (L) و سرمایه عمومی (kG) تولید می‌کند.

۳-۱- خانوارها

1. Berg et al. (2013)
2. Samake et al. (2013)
3. Melina et al. (2016)
4. Li et al. (2017)
5. Buffie et al. (2012)
6. Richmond et al. (2015)

در این الگو دو نوع خانوار وجود دارد، نسبت ω از خانوارها مالک بنگاه‌ها هستند و دسترسی به بازار سرمایه دارند، و به صورت ریکاردین[1] عمل می‌کنند. یعنی خانوارها مطلوبیت طول زندگی خود را از طریق انتخاب مصرف، دارایی‌های مالی به شکل اوراق قرضه دولتی، موجودی سرمایه و نرخ بهره‌برداری از موجودی سرمایه، حداکثر می‌کنند و با O نشان داده می‌شوند. بخش دیگر، یعنی ω -۱ خانوارهای فقیرند و دسترسی به بازارهای مالی ندارند و به صورت غیریریکاردین[2] عمل می‌کنند. یعنی این نوع خانوارها درآمد خود را در هر دوره مصرف می‌کنند و با NO نشان داده می‌شوند.

هر دو خانوار سبد مصرفی c_t^i را که به صورت تابع CES است و از کالاهای مبادله‌ای $c_{T,t}^i$ و کالاهای غیرمبادله‌ای $c_{N,t}^i$ تشکیل شده مصرف می‌کنند. سبد مصرفی خانوارها به صورت زیر است:

(۱)

$$c_t^i = \left[\varphi^{\frac{1}{\chi}}\left(c_{N,t}^i\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\varphi)^{\frac{1}{\chi}}\left(c_{T,t}^i\right)^{\frac{\chi-1}{\chi}}\right]^{\frac{\chi}{\chi-1}}, \quad i = O, NO$$

φ درجه تمایل مصرف کالاهای غیرمبادله‌ای و χ نشان دهنده کشش جانشینی بین دوره‌ای است. قیمت نسبی کالاهای غیرمبادله‌ای و مبادله‌ای به ترتیب $p_{N,t}$ و s_t است. سبد مصرفی خانوارها شمارشگر[3] و دارای قیمت واحد است[4]. با حداقل‌سازی مخارج مصرفی خانوار نسبت به سبد مصرفی (۱) تقاضا برای هر کالا به صورت زیر بدست می‌آید:

(۲)

$$c_{N,t}^i = \varphi\left(p_{N,t}\right)^{-\chi} c_t^i \qquad , i = O, NO$$

(۳)

$$c_{T,t}^i = (1-\varphi)(s_t)^{-\chi} c_t^i \ , \quad i = O, NO$$

با استفاده از رابطه (۲) و (۳)، قیمت سبد مصرفی به صورت زیر است:

(۴)

$$1 = \left[\varphi(p_{N,t})^{1-\chi} + (1-\varphi)s_t^{1-\chi}\right]^{\frac{1}{1-\chi}}$$

خانوارها ارائه دهنده خدمات نیروی کار به بخش‌های مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای هستند. کل نیروی کار L_t^i دارای تابع CES است و جانشینی ناقص بین دو نوع نیروی کار وجود دارد:

(۵)

$$L_t^i = \left[\delta^{\frac{-1}{\rho}}\left(L_{N,t}^i\right)^{\frac{1+\rho}{\rho}} + (1-\delta)^{\frac{-1}{\rho}}\left(L_{T,t}^i\right)^{\frac{1+\rho}{\rho}}\right]^{\frac{\rho}{1+\rho}}, \quad i = O, NO$$

که δ نیروی کار در بخش کالاهای غیرمبادله‌ای در وضعیت پایدار و $\rho > 0$ درجه تحرک نیروی کار است. با حداکثرسازی درآمد ناشی از کار نسبت به رابطه (۵) عرضه نیروی کار در هر دو بخش بدست می‌آید:

(۶)

$$L_{N,t}^i = \delta\left(\frac{w_{N,t}}{w_t}\right)^{\rho} L_t$$

(۷)

$$L_t^T = (1-\delta)\left(\frac{w_{T,t}}{w_t}\right)^{\rho} L_t$$

که $w_{N,t}$ و $w_{T,t}$ نرخ دستمزد واقعی پرداخت شده در هر بخش است. نرخ دستمزد واقعی به صورت رابطه (۸) است:

(۸)

$$w_t = \left[\delta w_{N,t}^{1+\rho} + (1-\delta)w_{T,t}^{1+\rho}\right]^{\frac{1}{1+\rho}}$$

در این الگو، خانوار نمونه از مصرف کالا (c_t) مطلوبیت کسب کرده و با عرضه کار (L_t) مطلوبیت از دست می‌دهد. یک خانوار نمونه که به صورت ریکاردین عمل می‌کند در پی حداکثر کردن تابع مطلوبیت انتظاری زیر است:

(۹)

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(c_t^O, L_t^O) = E_0\left\{\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{1}{1-\sigma}(c_t^O)^{1-\sigma} - \frac{\kappa^O}{1+\Psi}(L_t^O)^{1+\Psi}\right]\right\}$$

قید بودجه‌ای که خانوار ریکاردین با آن مواجه است:

(۱۰)

$$(1+\tau^C)c_t^O + b_t^O = (1-\tau^L)w_t L_t^O + R_{t-1}b_{t-1}^O + \Omega_{T,t} + \Omega_{N,t} + z_t - \mu\kappa_{G,t-1}$$

در تابع مطلوبیت، E_0 عملگر انتظارات، β عامل تنزیل

1. Ricardian
2. Non-Ricardian
3. Numeraire

۴. فرض می‌شود قانون قیمت واحد (The Law of One Price) برای کالاهای مبادله‌ای وجود دارد. بنابراین $P_t^T = S_t P_t^{T*}$ که P_t^T قیمت کالاهای مبادله‌ای، S_t متناظر با نرخ ارز اسمی و P_t^{T*} قیمت کالاهای مبادله‌ای خارجی است. با معرفی شاخص قیمت مصرف کننده داخلی (خارجی) به شکل $P_t(P_t^*)$ می‌توانیم نرخ ارز واقعی بر پایه CPI را به‌صورت $s_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t}$ و قیمت نسبی کالاهای غیر مبادله‌ای را به صورت $p_t^N = \frac{P_t^N}{P_t}$ تعریف کنیم (برگ و همکاران، ۲۰۱۰: ۸).

ذهنی، c_t^O مصرف و L_t^O عرضه نیروی کار خانوارهای ریکاردین را نشان می‌دهد. σ نشان دهنده عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، Ψ عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای عرضه نیروی کار، κ وزن عدم مطلوبیت ناشی از عرضه کار است. در قید بودجه خانوار، τ^C و τ^L به ترتیب نرخ مالیات بر مصرف و درآمد نیروی کار را نشان می‌دهند. b_t^o نشان دهنده اوراق قرضه داخلی با نرخ بهره R_t که در دست خانوارهای ریکاردین است. این نوع خانوارها همچنین سود $\Omega_{T,t}$ و $\Omega_{N,t}$ را از بنگاه‌های بخش مبادله و غیرمبادله‌ای دریافت می‌کنند. z_t مربوط به پرداخت‌های انتقال‌های دولت به خانوارها است. μ هزینه استفاده[1] از خدمات سرمایه عمومی $k_{G,t}$ است. خانوارهای ریکاردین تابع مطلوبیت بین دوره‌ای (۹) را به شرط جریان بودجه (۱۰) نسبت به متغیرهای c_t^o، L_t^o و b_t^o حداکثر می‌کنند.

خانوارهای غیرریکاردین دارای تابع مطلوبیت مشابه با خانوارهای ریکاردین هستند:

(۱۱)

$$U(c_t^{NO}, L_t^{NO}) = \frac{1}{1-\sigma}(c_t^{NO})^{1-\sigma} - \frac{K^{NO}}{1+\Psi}(L_t^{NO})^{1+\Psi}$$

از آنجایی که خانوارهای غیرریکاردین به بازارهای مالی دسترستی ندارند، آنها تمامی درآمد خود را بعد از پرداخت مالیات مصرف می‌کنند. بنابراین، محدودیت بودجه این خانوارها به صورت رابطه زیر است:

(۱۲)

$$(1+\tau^C)c_t^{NO} = (1-\tau^L)w_t L_t^{NO} + z_t - \mu\kappa_{G,t-1}$$

با دو نوع خانوار، مصرف، نیروی کار و اوراق قرضه دولتی در مجموع به صورت زیر است:

(۱۳)

$$c_t = \omega c_t^O + (1-\omega)c_t^{NO}$$

(۱۴)

$$L_t = \omega L_t^O + (1-\omega)L_t^{NO}$$

(۱۵)

$$b_t = \omega b_t^O$$

۳-۲- بنگاه‌ها

در این مطالعه دو نوع بنگاه وجود دارد، یک بنگاه کالاهای غیر مبادله‌ای و بنگاه دیگر کالاهای مبادله‌ای تولید می‌کنند. هر دو نوع بنگاه از نیروی کار، سرمایه خصوصی و عمومی برای تولید استفاده می‌کنند. بنابراین، اقتصاد از سه بخش، کالاهای غیرمبادله‌ای (N)، کالاهای مبادله‌ای (T)، و منابع طبیعی (O) تشکیل شده است. از آنجایی که کشورهای در حال توسعه با منابع طبیعی فراوان، بیشتر محصولات منابع طبیعی را صادر می‌کنند برای سادگی فرض می‌شود که کل محصولات منابع طبیعی صادر می‌شود.

۳-۲-۱- بخش کالای غیر مبادله‌ای

یک بنگاه نماینده در بخش غیرمبادله‌ای، محصول $y_{N,t}$ را با تکنولوژی زیر تولید می‌کنند:

(۱۶)

$$y_{N,t} = z_N(k_{N,t-1})^{1-\alpha_N}(L_{N,t})^{\alpha_N}(k_{G,t-1})^{\alpha_G}$$

که z_N بهره‌وری کل عوامل، $k_{N,t-1}$ و $k_{G,t-1}$ سرمایه خصوصی و عمومی، α_N سهم تولیدی نیروی کار و α_G کشش محصول نسبت به سرمایه عمومی است. انباشت سرمایه خصوصی در بخش کالای غیر مبادله‌ای از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

(۱۷)

$$k_{N,t} = (1-\delta_N)k_{N,t-1} + \left[1 - \frac{\kappa_N}{2}\left(\frac{i_{N,t}}{i_{N,t-1}} - 1\right)^2\right] i_{N,t}$$

که $i_{N,t}$ مخارج سرمایه‌گذاری در بخش کالاهای غیرمبادله‌ای، δ_N نرخ استهلاک سرمایه و $\kappa_N \geq 0$ پارامتر تعدیل هزینه سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهند. یک بنگاه نماینده در بخش مبادله‌ای حداکثر کننده سود نسبت به L_t^N، k_t^N و i_t^N براساس مطلوبیت نهایی خانوارها به صورت زیر است[2]:

(۱۸)

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t (p_{N,t}y_{N,t} - w_{N,t}L_{N,t} - i_{N,t} - \tau^K r_{N,t}^K k_{N,t-1})$$

که $r_{N,t}^k = (1-\alpha_N)p_{N,t}\frac{y_{N,t}}{k_{N,t-1}}$ بازدهی ناخالص سرمایه و τ^K نرخ مالیات بر سرمایه است.

۳-۲-۲- بخش کالای قابل مبادله

مشابه بخش کالای غیرمبادله‌ای، بنگاه‌های مبادله‌ای محصول قابل مبادله با تکنولوژی زیر تولید می‌کنند:

1. User Fee

۲. عامل تنزیل در تابع سود (λ_t)، مرتبط با مطلوبیت نهایی خانوارهاست چون خانوارها مالک بنگاه هستند.

(۱۹)

$$y_{T,t} = z_{T,t}(k_{T,t-1})^{1-\alpha_T}(L_{T,t})^{\alpha_T}(k_{G,t-1})^{\alpha_G}$$

سرمایه خصوصی در بخش مبادله‌ای با توجه به رابطه زیر انباشت می‌شود:

(۲۰)

$$k_{T,t} = (1-\delta_T)k_{T,t-1} + \left[1 - \frac{k_T}{2}\left(\frac{i_{T,t}}{i_{T,t-1}} - 1\right)^2\right] i_{T,t}$$

در این بخش برای نشان دادن اثرات بیماری هلندی که به خرج کردن درآمد منابع وابسته است، فرض می‌شود که بهره‌وری کل عوامل در این بخش، یعنی $z_{T,t}$ وابسته به انحراف تولید کالاهای قابل مبادله از وضعیت باثبات است (برگ و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۲).

(۲۱)

$$\frac{z_{T,t}}{z_T} = \left(\frac{z_{T,t-1}}{z_T}\right)^{\rho_{zT}} + \left(\frac{y_{T,t-1}}{y_T}\right)^{\rho_{yT}}$$

که $\rho_{zT}, \rho_{yT} \in [0,1]$ پارامترهای یادگیری حین کار و z_T و y_T وضعیت باثبات متغیرها را نشان می‌دهند. همانند بنگاه غیرمبادله‌ای، یک بنگاه نماینده بخش مبادله‌ای تابع سود زیر را نسبت به L_t^T، k_t^T و i_t^T حداکثر می‌کند:

(۲۲)

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \lambda_t (s_t y_{T,t} - w_{T,t} L_{T,t} - i_{T,t} - \tau^K r_{T,t}^K K_{T,t-1})$$

۳-۲-۳- بخش منابع طبیعی

به دلیل وابستگی اقتصاد کشور به منابع طبیعی به‌ویژه درآمدهای حاصل از صادرات نفت و گاز وارد کردن بخش منابع طبیعی به الگو برای در نظر گرفتن شوک‌های وارده ضروری است. جریان تولید نفت وگاز عمدتاً وابسته به ذخایر نفتی است، چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان تولید آن را تغییر داد. در این مطالعه تولید نفت و گاز از طریق بنگاه تولیدی مدل‌سازی نشده و درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز از یک فرایند برون‌زا پیروی می‌کند:

(۲۳)

$$\ln(y_t^o) = (1-\rho_{yo})\ln(y^o) + \rho_{yo}\ln(y_{t-1}^o) + \varepsilon_t^{yO}$$

که $\rho_{yo} \epsilon (0,1)$ ضریب خودرگرسیون، y^o معرف سطح درآمدهای نفتی در وضعیت باثبات و $\varepsilon_t^{yO} \sim iid\ N(0, \sigma_{yo}^2)$ شوک درآمد منابع است.

با توجه به سه بخش، در نهایت میزان کل تولید ناخالص حقیقی در اقتصاد به صورت زیر است:

(۲۴)

$$y_t = p_{N,t} y_{N,t} + s_t y_{T,t} + y_{O,t}$$

۳-۳- دولت

دولت با محدودیت جریان بودجه زیر مواجه است:

(۲۵)

$$\begin{aligned}\tau^c c_t + \tau^L w_t L_t + \vartheta^K \tau^K \left(r_T^K k_{T,t-1} + r_{N,t}^K k_{N,t-1}\right) + \mu k_{G,t-1} + t_{O,t} + b_t + s_t R^{RF} f_{t-1}^* \\ = p_t^G (g_t^C + g_t^I) + z_t + R_{t-1} b_{t-1} + s_t f_t^*\end{aligned}$$

طرف چپ رابطه (۲۵) مجموع درآمدهای دولت شامل درآمدهای مالیاتی (مالیات بر مصرف $\tau^c c_t$، مالیات بر درآمد نیروی کار $\tau^L w_t L_t$ و مالیات بر درآمد سرمایه $\vartheta^K \tau^K \left(r_T^K k_{T,t-1} + r_{N,t}^K k_{N,t-1}\right)$، درآمد منابع طبیعی $t_{O,t}$، درآمد حاصل از ارزش دارایی‌های خارجی در صندوق توسعه ملی $s_t R^{RF} f_{t-1}^*$ و درآمد ناشی از استفاده خدمات سرمایه عمومی $\mu k_{G,t-1}$ را نشان می‌دهد. طرف راست رابطه مجموع مخارج دولت شامل مخارج مصرفی و مخارج سرمایه‌گذاری $p_t^G (g_t^C + g_t^I)$، پرداخت‌های انتقالی z_t و هزینه بازپرداخت بدهی‌های دوره قبل $R_{t-1} b_{t-1}$ را نشان می‌دهد. در این رابطه f_t^* ارزش دارایی در صندوق توسعه ملی است که به آن نرخ بهره R^{RF} تعلق می‌گیرد. $t_{O,t}$ سهم دولت از درآمدهای حاصل از فروش نفت و گاز است و به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۲۶)

$$t_{O,t} = \tau^O y_t^o$$

در این مطالعه برای نشان دادن پویایی انباشت ذخایر در صندوق توسعه ملی در هر دوره فرض می‌شود انباشت ذخایر فرایند زیر را دنبال می‌کنند:

(۲۷)

$$f_t^* = \rho_f f_{t-1}^* + (1-\tau^O) y_t^o$$

در رابطه (۲۷) f_t^* ارزش دارایی در صندوق توسعه ملی، $(1-\tau^O)$ سهم صندوق توسعه ملی از درآمد منابع طبیعی، y_t^o درآمد منابع طبیعی و ρ_f بخشی از دارایی صندوق است که دوباره سرمایه‌گذاری می‌شود.

مخارج دولت شامل، مصرف دولت (g_t^C) و سرمایه‌گذاری عمومی (g_t^I) است. مخارج دولت $g_t = (g_t^C + g_t^I)$ به

صورت یک تابع CES و شامل کالاهای قابل مبادله $g_{T,t}$ و کالاهای غیرقابل مبادله $g_{N,t}$ است.

(۲۸)

$$g_t = \left[\nu^{\frac{1}{\chi}}(g_{N,t})^{\frac{\chi-1}{\chi}} + (1-\nu)^{\frac{1}{\chi}}(g_{T,t})^{\frac{\chi-1}{\chi}}\right]^{\frac{\chi}{\chi-1}}$$

که ν درجه تمایل مصرف کالای غیرمبادله‌ای در خریدهای دولت و χ نشان دهنده کشش جانشینی بین دوره‌ای است.

با حداقل سازی مخارج عمومی نسبت به سبد مصرفی دولت (۲۸) تابع تقاضای عمومی برای هر کالا بدست می‌آید:

(۲۹)

$$g_{N,t} = \nu\left(\frac{p_{N,t}}{p_t^G}\right)^{-\chi} g_t$$

(۳۰)

$$g_{T,t} = (1-\nu)\left(\frac{s_t}{p_t^G}\right)^{-\chi} g_t$$

که p_t^G شاخص قیمت سبد مصرفی دولت و به صورت زیر است:

(۳۱)

$$p_t^g = [\nu\,(p^N)^{1-\chi} + (1-\nu)s_t]^{\frac{1}{\chi-1}}$$

یکی از مشکلات سرمایه‌گذاری عمومی به‌ویژه در کشورهای صاحب منابع طبیعی عدم کارآیی و محدودیت ظرفیت جذب است. سرمایه‌گذاری عمومی معمولاً نمی‌تواند رشد مورد انتظار در کشورهای در حال توسعه را برآورده کند. علت یا ناکارآیی فرایند سرمایه‌گذاری است (هولتن[1]، ۱۹۹۶: ۲) یا به این دلیل است که دولت‌های در حال توسعه غنی از منابع معمولاً در طول رونق قیمت منابع طبیعی بیش از ظرفیت جذب اقتصاد پول خرج می‌کنند. به عنوان یک نتیجه، مخارج سرمایه‌گذاری عمومی لزوماً موجودی سرمایه مولد و در نتیجه رشد را افزایش نمی‌دهند. به همین ترتیب، محدودیت‌های ظرفیت جذب مرتبط با ظرفیت فنی و اتلاف و نشت منابع در فرایند سرمایه‌گذاری که روی انتخاب، مدیریت و اجرای پروژه تأثیرگذار است و می‌تواند اثرات منفی باثباتی روی رشد داشته باشد (اصفهانی و رامیرز[2]، ۲۰۰۳: ۴۷۱). سرمایه‌گذاری عمومی در ایران نیز مانند سایر کشورهای در حال توسعه غنی از منابع با ناکارآیی مواجه است. برای بیان ناکارآیی سرمایه‌گذاری عمومی می‌توان فرایند انباشت سرمایه عمومی را به صورت زیر تصریح کرد:

(۳۲)

$$k_{G,t} = (1-\delta_{G,t})k_{G,t-1} + \tilde{g}_t^I$$

در رابطه فوق δ^G نرخ استهلاک سرمایه عمومی و $\tilde{g}_t^I$ کارآیی سرمایه‌گذاری عمومی را نشان می‌دهد. برای بررسی و ترکیب کردن ویژگی‌های، ناکارآیی سرمایه‌گذاری عمومی و محدودیت ظرفیت جذب، از رابطه (۲۶) استفاده می‌شود:

(۳۳)

$$\tilde{g}_t^I = \epsilon\left[1-\gamma\left(\frac{g_t^I}{g^I}-1\right)^2\right]g_t^I$$

که ϵ نشان دهنده میزان کارایی سرمایه‌گذاری عمومی، $\gamma > 0$ درجه محدودیت ظرفیت جذب و g^I میزان باثبات مخارج سرمایه‌گذاری عمومی را نشان می‌دهد.

پیش‌تر بیان شد که این مطالعه روی سه رویکرد افزایش سرمایه‌گذاری عمومی متمرکز می‌شود. در هر سه رویکرد، هدف دولت افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و رساندن سطح سرمایه‌گذاری عمومی به سطح بالاتر از قبل و سپس حفظ سطح جدید است. در هر سه رویکرد، روند انباشت سرمایه پایدار و مداوم خواهد بود. برای نشان دادن سه رویکرد افزایش سرمایه‌گذاری، از رابطه زیر استفاده می‌شود که مسیرهای مختلف سرمایه‌گذاری عمومی به عنوان یک تابع تأخیر مرتبه دوم مشخص می‌شوند.

(۳۴)

$$\frac{g_t^I}{g^I} = 1 + [1 + exp(-k_1 t) - 2\,exp(-k_2 t)]g_{nss}^I$$

در رابطه (۳۴) g_{nss}^I میزان سرمایه‌گذاری در بلندمدت است که دولت قصد دارد به این سطح از سرمایه‌گذاری دست یابد، k_1 نشان دهنده سرعت تعدیل سرمایه‌گذاری عمومی به سطح جدید، و k_2 نشان‌دهنده درجه بارگذاری از جلو[3] است. دولت‌ها به توجه به اهداف و سیاست‌های خود می‌توانند سه رویکرد افزایش سرمایه‌گذاری عمومی را برای رسیدن به سطح جدید دنبال کنند:

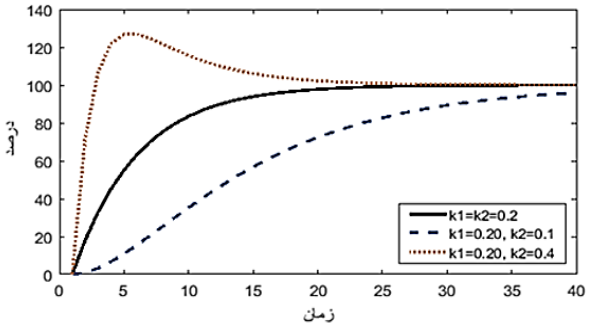
۱. رویکرد افزایش تدریجی: اگر $k_1 = k_2$، سرمایه‌گذاری عمومی به تدریج افزایش می‌یابد.

1. Hulten (1996)
2. Esfahani & Ramirez (2003)

3. Fornt –Loading
منظور بارگذاری از جلو، میزان مخارج سرمایه‌گذاری عمومی در شروع فرایند سرمایه‌گذاری عمومی است. به عبارت دیگر، هرچه قدر این درجه بالاتر باشد میزان سرمایه‌گذاری عمومی در ابتدا فرایند سرمایه‌گذاری بیشتر خواهد بود

۲. رویکرد افزایش محافظه‌کارانه: اگر $k_1 > k_2$، سرمایه‌گذاری عمومی به صورت محافظه‌کارانه افزایش می‌یابد.
۳. رویکرد افزایش تهاجمی: اگر $k_2 > k_1$، سرمایه‌گذاری عمومی به صورت تهاجمی افزایش می‌یابد.

به طور خاص، اگر $k_1 = k_2 = 0$، سرمایه‌گذاری عمومی در سطح وضعیت پایدار خود باقی می‌ماند و $g_t^I = g^I$ خواهد شد. مکانیسم عمکلرد تابع (۳۴) روی مسیر سرمایه‌گذاری عمومی در نمودار (۳) نشان داده شده است. در این نمودار فرض شده است که هدف رسیدن به سطح جدید سرمایه‌گذاری عمومی، یعنی افزایش آن به میزان ۱۰۰ درصد نسبت به میزان قبل است. نمودار (۳) مسیر حرکت هر سه رویکرد برای رسیدن به سطح جدید را نشان می‌دهد.



نمودار ۳. درصد انحراف سرمایه‌گذاری عمومی با مقادیر مختلف k_1 و k_2

مأخذ: محاسبات محقق

در این نمودار زمانی که $k_1 = k_2$ است، سرعت افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و رسیدن به سطح باثبات جدید تدریجی است. وقتی $k_1 > k_2$ است، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی به صورت آهسته و ملایم انجام می‌شود. در نهایت هنگامی که $k_2 > k_1$ است، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و رسیدن به سطح باثبات جدید شتابان و با سرعت انجام می‌شود، طوری که با گذشت حدود ۵ سال، انحراف سرمایه‌گذاری عمومی بیش از ۱۲۰ درصد است.

٤-۳- شرایط تسویه بازار

شرط تسویه بازار برای کالاهای غیر مبادله‌ای به صورت زیر است:

(۳۵)
$$y_{N,t} = p_{N,t}{}^{-\chi}\left[\varphi(c_t + i_t) + v_t\left(p_t^g\right)^{\chi} g_t\right]$$

و کسری حساب جاری به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۳۶)
$$c_t + i_t + p_t^g g_t - y_t - \left(R^{Rf} - 1\right)s_t f_{t-1}^* = -s_t(f_{t-1}^* - f_t^*)$$

٤- برآورد و تجزیه و تحلیل الگو

هنگامی که خانوارها و بنگاه‌ها مسئله بهینه‌یابی خود را حل کرده و دولت قید بودجه خود را محقق ساخته و همه بازارها تسویه شوند، تعادل اقتصاد قابل بررسی خواهد بود. به عبارت دیگر، تعادل انتظارات عقلایی شامل دنباله‌ای از متغیرهای برون‌زاست که مجموعه معادلات حاصل از بهینه‌یابی، قید بودجه دولت و شرط تسویه بازارها را به صورت یک کل تأمین می‌کنند. در مطالعه حاضر این مجموعه به صورت سیستم معادلات غیرخطی شامل ۴۶ معادله و ۴۶ متغیر است. برای تحلیل مدل، باید متغیرهای درون‌زا را بر حسب پارامترهای عمیق[1] مدل بازنویسی کرد. به این ترتیب با مقداردهی پارامترها، مقادیر اولیه برای کلیه متغیرها در وضعیت باثبات محاسبه می‌شود که این امر، امکان حل مدل به صورت غیرخطی در محیط نرم افزار داینار[2] را فراهم می‌کند.

٤-۱- مقداردهی پارامترها

در این مطالعه از روش مقداردهی پارامترها برای تحلیل مدل استفاده شده است؛ و پارامترهای مدل به گونه‌ای مقداردهی شده‌اند که بالاترین تطابق میان آمارهای واقعی و شبیه‌سازی‌های صورت گرفته به وسیله مدل به دست آید. آمارهای مورد استفاده شامل سری زمانی از سال ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۴ است. در جدول (۱) می‌توان مقادیر کالیبره شده پارامترها را مشاهده کرد. با مقداردهی پارامترها، مقادیر اولیه[3] برای تمام متغیرها در وضعیت باثبات به دست می‌آید. با این روش برنامه داینار، با یک سیستم معادلات غیرخطی حل مدل را شروع می‌کند.

1. Deep Parameters
پارامترهای عمیق، به پارامترهایی گفته می‌شود که متغیرهای درون‌زای سیستم معادلات الگو برحسب این پارامترها بازنویسی شده و بدین ترتیب با مقداردهی پارامترها، مقادیر اولیه برای کلیه متغیرها در وضعیت پایدار بدست می‌آید.

2. Dynare
3. Initial Value

جدول ۱. پارامترهای مقداردهی شده الگو

پارامتر	توضیحات	مقدار	مأخذ
β	نرخ تنزیل ذهنی خانوار	۰/۹۶۴	فطرس و همکاران (۱۳۹۳)
α^N	سهم نیروی کار در بخش غیرمبادله‌ای	۰/۴۵	محاسبات تحقیق
α^T	سهم نیروی کار در بخش مبادله‌ای	۰/۶	محاسبات تحقیق
δ^N	نرخ استهلاک بخش غیرمبادله‌ای	۰/۰۱۵	محاسبات تحقیق
δ^T	نرخ استهلاک بخش مبادله‌ای	۰/۰۱۵	محاسبات تحقیق
ρ_{yT}	پارامتر یادگیری حین کار در بخش مبادله‌ای	۰/۱۰	محمدی و همکاران (۱۳۹۵)
ρ_{zT}	پارامتر بهره‌وری کل عوامل در بخش میادله‌ای	۰/۱۰	محمدی و همکاران (۱۳۹۵)
κ_N	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری بخش غیرمبادله‌ای	۴۷	برگ و همکاران (۲۰۱۵)
κ_T	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری بخش مبادله‌ای	۴۷	برگ و همکاران (۲۰۱۵)
ψ	عکس کشش نیروی کار فریش	۲/۱۷	توکلیان (۱۳۹۱)
σ	عکس کشش جانشینی بین زمانی	۱/۵	کمیجانی و توکلیان (۱۳۹۱)
ρ	کشش جانشینی بین زمانی نیروی کار	۱	محمدی و همکاران (۱۳۹۵)
χ	کشش جانشینی بین دوره‌ای	۰/۴۴	محاسبات تحقیق
ρ^{yo}	شوک تولید منابع	۰/۹۰	محاسبات تحقیق
μ	هزینه‌های استفاده از زیرساخت عمومی	۰/۵	برگ و همکاران (۲۰۱۵)
τ^L	نرخ مالیات درآمد نیروی کار	۰/۱۰	قانون مالیاتی
τ^C	نرخ مالیات مصرف	۰/۰۹	قانون مالیاتی
τ^K	نرخ مالیات بر بازدهی سرمایه	۰/۱۵	قانون مالیاتی
v	وزن خریدهای دولت از داخل	۰/۶	محاسبات تحقیق
α_G	کشش تولید به سرمایه عمومی	۰/۱۶	محمدی و همکاران (۱۳۹۵)
δ_G	نرخ استهلاک سرمایه عمومی	۰/۰۳	صیادی و همکاران (۱۳۹۴)
ϵ	وضعیت باثبات کارآیی سرمایه‌گذاری عمومی	۰/۵	انتخابی
γ	شدت محدودیت ظرفیت جذب	۰/۳۵	برگ و همکاران (۲۰۱۵)
1-τo	سهم صندوق توسعه ملی از درآمد منابع طبیعی	۰/۲	قانون برنامه پنجم توسعه
R^{RF}	نرخ بهره دارایی خارجی در صندوق توسعه ملی	۱/۰۱۵	محاسبات تحقیق

مأخذ: مطالعات تجربی و محاسبات تحقیق

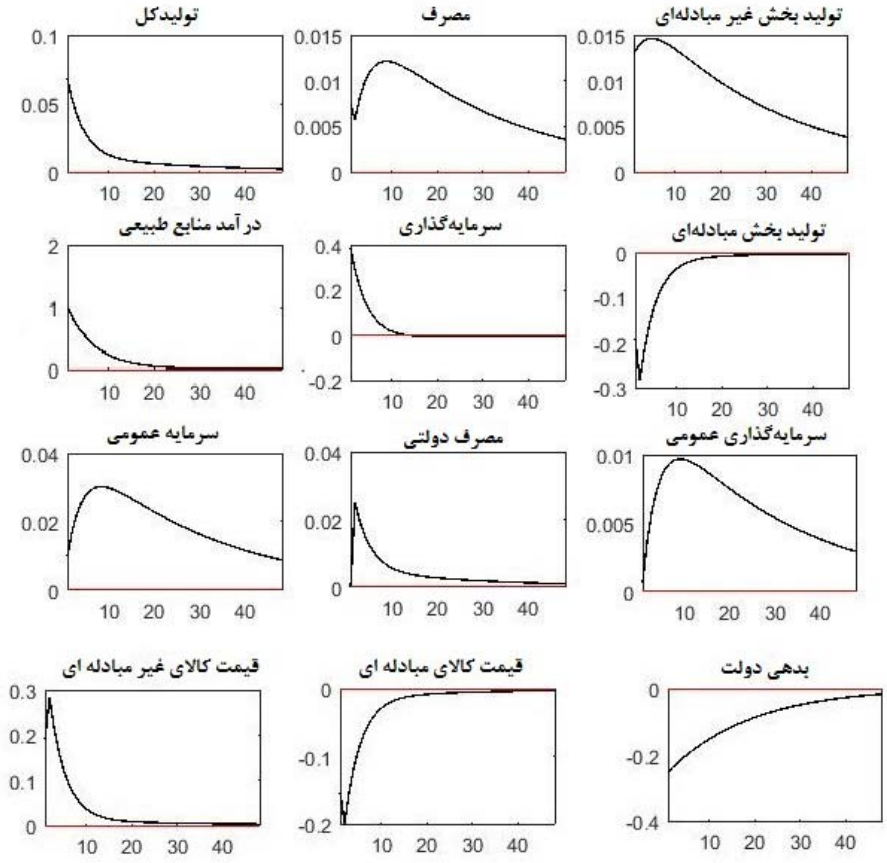
٤-۲- بررسی توابع واکنش آنی

هدف مطالعه حاضر تأثیر افزایش سرمایه‌گذاری عمومی بر اقتصاد ایران است. در این قسمت توابع واکنش آنی تحت سه رویکرد مختلف مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای بررسی سیاست افزایش سرمایه‌گذاری (رسیدن به سطح ۵۰ درصد) در رویکرد افزایش تدریجی پارامترهای k1 و k2 در رابطه (۲۷) برابر با ۰/۲ در نظر گرفته شده است. در رویکرد افزایش محافظه کارانه میزان پارامترهای k1 و k2 به ترتیب برابر با ۰/۲ و ۰/۱ و در نهایت برای رویکرد تهاجمی این دو پارامتر به ترتیب ۰/۲ و ۰/۴ در نظر گرفته شده است.

نمودار (۴) واکنش متغیرهای اقتصاد کلان به شوک درآمد نفتی در رویکرد محافظه‌کارانه را نشان می‌دهد. سیاست دولت در رویکرد محافظه کارانه، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و رسیدن به سطح جدید به صورت آرام و با سرعت پایین است. در این رویکرد، سرمایه‌گذاری عمومی (IG) با افزایش درآمدهای نفتی به مرور زمان افزایش می‌یابد به‌طوری که در زمان وقوع شوک درآمد نفتی میزان افزایش پایین و در طی زمان افزایش می‌یابد. با وجود شوک درآمد منابع تولید ناخالص داخلی (y) به دلیل افزایش درآمدهای نفتی و افزایش در تقاضای کل، افزایش یافته است. همچنین دولتی که شاهد افزایش درآمدهای نفتی است، مخارج مصرفی خود را نیز افزایش می‌دهد بنابراین مخارج مصرفی (CG) نیز در ابتدا افزایش می‌یابد.

در این رویکرد به دلیل تأمین مالی مخارج سرمایه‌گذاری از

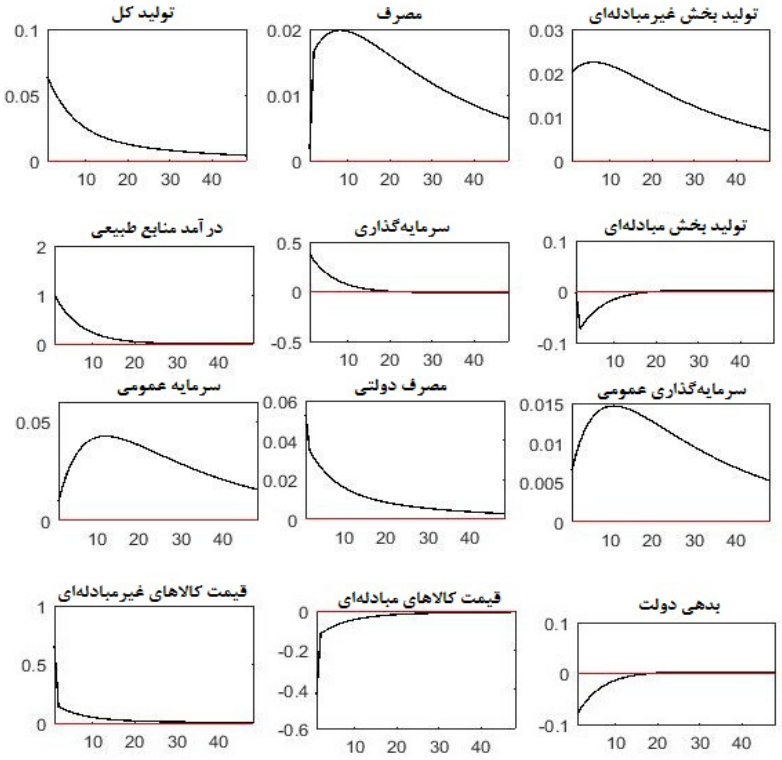
درآمد منابع طبیعی، بدهی دولت نسبت به قبل کاهش یافته است، چون دولت بخشی از درآمد خود را صرف مخارج سرمایه‌گذاری و بخشی از درآمد را در جهت کاهش بدهی خود صرف می‌کند. به دلیل افزایش درآمد ارز ناشی از افزایش درآمد منابع نفتی، در ابتدا قیمت کالاهای مبادله‌ای (s) کاهش می‌یابد اما در ادامه به دلیل افزایش تقاضا و افزایش تورم، روند افزایشی به خود خواهد گرفت. با توجه به اینکه قیمت سبد مصرفی واحد و از قیمت کالاهای مبادله‌ای و غیر مبادله‌ای تشکیل شده بود، کاهش قیمت کالاهای مبادله‌ای باعث افزایش قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای خواهد شد. این افزایش قیمت موجب انتقال منابع از بخش مبادله‌ای به بخش غیرمبادله‌ای شده و موجب کاهش تولید بخش مبادله‌ای می‌شود. افزایش تولید بخش غیرمبادله‌ای نسبت به بخش مبادله‌ای نشان دهنده وجود بیماری هلندی در اقتصاد است. در این رویکرد دولت با توجه به سیاست خود، تمام منابع حاصل از شوک درآمدی را به اقتصاد تزریق نمی‌کند و بخش بیشتری به صندوق توسعه ملی واریز می‌شود. بنابراین در این رویکرد هنگام وقوع شوک درآمدی، نوسانات کمتری به اقتصاد منتقل می‌شود.



نمودار ٤. واکنش متغیرهای اقتصادی به شوک درآمد منابع در رویکرد افزایش محافظه‌کارانه

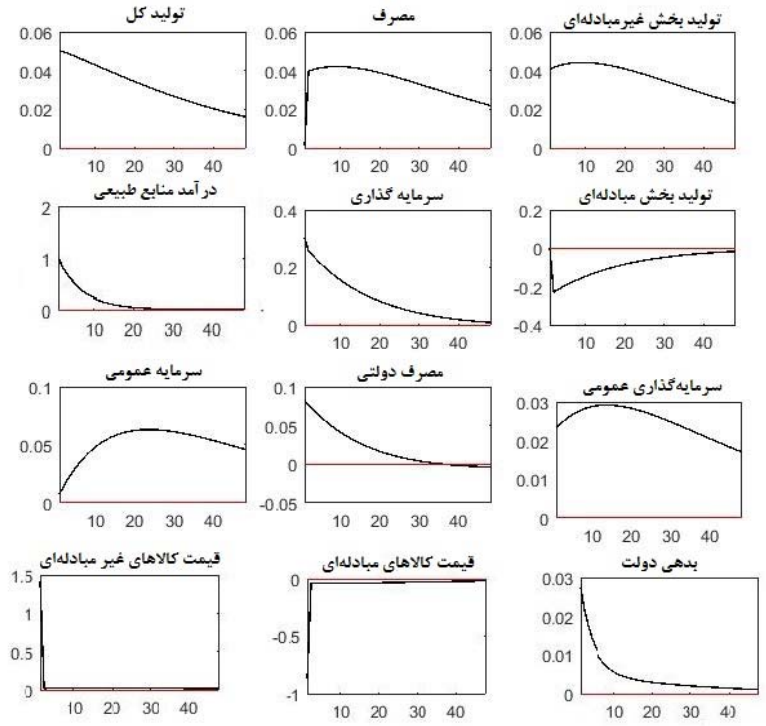
مأخذ: محاسبات تحقیق

نمودار (۵) واکنش متغیرها در رویکرد تدریجی را نشان می‌دهد. در رویکرد افزایش تدریجی، سیاست دولت رسیدن به سطح جدید سرمایه‌گذاری با سرعت بیشتر و در بازه زمانی کمتر نسبت به رویکرد محافظه‌کارانه است. دولت برای رسیدن به این مقصود سهم بیشتری از درآمد منابع را به افزایش سرمایه‌گذاری اختصاص می‌دهد. با توجه به این رویکرد، شوک درآمد نفتی موجب افزایش بیشتر در سرمایه‌گذاری عمومی (IG) می‌شود. افزایش سرمایه‌گذاری بیشتر موجب افزایش بیشتر سرمایه عمومی (KG) شده و تولید ناخالص داخلی افزایش می‌یابد. به دلیل ورود بخش بیشتری از منابع برای سرمایه‌گذاری بیشتر، کاهش بدهی دولت در این رویکرد نسبت به رویکرد محافظه‌کارانه کمتر است.



نمودار ۵. واکنش متغیرهای اقتصادی به شوک درآمد منابع در رویکرد افزایش تدریجی

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ٦. واکنش متغیرهای اقتصادی به شوک درآمد منابع در رویکرد افزایش تهاجمی

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این رویکرد نیز مانند رویکرد قبلی به دلیل افزایش درآمد ارز ناشی از افزایش درآمد منابع نفتی، در ابتدا قیمت کالاهای مبادله‌ای (S) کاهش می‌یابد اما در ادامه، روند افزایشی به خود خواهد گرفت. با توجه به اینکه قیمت سبد مصرفی واحد و از قیمت کالاهای مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای تشکیل شده بود، کاهش قیمت کالاهای مبادله‌ای باعث افزایش قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای خواهد شد. این افزایش قیمت موجب انتقال منابع از بخش مبادله‌ای به بخش غیرمبادله‌ای شده و موجب کاهش تولید بخش مبادله‌ای می‌شود.

در نهایت، سیاست دولت در رویکرد تهاجمی افزایش ناگهانی و سریع سرمایه‌گذاری عمومی و رسیدن به سطح جدید در دوره زمانی کوتاه‌مدت است. واکنش متغیرها نسبت به شوک درآمد نفتی در این رویکرد در نمودار (۶) بیان شده است. دولت در این رویکرد نیاز به منابع مالی بیشتری برای رسیدن به هدف خود دارد. به دلیل هزینه کردن منابع جهت افزایش سریع سرمایه‌گذاری، نوسانات اقتصاد نسبت به دو رویکرد بیشتر خواهد بود. سرمایه‌گذاری عمومی در ابتدا سریع افزایش می‌یابد و در بازه کوتاهی به حداکثر رسیده و سپس کاهش می‌یابد. این افزایش سریع باعث افزایش بدهی دولت شده و دولت برای انجام این سرمایه‌گذاری علاوه بر درآمدهای نفتی مجبور به استقراض می‌شود. واکنش نرخ ارز در این رویکرد کاهش بیشتر و موجب افزایش بیشتر قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای است. بنابراین هرچند در این رویکرد تولید ناخالص داخلی وضعیت بهتری و باثبات‌تری نسبت به دو رویکرد قبل دارد اما، بدهی دولت افزایش یافته و پایداری مالی و نرخ ارز و قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای نیز وضعیت بی‌ثبات‌تری دارند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

بی‌ثباتی درآمدهای منابع طبیعی و وابستگی شدید اقتصاد ایران به این درآمدها موجب شده است تا سیاست‌گذاران و کارشناسان به دنبال مدیریت درآمد حاصل از منابع طبیعی باشند. از جمله راهکارهایی که برای مدیریت درآمدهای نفتی قابل استفاده است می‌توان به سرمایه‌گذاری درآمدهای نفتی برای توسعه زیرساخت‌های عمومی، انتقال درآمدهای نفتی به حساب‌های پس‌انداز و تأسیس صندوق‌های توسعه و واریز درآمدهای نفتی به این صندوق‌ها اشاره کرد. از میان این سه راهکار با توجه به اینکه ایران کشوری در حال توسعه است و نیازمند سرمایه کافی برای پیشبرد اهداف اقتصاد کلان و رسیدن به سطوح بالای توسعه است، راهکار پس‌انداز درآمدهای نفتی برای ایران مناسب به نظر نمی‌رسد. در خصوص مدیریت درآمدهای نفتی با استفاده از صندوق توسعه ملی نیز مطالعاتی انجام شده است. مدیریت درآمدهای نفتی صرفاً با استفاده از صندوق توسعه قابل حل نیست، چون دولت در مواردی برای تأمین مالی کسر بودجه و هزینه‌های خود با اخذ مجوزهای لازم اقدام به برداشت از آن می‌کند.

در این میان پیشنهاد سازمان‌های بین‌المللی و کارشناسان اقتصادی، تنوع بخشی به درآمدهای منابع طبیعی در قالب رویکردهای مختلف سرمایه‌گذاری عمومی است. با توجه به این پیشنهادها، مطالعه حاضر در کنار تعریف صندوق توسعه و با بهره‌گیری از رویکردهای سرمایه‌گذاری، به دنبال پاسخ به این سؤالات بود که، تأثیر افزایش سرمایه‌گذاری عمومی روی اقتصاد ایران چگونه است؟ و چه نوع سیاست افزایشی برای اقتصاد ایران مناسب است؟ برای رسیدن به این منظور مطالعه پیش‌رو به دنبال ارزیابی سیاست‌های افزایش سرمایه‌گذاری عمومی و تأثیر آنها بر اقتصاد ایران با استفاده از روش رویکرد تعادل عمومی پویای تصادفی در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۵۷ است. الگو مورد استفاده در این مطالعه یک الگوی اقتصاد باز کوچک شامل خانوارها، دو بخش تولید مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای، بخش منابع طبیعی و دولت است. در این پژوهش برای بررسی افزایش سرمایه‌گذاری از سه رویکرد محافظه‌کارانه، تدریجی و تهاجمی استفاده شد.

در رویکرد محافظه‌کارانه، دولت سیاست افزایش آرام سرمایه‌گذاری عمومی برای رسیدن به سطح جدید را دنبال می‌کند. در رویکرد افزایش تدریجی، درجه سرعت تعدیل سرمایه‌گذاری بیشتر شده و سیاست دولت رسیدن به سطح جدید در بازه زمانی کمتر است. سیاست دولت در رویکرد تهاجمی، افزایش سریع و ناگهانی در سرمایه‌گذاری عمومی است به نحوی که در ابتدا میزان افزایش سرمایه‌گذاری بسیار شتابان است. نتایج مطالعه نشان داد که با وجود یک شوک درآمد نفتی، رویکرد افزایش تدریجی در مقایسه با دو رویکرد دیگر وضعیت باثبات‌تری را به دنبال دارد. در این رویکرد علاوه بر افزایش تولید ناخالص داخلی، مصرف خصوصی و مصرف دولتی، میزان بدهی عمومی نیز کاهش یافته است. در رویکرد افزایش تهاجمی هرچند تولید ناخالص داخلی وضعیت بهتری دارد ولی به دلیل افزایش ناگهانی سرمایه‌گذاری عمومی و محدودیت ظرفیت جذب، بدهی دولت نیز افزایش یافته است. همچنین در این رویکرد به دلیل هزینه‌های بالاتر، ارز حاصل از

درآمد نفتی بیشتر به اقتصاد تزریق شده، قیمت کالاهای مبادله‌ای کاهش و قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای افزایش و منابع به سمت بخش مبادله انتقال می‌یابد و زمینه را برای بروز پدیده اقتصادی هلندی نسبت به دو رویکرد دیگر فراهم می‌کند. در رویکرد افزایش محافظه‌کارانه با وجود شوک درآمد نفتی به دلیل پایین بودن میزان افزایش سرمایه‌گذاری عمومی، فرصت افزایش تولید ناخالص داخلی نسبت به دو رویکرد دیگر محدودتر است. در پایان با توجه به نتایج می‌توان گفت، یکی از ابزارهای مدیریت درآمد منابع در کشورهای صاحب منابع همانند ایران، افزایش سرمایه‌گذاری عمومی است. در این میان، مناسب‌ترین رویکرد برای کشور ایران افزایش تدریجی است که در آن نوسانات اقتصاد کمتر و همچنین وضعیت متغیرهای اقتصادی بهتر است چون در این رویکرد تولید ناخالص داخلی و مصرف افزایش و بدهی عمومی کاهش می‌یابد. تلاش دولت برای مدیریت درآمدهای نفتی و حرکت به سمت افزایش سرمایه‌گذاری عمومی می‌تواند وضعیت متغیرهای اقتصاد کلان را بهبود بخشد.

منابع

پارسا، حجت؛ هادیان، ابراهیم؛ صمدی، علی حسین و زیبایی، منصور (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر راهبردهای مختلف در مدیریت درآمدهای نفتی بر عملکرد اقتصاد ایران". *مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۵، ۱۳۱-۱۰۷.

پورشهابی، فرشید و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "نقش توسعه مالی در ورود سرمایه گذاری مستقیم خارجی و ارتقاء رشد اقتصادی". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۸، ۱۲۶-۱۱۳.

حسین‌زاده یوسف‌آباد، سید مجتبی؛ مهرآرا، محسن و توکلیان، حسین (۱۳۹۶). "نقش صندوق توسعه ملی در کاهش نوسانات اقتصادی ایران رویکرد (DSGE)". *فصلنامه اقتصاد مالی*، سال یازدهم، شماره۴۱، ۴۱-۱.

حسینی‌نسب، ابراهیم؛ عبدالهی حقی، سولماز؛ ناصری، علیرضا و عاقلی، لطفعلی (۱۳۹۵). "بررسی اثرات افزایش درآمدهای نفتی و مدیریت آن بر مسیر بهینه متغیرهای کلان اقتصاد ایران با تکیه بر مدل تعادل عمومی پویا". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره دوم، ۲۰۰-۱۷۵.

حقیقی، ایمان؛ آقانظری، حسن و شرزه‌ای، غلامعلی (۱۳۹۲). "تحلیل تعادل عمومی پویا از اثرات قاعده بقای ثروت طبیعی در بهره برداری از درآمد نفت و گاز". *فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی*، شماره ۱۱، ۷۶-۴۹.

دلیری، حسن (۱۳۹۶). "بررسی اثر متقابل سرمایه گذاری مستقیم خارجی و سرمایه گذاری داخلی (مطالعه تطبیقی ایران و ۱۳۶ کشور دنیا)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۶، ۹۶-۸۱.

رافعی، میثم؛ بهرامی، جاوید و دانش جعفری، داود (۱۳۹۳). "ارزیابی سیاست مالی برای اقتصاد ایران در یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر ادوار تجاری حقیقی". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، سال چهاردهم، شماره ۵۴، ۶۵-۳۳.

صیادی، محمد و بهرامی، جاوید (۱۳۹۴). "ارزیابی اثرات سیاست‌های سرمایه‌گذاری درآمد نفتی بر متغیرهای عملکرد اقتصادی در ایران: رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)". *پژوهشنامه اقتصاد انرژی ایران*، سال چهارم، شماره ۱۶، ۱۳۵-۸۵.

طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۹۶). "آزمون اصابت پس‌انداز و تحرک بین‌المللی سرمایه در کشورهای منتخب در حال توسعه آسیایی: شواهد تجربی جدید از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۱۰-۹۵.

غیبی هاشم‌آبادی، اکرم؛ رزمی، محمدجواد؛ ناجی میدانی، علی‌اکبر و کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۹۶). "تکانه‌های نفتی و پویایی‌های صندوق توسعه ملی؛ رویکرد تعادل عمومی پویا (DSGE) کینزین‌های جدید". *فصلنامه مدلسازی اقتصادسنجی*، سال دوم، شماره سوم (پیاپی ۶)، ۶۴-۳۳.

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

محمدی، تیمور و میرابی‌زاده، معصومه (۱۳۹۵). "تحلیل اثر درآمدهای نفتی بر اقتصاد ایران: مدل تعادل عمومی تصادفی پویا". *فصلنامه اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق)*، دوره ۱۳، شماره ۴، ۷۴-۴۵.

Agenor, P. R. (2008). "Fiscal Policy and Endogenous Growth with Public Infrastructure". *Oxford Economic Papers*, 60(1), 57-87.

Agenor, P. R. (2012). "Public Capital, Growth and Welfare –Analytical Foundations for Public Policy". 1st edition, Princeton: *Princeton University Press*.

Arrow, K. J. & Kruz, M. (1970). "Public Investment, the Rate of Return, and Optimal Fiscal Policy". *Baltimore: Johns Hopkins University Press (for Resourcesfor the Future).*

Auerbach, A. J. & Gorodnichenko, Y. (2013). "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion. In Fiscal Policy after the Financial Crisis". Edited by Alberto Alesina and Francesco Giavazzi. *Chicago: University of Chicago Press*.

Barkhordar, Z. & Saboohi, Y. (2013). "Assessing Alternative Options for Allocating Oil Revenue in Iran". *Energy Policy*, 63, 1207-1216.

Barnett, S. & Ossowski, R. (2003). "Operational Aspects of Fiscal Policy in Oil-Producing Countries". *Washington, D.C: International Monetary Fund*.

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth". *Journal of Political Economy*, *98*(5), S103-S125.

Baunsgaard, T., Villafuerte, M., Poplawski-Ribeiro, M. & Richmond, C. (2012). "Fiscal Framework for Natural Resource Intensive Developing Countries". *IMF Staff Discussion Note*, SDN 1204/.

Berg, A., Gottschalk. J., Portillo, R. & Zanna, L. F. (2010). "The Macroeconomics of Medium-Term Aid Scaling-Up Scenario". *IMF Working Paper,* No.10/160.

Berg, A., Portillo, R., Yang, S. C. & Zanna, L. F. (2013). "Public Investment in Resource-Abundant Developing Countries". *IMF Economic Review*, 61(1), 92-129.

Berg, A., Yang, S. C. & Zanna, L. F. (2014). "Modeling African Economies: A DSGE Approach". *forthcoming in The Oxford Handbook of Africa and Economics*, edited by C. Mongo and J. Y. Lin, Oxford U.K.: Oxford University Press.

Buffie, E. F., Berg, A., Pattillo, C., Portillo, R. & Zanna, L. F. (2012). "Public Investment, Growth, and Debt Sustainability: Putting Together the Pieces". *IMF Working Paper,* No.12/144.

Caselli, F. (2005). "Accounting for Cross-Country Income Differences". *National Bureau of Economic Research Working Pape,* No.10828.

Cherif, R. & Hasanov, F. (2012). "Oil Exporters' Dilemma: How Much to Save and How Much to Invest". *IMF Working Paper*, WP/124/.

Commission On Growth and Development. (2008). "The Growth Report, Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development". *The International Bank for Reconstruction and Development*, Washington, DC 20433.

Davis, J., Ossowski, R., Daniel, J. & Barnett, S. (2001). "Stabilizing and Saving Funds for Non-Renewable Resources: Experience and Fiscal Policy Implications". *IMF Occasional Paper*, No. 205.

Esfahani, H. S. & Ramírez, M. T. (2003). Institutions, Infrastructure, and Economic Growth". *Journal of Development Economics*, 70(2), 443-477.

Futagami, K., Morita, Y. & Shibata, A. (1993). "Dynamic Analysis of an Endogenous Growth Model with Public Capital". *Scandinavian Journal of Economics,* 95(4), 607-625.

Glomm, G. & Ravikumar, B. (1994). "Public Investment in Infrastructure in a Simple Growth Model". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18(6), 1173-1187.

Hawksworth, J., Audino, H. & Clarry, R. (2017). "The Long View: How will the Global Economic Order Change by 2050". *URL: https://www. pwc. com/gx/en/world-2050/assets/pwc-the-world-in-2050-full-report-feb-2017. pdf.*

Hulten, C. (1996). "Infrastructure Capital and Economic Growth: How Well You Use It May Be More Important than How Much You Have". *NBER Working Paper*, No. 5847.

Li, B. G., Gupta, P. & Yu, J. (2017). "From Natural Resource Boom to Sustainable Economic Growth: Lessons from Mongolia". *International Economics*, 151, 7-25.

Melina, G. & Xiong, Y. (2013). "Natural Gas, Public Investment and Debt Sustainability in Mozambique". *IMF Working Paper*, No. 13/261.

Melina, G., Yang, S. & Zanna, L. F. (2014). "Debt Sustainability, Public Investment, and Natural Resources in Developing Countries: The DIGNAR Model". *IMF Working Paper*, No.WP/14/50.

Melina, G., Yang, S. & Zanna, L. F. (2016). "Debt Sustainability, Public Investment, and Natural Resources in Developing Countries: The DIGNAR Model". *Economic Modelling*, 52, 630–649.

Murphy, K.M., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1989). "Industrialization and the Big Push". *Journal of Political Economy*, 97(5), 1003–1026.

Ossowski, R. & Halland, H. (2016). "Fiscal Management in Resource-rich Countries: Essentials for Economists". *Public Finance Professionals and Policy Makers*, *World Bank.*

Richmond, C., Yackovlev, I. & Yang, S. C. (2015). "Investing Volatile Resource Revenues in Capital-Scarce Economics". *Pacific Economic Review*, 20, 193–221.

Rosenstein-Rodan, P. N. (1943). "Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe". *The Economic Journal*, *53*(210/211), 202-211.

Rosenstein-Rodan, P. N. (1961). "Notes on the Theory of the Big Push". *In Economic Development for Latin America*, *Palgrave Macmillan, London.*

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1995). "Natural Resource Abundance and Economic Growth". *National Bureau of Economic Research Working paper,* No. 5398.

Sachs, J. D. & Warner, A. M. (1999). "The Big Push, Natural Resource Booms and Growth". *Journal of Development Economics*, 59, 43-76.

Sachs, J. D. (2005). "Investing in Development: A Practical Plan to Achieve the Millennium Development Goals*"*. *Earthscan UN Millennium Project, New York.*

Samaké, I., Muthoora, M. P. S. & Versailles, M. B. (2013). "Fiscal Sustainability, Public Investment, and Growth in Natural Resource-Rich, Low-Income Countries: The Case of Cameroon". *IMF Working paper*, No. WP/13/144.

Turnovsky, S. J. (2004). "The Transitional Dynamics of Fiscal Policy: Long-Run Capital Accumulation and Growth". *The Journal of Money, Credit and Banking,* 36(5), 883-910.

Vander Ploeg, F. & Venables, A. J. (2011). "Harnessing Windfall Revenues: Optimal Policies for Resource-Rich Developing Economies". *The Economic Journal*, 121(551), 1-30.

Vander Ploeg, F. & Venables, A. J. (2013). "Absorbing a Windfall of Foreign Exchange: Dutch Disease Dynamics". *Journal of Development Economics*, 103, 229-243.

Vander Ploeg, F. (2012). "Bottlenecks in Ramping up Public Investment". *International Tax and Public Finance*, 19(4), 509-538.

Venables, A. J. (2010). "Resource Rents; When to Spend and How to Save". *International Tax and Public Finance*, 17(4), 340–356.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۹۴-۷۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (77-94)

اثر قواعد مالی ضد ادواری بر اقتصاد ایران با تأکید بر بخش نفت (با وجود صندوق توسعه ملی)

هادی کشاورز[۱]، *سیدحسینعلی دانش[۲]، حبیب انصاری سامانی[۳]، داود فرهادی سرتنگی[٤]

۱. استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس
۲. استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران
۳. استادیار بخش اقتصاد، دانشگاه یزد، یزد، ایران
۴. دانشجوی دکتری اقتصادی دانشگاه یزد، یزد، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۸/۳/۱۹)

The Effect of Countercyclical Fiscal Rules on the Iranian Economy with an Emphasis on the Oil Sector (with the National Development Fund)

Hadi Keshavarz[1],[*]Hosseinali Danesh[2], Habib Ansari Samani[3],Davood Farhadi Sartangi[4]

1. Assistant Professor, Department of Economics, Persian Gulf University, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics,Yazd University, Iran
3. Assistant Professor, Department of Economics,Yazd University, Iran
4. Ph.D. Student, Department of Economics, Yazd University, Iran

(**Received:** 9/June/2019 **Accepted:** 13/Feb/2019)

چکیده:

طی دهه‌های گذشته، اقتصاد کشورهای جهان بطور پیوسته دچار نوسانات اقتصادی، بروز ادوار تجاری و چرخه‌های رونق و رکود شده‌اند. قواعد مالی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین ابزار دولت با هدف ثبات سازی و کاهش نوسانات در طی ادوار تجاری می‌باشند. همیشه ذهن بسیاری از سیاست‌گذاران درگیر این مسئله است که در دوران رونق یا رکود اقتصادی، چگونه سیاستی را باید مدنظر قرار دهند. در واقع سیاست‌گذاران با این سؤال روبه‌رو هستند که در طول ادوار تجاری، باید از قواعد مالی استفاده شود یا خیر ؟ در پاسخ به این سؤال، پژوهش حاضر با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی که شامل خانوارها با افق برنامه ریزی نامحدود، بنگاه تولید کننده کالای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای، دولت-مقام پولی، بخش نفت و صندوق توسعه ملی می‌باشد، به سناریوسازی در دو حالت اعمال قاعده مالی ضدادواری و عدم اجرای آن پرداخته است. یافته های پژوهش نشان داد که در مورد تکانه نفتی، قاعده مالی ضدادواری مبتنی بر درآمدهای نفتی، شدت نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی را در مقایسه با عدم وجود قاعده مالی، کاهش داده است. همچنین در مورد تکانه پولی، تفاوت محسوسی در اثرگذاری اجرای قاعده مالی نسبت به عدم اعمال آن مشاهده نشده است.

واژه‌های کلیدی: قواعد مالی، ضدادواری، نفت، DSGE.
طبقه‌بندی JEL: E12، E62، E37.

Abstract:

Over the past decades, the economies of the world have continually experienced economic fluctuations, business cycles, and cycles of boom and recession. Fiscal rules are one of the most important tools of the government with the goal of stabilizing and reducing fluctuations during the business cycle. It is always the minds of many policymakers who are involved in the question of how a policy should be considered during a period of boom or recession. In fact, policy makers are confronted with the question of whether fiscal rules should be used during business cycles. In response to this question, the present study uses a dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model and modeling the National Development Fund to scenario in two modes of applying counterycyclical fiscal rule and its non-implementation. The findings of the study showed that, in the case of petty impacts, a counterycyclical fiscal rule based on oil revenues has reduced the intensity of fluctuations of macroeconomic variables compared to the absence of a fiscal rule. Also, in the case of monetary impulse, there is not a significant difference in the effectiveness of the implementation of the fiscal rules or its non-implementation.

Keywords: Fiscal rules, Countercyclical, Oil, DSGE.
JEL: E12, E62, E37.

*** نویسنده مسئول:** حسینعلی دانش (مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری داود فرهادی سرتنگی است)
E-mail: danesh@yazd.ac.ir
*Corresponding Author: Hosseinali Danesh

۱- مقدمه

قواعد مالی در سال های اخیر بسیار معمول شده است. تا اوایل دهه ۱۹۹۰ این قواعد تنها در کشورهای معدودی مورد استفاده بود. انباشت بدهی های عمومی در طول دهه ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ و نیاز اتحادیه‌های پولی به پشتیبانی چارچوب‌های قاعده‌مند، دولت‌های بیشتری را بر آن داشت که سیاست‌های خود را منوط به محدودیت‌های عددی نمایند. بحران مالی جهانی منجر به بازنگری در خرد جمعی اقتصاد در خصوص نقش مناسب سیاست مالی در مدیریت نوسانات اقتصادی شد (دراقی[1]، ۲۰۱۴: ۱۲). قواعد مالی سازوکارهای نهادی با هدف پشتیبانی از انضباط و اعتبار مالی است. این قواعد به دنبال ثبات اقتصاد کلان هستند؛ اما اغلب با اشتغال، رشد و اهداف توسعه انطباق ندارد. پس از بحران جهانی (۲۰۰۹-۲۰۰۸)، سیاست‌های مالی بیش از گذشته در کانون توجه سیاست‌گذاران قرار گرفته است و در این بین یکی از مباحث کلیدی تعیین قواعد مالی است (سازمان بین‌المللی کار[2]، ۲۰۱۵: ۵). یک قاعده مالی باید به انجام تعدیلات مورد نیاز در اقتصاد کمک کرده و بدهی‌ها را در مسیر پایداری قرار دهد. علاوه بر این قاعده مالی خوب باید از انعطاف‌پذیری مناسبی در پاسخ به شوک‌ها برخوردار باشد (کریمی پتانلار و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۸).

هرچند عمده تجربیات جهانی در استفاده از قواعد مالی مربوط به کشورهای توسعه یافته است، اما تمایل فزاینده‌ای از سوی اقتصادهای نوظهور و کشورهای با درآمد کم در جهت اتخاذ قواعد مالی وجود دارد. طی دهه گذشته، نوسانات قیمت کالاها و به‌ویژه نفت، موجب بازنگری سیاست مالی ادواری در اقتصادهایی شده است که صادرکننده این کالاها هستند. شواهد موجود نشان می‌دهد که در اقتصادهای صادرکننده کالا، درآمد و مخارج دولت موافق ادوار بوده است، این بدین معناست که به‌ویژه در اقتصادهایی که صادرکننده نفت می‌باشند زمانی که قیمت کالای صادراتی افزایش یابد، مخارج رشد می‌کند و بالعکس (کاستا و رودریگز[3]، ۲۰۱۸: ۱۲). بر اساس الگوهای استاندارد کینزی، سیاست مالی باید ضد ادواری باشد؛ بدین معنی که در شرایط بد و رکود، دولت باید مخارجش را افزایش و مالیات‌ها را کاهش دهد تا اقتصاد را برای رهایی از رکود کمک کند. بنابراین، اگر سیاست‌گذاران نظریه کینز را دنبال کنند، باید در طول ادوار تجاری یک همبستگی مثبت میان مالیات و محصول و یک همبستگی منفی میان مخارج دولت و محصول را مشاهده کنند (تالوی و وق[4]، ۲۰۰۵: ۱۵۸). همچنین بر اساس نظریه نئوکلاسیکی هموارسازی مالیات[5] بارو[6] (۱۹۷۹)، دولت باید به‌طور بهینه مازاد را در زمان خوب و کسری را در زمان بد اداره نماید (سسپدس و ولاسکو[7]، ۲۰۱۴: ۹۸). در واقع دولت باید با قرض گرفتن در دوران رکود و پرداخت آن در دوران رونق، نرخ‌های مالیات و مخارج دولتی را به‌طور کامل ملایم و هموار کند. لذا در میان دو مکتب کینزی و نئوکلاسیک در خصوص عدم اتخاذ سیاست مالی موافق چرخه، توافق وجود دارد. چرا که بررسی روابط بین نرخ رشد اقتصادی سرانه با رفتار چرخه ای سیاست مالی و نوسانات مالی، بیانگر وجود رابطه منفی بین این متغیرها است (وو[8]، ۲۰۰۸: ۸۵۳).

معمولاً کشورهای صادرکننده کالا، نوسان چرخه‌های تجاری بیشتری را به دلیل نوسانات بنیادی قیمت کالا، تجربه می‌کنند. مدل‌ها و روش‌های تخمینی متعددی برای درک ارتباط قیمت کالاها در چرخه‌های تجاری اقتصادهای کوچک باز مطرح شده است. بسیاری از این اقتصادها سعی دارند که سیاست‌های کلان اقتصادی موافق ادواری داشته باشند که این امر، حساسیت چرخه‌های تجاری را به نوسانات قیمت کالا تشدید می‌کند (مدینا و سوتو[9]، ۲۰۱۶: ۳۴۰).

اغلب صادرکنندگان کالا، سیاست‌های مالی موافق ادواری اتخاذ می‌کنند که موجب تشدید نوسانات اقتصاد کلان می‌شود (گاوین و پروتی[10]، ۱۹۹۷: ۱۵؛ کامینشکی[11] و همکاران، ۲۰۰۴: ۱۳؛ تالوی و وق، ۲۰۰۵: ۱۶۰). به‌طور فزاینده، شواهد تجربی نشان می‌دهد که مدیریت نامناسب درآمدهای حاصل از فروش کالا، یک عامل اصلی در نوسانات اقتصادی این کشورها می‌باشد (آدلر و سوسا[12]، ۲۰۱۴: ۱۱۵؛ فرانکل[13] و همکاران، ۲۰۱۳: ۳۵).

حسین و همکاران (۲۰۰۸: ۷)، دریافتند که تغییرات قیمت نفت، عمدتاً از طریق سیاست مالی بر چرخه اقتصادی اثر می‌گذارد. به عنوان مثال، شیلی، با چارچوب مالی دقیقش،

1. Draghi (2014)
2. International Labour Organization (2015)
3. Costa & Rodriguez (2018)
4. Talvi & Vegh (2005)
5. Tax- Smoothing
6. Barro (1979)
7. Cespedes & Velasco (2014)
8. Woo (2008)
9. Medina & Soto (2016)
10. Gavin & Perotti (1997)
11. Kaminsky et al. (2004)
12. Adler & Sosa (2014)
13. Frankel et al. (2013)

به‌طور موفقیت‌آمیزی نوسانات اقتصاد کلان مرتبط با نوسانات قیمت کالا را نسبت به دیگر کشورهای آمریکای لاتین کاهش داده است (مدینا[1]، ۲۰۱۰: ۱۵). این شواهد موجب اتخاذ چارچوب مالی رسمی برای مدیریت نوسانات درآمدی کالاها شده است (فرانک و همکاران، ۲۰۱۳: ۳۵؛ کمهف و لاکستون[2]، ۲۰۱۳: ۱۱۵).

وابستگی مالی به بخش نفت و پایه مالیاتی نسبتاً ضعیف در بخش‌های دیگر، مدیریت مالی در کشورهای صادرکننده نفت را بسیار دشوار می‌کند. تاریخچه شوک قیمت نفت از زمان اولین شوک نفتی در دهه ۱۹۷۰ نشان می‌دهد که چرخه قیمت نفت غیرقابل پیش‌بینی است. این امر موجب نااطمینانی در مورد درآمدهای آتی دولت می‌شود که روند افزایش قیمت نفت منجر به کاهش فوری فشار مقامات مالی برای تنظیم سیاست مالی و کاهش انگیزه برای احتیاط مالی می‌شود. این ویژگی‌ها می‌توانند پیامدهای مهمی در عملکرد اقتصادی و ثبات این اقتصادها داشته باشند (آنشانسی و بردلی[3]، ۲۰۱۲: ۶۱۰).

در مطالعات داخلی، یافته‌های پژوهش هادیان و هاشم‌پور، نیز نشان داد که درآمد ناشی از صادرات نفت دلیل پیدایش ادوار تجاری در اقتصاد ایران است. هوشمند و همکاران (۱۳۸۷)، با آزمون علّیت گرنجری در تحلیل چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۳۸، نشان دادند که نوسانات صادرات نفت و گاز می‌تواند به عنوان منبع اصلی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران شناخته شود (هادیان و هاشم‌پور، ۱۳۸۲: ۱۲۰-۹۳).

طیب‌نیا و قاسمی به اندازه‌گیری سیکل‌های تجاری در ایران با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات و با بهره‌گیری از داده‌های فصلی و سالانه طی دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. نتایج آنها نشان داد که اقتصاد ایران هفت دوره تجاری را پشت‌سر گذاشته است که در ۱۷ سال از سال‌های مزبور، رونق و در ۱۵ سال، رکود بر فعالیت‌های اقتصادی حاکم بوده است. همچنین نفت از میان عوامل متعدد تأثیرگذار در ایجاد رونق و رکود در اقتصاد ایران نقش مؤثرتری داشته است (طیب‌نیا و قاسمی، ۱۳۸۹: ۲۰۶-۱۸۳).

گلستانی و همکاران با مطالعه همزمانی سیکل‌های تجاری کشورهای عضو اوپک با درآمدهای نفتی در طی سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۷۳، به ارتباط مثبتی بین همزمانی سیکل‌های تجاری با درآمدهای نفتی برای کشورهای عضو اوپک ازجمله ایران دست یافتند (گلستانی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۶-۵۱).

نتایج پژوهش مولایی و گلخندان نیز حاکی از آن بوده است که شوک برون‌زای قیمت نفت، مهمترین علت ادوار تجاری در ایران بوده است (مولایی و گلخندان، ۱۳۹۲: ۲۵۳-۲۲۹).

یافته‌های تحقیق گل‌خندان، نشان می‌دهد که درآمدهای نفتی و مخارج کل دولت توانسته‌اند بیشترین تأثیر را بر نوسانات چرخه‌های تجاری داشته باشند (گل‌خندان، ۱۳۹۴: ۱۰۴-۸۳).

نتایج مدل برازش شده پژوهش رستم زاده و گودرزی نشان دهنده این است که چنانچه درآمدهای نفتی، نرخ تورم و میزان واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای افزایش یابد، احتمال وقوع رونق افزایش می‌یابد (رستم‌زاده و گودرزی، ۱۹۶: ۶۴-۴۱).

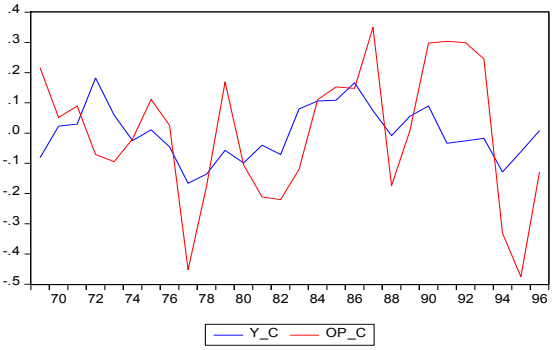
برای شناخت این جنبه از اقتصاد ایران از سری زمانی تولید ناخالص داخلی و قیمت نفت در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۹ استفاده شده است. اجزای سیکلی متغیرها با استفاده از فیلتر هودریک-پرسکات استخراج شده است.

جدول ۱. تحلیل همبستگی میان جزء سیکلی مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی در ایران

Correlation		
t-Statistic	Y_C	OP_C
Y_C	1.000000	

OP_C	0.447368	1.000000
	2.550608	-----

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل ۱. جزء سیکلی قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی

مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Medina (2010)
2. Kumhof & Laxton (2013)
3. Anshasy & Bradley (2012)

پس از استخراج نمودار (۱)، برای شناخت ارتباط میان جزء سیکلی تولید و قیمت نفت، از آزمون همبستگی بهره گرفته شده است که به صورت معنی‌داری ارتباط مثبت میان آنها را تأیید کرده است. یعنی در دوره‌های افزایش قیمت نفت، تولید با رونق روبه‌رو بوده و در دوره‌های کاهش قیمت نفت، تولید با رکود مواجه بوده است.

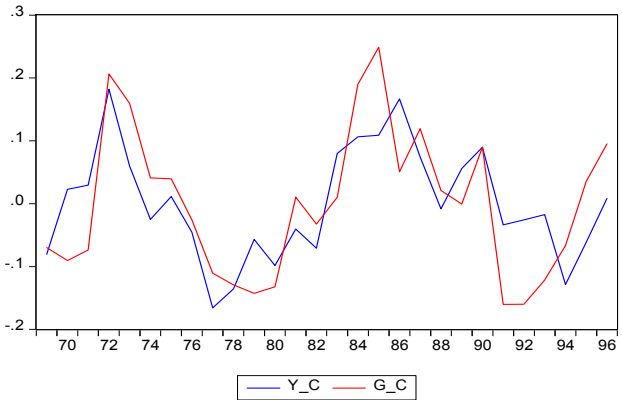
اما این مسئله در کشورهای در حال توسعه به طور کامل برعکس است. مطالعات آردانار و همکاران[1] (۲۰۱۰: ۳۷-۱)، لوزانو[2] (۲۰۱۰: ۲۸-۱) و ابدیح[3] (۲۰۱۰: ۴۳-۱)، کاتینهو[4] و همکاران (۲۰۱۳: ۳۲-۱) و وق و وولتین[5] (۲۰۱۵: ۳۷۰-۳۲۷) از جمله مطالعاتی است که درستی این ادعا را نشان می دهند. به عبارت دیگر مخارج دولتی در این کشورها به شدت هم‌جهت با ادوار تجاری حرکت می‌کند (باتاگلینی و کوت[6]، ۲۰۰۸: ۱۲ و سسپدس و ولاسکو، ۲۰۱۴: ۹۳).

در اقتصاد ایران نیز موضوع سیاست موافق ادواری صحت دارد. برای بررسی این ادعا، با همان تکنیکی که پیشتر اشاره شد و در همان دوره زمانی، نمودارهای جزء سیکلی مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی در شکل (۲) استخراج شده است.

برای درک بهتر نمودار، با کمک تحلیل همبستگی، رابطه مثبت میان اجزا سیکلی مخارج دولت و درآمدهای نفتی تأیید گردید و بر این اساس رابطه مثبت معنی داری بین این دو متغیر وجود دارد.

همان گونه که در شکل (۲) مشاهده می شود، مخارج دولت در اکثر دوره‌های مورد مطالعه، رفتار موافق ادوار تجاری را نشان می دهد. بدین معنا که، در سال های رونق اقتصادی، دولت مخارج را افزایش داده، و در سال های رکود اقتصادی، مخارج را کاهش داده است. و این با نظریات مطرح در این حوزه در تناقض است.

از این رو این مطالعه به دنبال طراحی قاعده مالی ضدادواری مبتنی بر نظریات اقتصادی و با توجه به نقش نفت در اقتصاد کشور است تا بتواند شکل صحیحی از یک سیاست مالی مؤثرتری را در بودجه جاری و عمرانی توسط دولت، نشان دهد.



شکل ۲. جزء سیکلی مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. تحلیل همبستگی میان جزء سیکلی مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی در ایران

Correlation		
t-Statistic	Y_C	G_C
Y_C	1.000000	

G_C	0.725790	1.000000
	5.379744	-----

مأخذ: محاسبات تحقیق

شواهد تاریخی نشان می دهد که شوک های قیمت نفت غیرقابل‌پیش‌بینی هستند و قیمت نفت روند پر نوسانی دارد. بحران نفتی اوایل دهه ۱۹۷۰، جنگ عراق و کویت در سال ۱۹۹۰، حملات تروریستی ۱۱ سپتامبر ۲۰۰۱ آمریکا، جنگ عراق در سال ۲۰۰۳ و شوک نفتی سال ۲۰۰۸ میلادی، نمونه‌های بارزی از شوک‌های غیرقابل‌کنترل قیمت نفت هستند (فیلیز[7] و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۶۰؛ آنشاسی و برادلی، ۲۰۱۲: ۶۰۸). این شوک ها ریشه در عوامل متعدد اقتصادی و سیاسی خارجی دارند و نسبت به اقتصاد داخل برون‌زا هستند (فیلیز و همکاران، ۲۰۱۱: ۱۵۴). بنابراین درآمدهای حاصل از فروش نفت با نوسانات زیادی همراه است. با توجه به ساختار اقتصاد ایران و همچنین مشکلات ساختاری خاص کشور که ریشه در بودجه عمومی دولت و اثرپذیری شدید آن از نوسانات قیمت نفت و در نتیجه نوسانات وجوه حاصل از فروش آن توسط دولت دارد، ارتباط قوی بین تنظیم قواعد مالی از سوی دولت و وضعیت درآمدهای نفتی برقرار می شود. از این منظر، نوسانات در این درآمدها نیز از مسیر سیاست‌های مالی متغیرهای کلان اقتصادی را متأثر می کند و آنها را از وضعیت باثباتشان منحرف می‌سازد. از این‌رو، تنظیم و قاعده‌مندی

1. Ardanaz et al. (2010)
2. Lozano (2010)
3. Abdih (2010)
4. Coutinho et al. (2013)
5. Vegh, & Vuletin (2015)
6. Battaglini & Coate (2008)
7. Filis et al. (2011)

سیاست های مالی در این کشورها از اهمیت بسزایی برخوردار است. از این‌رو برای طراحی یک سیاست مالی مطابق با اصول تئوریک در اقتصاد کلان در کشوری مانند ایران، توجه به بخش نفت در تدوین قاعده مالی دولت ضروری است. علاوه بر نکات مطرح شده، مسئله دیگری که در تنظیم قواعد مالی کشورها مشاهده می‌شود، دنبال کردن سیاست‌های موافق ادوار از سوی دولت‌هاست. توضیح اینکه دولت‌ها در زمان‌های رونق اقتصادی، سیاست‌های انبساطی و در زمان‌های رکود، سیاست‌های انقباضی را دنبال می‌کنند. این پدیده اگرچه با مباحث رایج در اقتصاد کلان که عنوان می‌کند دولت‌ها در زمان‌های رکود به‌منظور تعدیل اثرات زیان‌بار اجتماعی آن، استقراض‌های مالی انجام می‌دهند و در زمان‌های رونق بهره این وام‌ها را بازپرداخت می‌کنند، در تناقض است، اما با مطالعات تجربی در این زمینه مورد تأیید قرار گرفته است؛ در نتیجه انجام پژوهشی که پیرامون نقش قواعد مالی ضدادواری در ایران با تأکید بر بخش نفت باشد، ضروری به نظر می‌رسد. در این پژوهش بنا بر این است که با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نشان داده شود که چگونه دنبال کردن قواعد مالی از سوی دولت جهت مدیریت سیاست‌های مالی ادواری، متغیرهای کلان اقتصادی کشور ایران را به‌عنوان یک کشور صادرکننده نفت، در مواجهه با تکانه‌ها تحت تأثیر قرار خواهد داد. در تدوین قاعده مالی بر بخش نفت تأکید شده است و بر این اساس به سناریوسازی در جهت ارزیابی اثرگذاری قاعده مالی ضدادواری پرداخته شده است. در این مطالعه، قاعده‌ای مالی را برای مدیریت سیاست‌های مالی ضدادواری وارد تابع مخارج جاری و عمرانی دولت کرده تا واکنش درون‌زای مخارج دولت به تغییرات درآمدهای نفتی نشان داده شود. در یک حالت مبنا فرض شده است که دولت از قاعده مالی استفاده کند و به عبارت دیگر در سیاست فعال مالی (ضد ادواری)، واکنش دولت به متغیر درآمد نفتی دولت در قاعده مالی مورد ارزیابی قرار خواهد گرفت. در حالت دیگر، دولت هیچ گونه پاسخ سیاستی نسبت به تغییر درآمد نفتی در قاعده مالی پس از ورود تکانه‌ها از خود نشان نخواهد داد. در نهایت با بررسی توابع ضربه–پاسخ متغیرهای کلان اقتصادی، بحث می‌شودکه هر یک از این سناریوها، تا چه حد می‌تواند بر انحراف متغیرهای کلان اقتصادی از وضعیت باثبات آنها در برخورد با تکانه‌ها تأثیر داشته باشد.

سازماندهی این مقاله به این صورت است: بخش جاری شامل مقدمه و کلیات تحقیق است. در بخش دوم پیشینه تحقیقات انجام شده مرور می‌شود. بخش سوم شامل مدل پژوهش است و در بخش چهارم نتایج برآورد مدل می‌آید. بخش نهایی شامل نتیجه‌گیری و به ارائه پیشنهادها اختصاص یافته است.

۲- پیشینه پژوهش

۲-۱- مطالعات خارجی

برنالد و ترزد[1] در مطالعه‌ای، قیمت کالا و طراحی سیاست مالی با وجود قواعد مالی را در قالب یک مدل عاملی پویا مورد تجزیه تحلیل قرار دادند. نتایج نشان داد که برخلاف نظریات رایج، با اجرای قاعده مالی، سیاست مالی در ارتباط با قیمت کالا موافق ادواری بوده است و بدین وسیله سیاست مالی، نوسانات قیمت کالاها را در اقتصاد داخلی تشدید می‌کند (برنالد و ترزد، ۲۰۱۹: ۱۸۰–۱۶۱).

جالس[2] با استفاده از روش پنل و داده‌های سال‌های ۲۰۱۴–۱۹۸۰ تأثیر قواعد مالی بر رفتار ادواری سیاست مالی را در ۶۰ کشور مورد پژوهش قرار داده است. یافته های پژوهش حاکی از آن است که سیاست مالی ضدادواری بوده است و در طی زمان افزایش می یابد و در اقتصادهای پیشرفته بزرگ‌تر می‌باشد. همچنین قواعد مالی، درجه ضدادواری سیاست مالی را در اقتصادهای پیشرفته کاهش می‌دهد (جالس، ۲۰۱۸: ۱۶۲–۱۵۹).

کوه[3] در پژوهشی با عنوان "سیاست مالی در کشورهای صادرکننده نفت: نقش صندوق های نفتی و نهادها" به ارزیابی صندوق‌های نفتی و کیفیت نهادها در کاهش رفتار موافق ادواری سیاست مالی و نوسانات اقتصادی در ۴۲ کشور صادرکننده نفت با استفاده از روش پنل خودرگرسیون برداری در طی سال‌های ۲۰۱۴–۱۹۶۰ پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان داد که صندوق های نفتی در کاهش رفتار موافق ادواری کشورهای با کیفیت نهادی بالا مؤثر بوده است. همچنین صندوق‌های نفتی با کاهش مصارف دولت و نرخ ارز واقعی در کشورهای با کیفیت نهادی پایین مرتبط بوده است (کوه، ۲۰۱۷: ۵۸۰–۵۶۷).

بوا[4] و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی نقش سیاست مالی در کشورهای با منابع غنی با توجه به نوسانات منابع درآمدی

1. Bjørnland & Thorsrud (2019)
2. Jalles (2018)
3. Koh (2017)
4. Bova et al. (2016)

پرداختند. در این پـژوهش ۴۸ کشـور صـادرکننده ی کالاهـای غیرقابل تجدید در طی سال هـای ۲۰۱۴-۱۹۷۰ مـورد مطالعـه قرار گرفته است. نتایج بیانگر آن بود که سیاسـت مـالی موافـق ادواری بوده است و به نظر می‌رسد که تصویب قواعد مـالی بـه میزان قابل توجهی رفتار موافق ادواری را کاهش نمی‌دهـد امـا کیفیت نهادهای سیاسی از عوامل مؤثر است (بـوا و همکـاران، ۲۰۱۶: ۱۸-۲).

کمبس[1] و همکاران با بررسی کشـورهای نوظهـور، توسـعه یافته و در حال توسعه در طی سال‌های ۲۰۱۱-۱۹۹۰ بـه ایـن نتایج دست یافتند که سیاست مالی نسبت به چرخه‌های تجاری واکنش غیرخطی داشته و در صورتی که دامنه نسبت بدهی بـه تولید ناخالص داخلی از ۸۷ درصد بالاتر رود، رفتار سیاست گـذار مالی موافق چرخه ای خواهـد بـود. ایـن محققـین در ادامـه بـا بررسی قواعد مالی در این کشورها به این نتیجه دست می یابند که پیاده‌سازی قواعد مـالی مـی‌توانـد اثربخشـی بـار بـدهی در اجرای سیاست مالی پادچرخه ای را تقلیل دهد که این اثر مثبت می‌تواند ناشی از انضباط مالی برقرار شده به واسطه پیاده‌سـازی قواعد مالی باشد. اما لزوم به کارگیری سیاست مالی پادچرخه‌ای در کشورهای تولیدکننده نفت از اهمیت بیشتری برخوردار است (کمبس و همکاران، ۲۰۱۴: ۱۰۳۸-۱۰۱۳).

۲-۲- مطالعات داخلی

رضایی در پژوهشی به تحلیل تجربی سیاست‌گذاری مالیاتی در بستر ادوار تجاری پرداختـه اسـت. بـه همـین منظـور، دو گـام اساسی طی شده است: در گام اول، ساختار سیاست‌های مالیاتی در اقتصـاد ایـران مـورد بررسـی قـرار گرفتـه و اولویـت‌هـای سیاست‌گذار مالیاتی نیز تعیین شده اسـت. در گـام دوم، میـزان اثربخشـی ابزارهـای مالیـاتی در کنتـرل (یـا عـدم کنتـرل) سیکل‌های تجاری مشخص شده است. بر این اساس، نرخ‌های مالیاتی در اقتصـاد ایـران، علـی رغـم داشـتن علامـت موافـق سیکلی، از معنی‌داری آماری لازم برخوردار نبوده‌اند. بـه همـین منظور، جهت تطبیق بیشتر بررسی‌های تجربی با واقعیـت‌هـای اقتصاد ایران، به جای نرخ‌هـای مالیـاتی از «فضـای مـالی» در تحلیل تجربی استفاده شده و نتـایج، نشـان از موافـق سـیکلی بودن معنی‌دار تأمین مالی دولت در اقتصاد داشته است (رضایی، ۱۳۹۵: ۱۶۳-۱۳۱).

قاسمی و مهاجری در مطالعه‌ای قواعد مالی مناسـب بـرای سیاست گذاری مالی در ایران را مورد ارزیابی قرار دادنـد. نتـایج نشـان داد کـه، حسـاب ذخیـره ارزی، صـندوق توسـعه ملـی و هدف‌گذاری کسری تراز عملیـاتی، از مهـم‌تـرین قواعـد مـالی طراحی‌شده در ایران هستند اما در عمل نتوانسته‌اند محـدودیت عملیاتی برای دولت در استفاده منابع حاصـل از صـادرات نفـت ایجاد کنند. همچنین در این پـژوهش سـه قاعـده مـالی بـرای کشور پیشنهاد می‌شـود کـه عبارتنـد از: تعیـین سـقف کسـری بودجه بدون نفت و کاهش سـالانه آن، تعیـین سـقف اسـتفاده ریالی از منابع حاصل از نفت در بودجه و میزان تغییرات سـالانه آن و مرتبط کردن میزان افزایش هزینـه‌هـا بـا مقـدار افـزایش درآمدهای غیرنفتی (قاسمی و مهاجری، ۱۳۹۴: ۸۴-۵۹).

زارعی رفتار چرخه ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر آن بـا تأکید بر نقش قواعد مالی را مورد مطالعه قرار داد. بررسی رفتار سیاست‌گذار مالی ایران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۷ با اسـتفاده از روش تخمین گشتاورهای تعمـیم یافتـه نمایـان سـاخت کـه سیاست مالی موافق چرخه های تجاری بوده است که مؤیـد آن است که دولت نتوانسته است به عنوان یکی از عوامل ثبات‌سـاز در محیط اقتصاد کلان، نقشـی ایفـا نمایـد. همچنـین ارزیـابی تلاطم قیمت نفت، اندازه دولت، دسترسی به بازارهای اعتبـاری خارجی، دموکراسی، کیفیت نهادها به عنوان متغیرهای مؤثر بـر رفتار موافق چرخه‌ای سیاست مالی نشان می‌دهـد کـه تلاطـم قیمت نفت و ضعف کیفیت نهادها از عوامل مؤثر بر ایـن رفتـار بوده است. علاوه بر ایـن پیـاده‌سـازی قواعـد مـالی و تشـکیل حساب ذخیره ارزی در ایران، اثر معنی‌داری بر رفتـار چرخـه‌ای سیاست مالی نداشته است (زارعی، ۱۳۹۴: ۵۶۹-۵۴۳).

بهرامی و رافعی با بکـارگیری یـک مـدل تعـادل عمـومی تصادفی کینزی برای اقتصاد ایران به بررسـی اثـر تکانـه هـای تصادفی در حضور انواع مختلف قواعد عکـس‌العمـل مـالی، بـر متغیرهـای اقتصـاد کـلان پرداختنـد. در ایـن مطالعـه پاسـخ متغیرهای مزبور به تکانه‌های تصادفی در سناریوهایی که در آن دولت هیچ گونـه عکـس‌العمـل سیاسـتی اعمـال نمـی‌کنـد بـا سناریوهای دیگر بدیل، هنگامی که دولت به صورت ضدادواری و از طریق قواعد مالی عکس‌العمل نشان می‌دهد، مقایسه شـده است. یافته‌هـا نشـان داد کـه انحـراف متغیرهـا از وضـعیت بـا ثباتشان، زمانی که دولت سیاست فعال اتخـاذ مـی کنـد، کمتـر است (بهرامی و رافعی، ۱۳۹۳: ۳۷-۱).

صمدی و اوجی‌مهـر در ارزیـابی ماهیـت سیاسـت مـالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن برای اقتصاد ایران، نخست بـه بررسی ویژگی کینزی یا غیرکینزی بودن سیاست مالی براساس

1. Combes et al. (2014)

الگوی تعمیم‌یافته تاگالاکیس (۲۰۰۸) پرداختند. نتایج این مطالعه بیان‌کننده آن بود که سیاست مالی ایران در دوره بررسی شده، ماهیت کینزی داشته است و سیاست مالی با ماهیت کینزی باید به صورت ضد ادواری اعمال شود، اما برآورد ضریب همبستگی بین شاخص ادوار تجاری و شاخص سیاست مالی، نشان‌دهنده هم‌جهت بودن سیاست با ادوار تجاری بود؛ به سخن دیگر، سیاست همواره موافق ادوار تجاری اعمال شده است. از این‌رو، سیاست مالی نقش مؤثری در تثبیت اقتصادی نداشته و حتی عاملی برای تشدید نوسانات اقتصادی بوده است (صمدی و اوجی‌مهر، ۱۳۹۰: ۷۵-۴۹).

در جمع‌بندی مطالعات تجربی اندک انجام شده مرتبط با موضوع پژوهش برای اقتصاد ایران می‌توان به این مورد اشاره نمود که مطالعات داخلی به بخش نفت در قواعد مالی نپرداخته‌اند و بخش نفت را وارد قواعد مالی ننموده‌اند، مخصوصاً درنظرگیری این نکته که اقتصاد ایران و به‌خصوص بودجه کشور وابستگی شدیدی به بخش نفت دارد نیز لحاظ نشده است، بنابراین مطالعه‌ای که رفتار ادواری سیاست مالی را با توجه به ساختار نفتی کشور مورد تجزیه و تحلیل قرار دهد با خلأ روبه‌رو می‌باشد که هدف پژوهش حاضر انجام این مهم می‌باشد که این امر از طریق واردکردن درآمدهای نفتی در قواعد مالی بودجه جاری و عمرانی صورت می‌پذیرد.

۳- مدل

چارچوب اصلی مدل DSGE این پژوهش با الهام از برخی مطالعات از جمله پاپ[1] (۲۰۱۷: ۱-۹)، آلگوژینا[2] (۲۰۱۶: ۴۶-۱) غیبی و همکاران (۱۳۹۶: ۶۴-۳۳)، ساخته شده است. مدل پژوهش شامل خانوارها با افق برنامه ریزی نامحدود، بنگاه تولید کننده کالای نهایی، بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای، دولت-مقام پولی، بخش نفت و صندوق توسعه ملی می‌باشد که در ادامه به تشریح آن می‌پردازیم:

۳-۱- خانوار

در مدل طراحی شده، فرض می‌شود که بخش خانوار دارای ترجیحاتی بر مصرف، فراغت و نقدینگی است. بنابراین تابع مطلوبیت انتظاری تنزیل شده خانوار طی ادوار زندگی با توجه به مطالعه پاپ (۲۰۱۶)، به صورت رابطه ۱ تصریح می‌شود.

(۱)

$$\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{\frac{1}{1-\sigma_c}(C_t)^{1-\sigma_c}-\frac{1}{1+\sigma_N}(N_t)^{1-\sigma_N}+\frac{\kappa_M}{1-\sigma_M}(M_t)^{1-\sigma_M}\right\}$$

که در آن، C_t، N_t و M_t به ترتیب نشان‌دهنده مصرف، عرضه نیروی کار و تقاضای نقدینگی خانوار است. در رابطه ۱، σ_c بیانگر معکوس جانشینی مصرف بین دوره‌ای یا ضریب ریسک گریزی نسبی، σ_N نشان دهنده عکس کشش عرضه نیروی کار و σ_M کشش تقاضای نقدینگی است.

قید بودجه واقعی بین دوره‌ای خانوار به صورت معادله زیر تبیین می‌گردد.

(۲)

$$C_t+\frac{M_t}{P_t}+\frac{B_t}{P_t}+T_t+I_t^P\le\frac{W_tN_t}{P_t}+r_t^{kp}k_t^P+r_{t-1}^b\frac{B_{t-1}}{P_t}+\frac{M_{t-1}}{P_t}$$

که در آن، r_{t-1}^b نرخ بهره اوراق قرضه، B_t میزان نگهداری اواراق قرضه توسط خانوار، T_t میزان پرداخت های مالیاتی بخش خانوار، $\frac{W_t}{P_t}$ دستمزد حقیقی،و k_t^P سرمایه بخش خصوصی و r_t^{kp} بهره حقیقی سرمایه بخش خصوصی است. رابطه ۲ بیان می دارد که مجموع مخارج بخش خانوار شامل مخارج مصرفی، تقاضای نقدینگی و اوراق قرضه و پرداخت‌های مالیاتی از محل درآمدهای حاصل از دستمزد، درآمدهای بهره‌ای حاصل از نگهداری اوراق قرضه، نقدینگی دوره قبل و سود حاصل از سایر فعالیت‌ها تأمین می‌گردد.

با توجه به اینکه بخشی از درآمدهای نفتی کشور در صندوق توسعه ملی پس‌انداز می شود، و با رعایت اولویت به طرح‌های توجیهی بخش خصوصی تخصیص داده می‌شود، بنابراین می توان معادله فرایند انباشت سرمایه بخش خصوصی را بر اساس مطالعه غیبی و همکاران (۱۳۹۶)، به صورت زیر ارائه داد:

(۳)

$$K_t^P=(1-\delta_P)K_{t-1}^P+I_t^{Pa}\delta_P\in(0.1)$$

(۴)

$$\mathrm{I}_t^{Pa}=\mathrm{I}_t^P+F_t$$

که در آن δ_P نرخ استهلاک سرمایه خصوصی، I_t^{Pa} سرمایه گذاری افزوده شده‌ای که بخشی از آن توسط بخش خصوصی (I_t^P) و بخشی از آن توسط تخصیص صورت گرفته از سوی صندوق توسعه ملی (F_t) انجام شده است. F_t در واقع آن بخشی از درآمدهای نفتی است که در هر دوره از طرف

1. Pop (2017)
2. Algozhina (2016)

صندوق توسعه ملی به خانوارها جهت افزایش انباشت سرمایه مورد نیاز خود تخصیص داده می‌شود.

شروط مرتبه اول مشتق نسبت به مجموعه متغیرهای $\{K_t^P . C_t . M_t . B_t . N_t\}$ که خانوار قادر به تصمیم‌گیری بر آنهاست، روابط ۵ تا ۹ را نتیجه می‌دهد.

(۵)

$$\beta^t C_t^{-\sigma_c} - \beta^t \lambda_t = 0$$

(۶)

$$\beta^t \kappa_M \frac{1}{P_t} \left(\frac{M_t}{P_t}\right)^{-\sigma_M} - \beta^t \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t \beta^{t+1} \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} = 0$$

(۷)

$$-\beta^t \frac{\lambda_t}{P_t} + E_t \beta^{t+1} r_t^b \frac{\lambda_{t+1}}{P_{t+1}} = 0$$

(۸)

$$-\beta^t N_t^{-\sigma_N} + \beta^t \lambda_t \frac{W_t}{P_t} = 0$$

(۹)

$$E_t \beta^{t+1} \lambda_{t+1} (1 - \delta_P) + \beta^t \lambda_t \left(r_t^{kp} - 1\right) = 0$$

۳-۲- بنگاه تولید کننده کالای نهایی

در این بخش، به مدل‌سازی رفتار بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای نهایی پرداخته می‌شود. بنگاه‌های تولیدکننده کالای نهایی در یک ساختار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. تکنولوژی تولید بنگاه iام در رابطه ۵ گزارش شده است.

(۱۰)

$$Y_t = \left[\int_0^1 \left(Y_t^i\right)^{\frac{1}{1+\varepsilon_t^p}} di\right]^{1+\varepsilon_t^p}$$

که در آن، ε_t^p بیانگر کشش جانشینی بین کالاهای مختلف است. به منظور دستیابی به سطح بهینه از تولید، فرایند بهینه‌سازی رابطه ۶ برای بنگاه iام انجام می‌شود.

(۱۱)

$$min_{Y_t^i} \int_0^1 P_t^i \, Y_t^i di$$

حداقل سازی تابع هزینه بنگاه نسبت به قید رابطه ۱۰، روابط ۱۲و ۱۳ را حاصل می‌کند.

(۱۲)

$$Y_t^i = \left(\frac{Y_t^i}{P_t}\right)^{-\varepsilon_t^p} Y_t$$

(۱۳)

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_t^i)^{-\frac{1}{\varepsilon_t^p}} di\right]^{-\varepsilon_t^p}$$

بنگاه تولیدکننده کالاهای نهایی، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالوو[1] (۱۹۸۳) فعالیت می‌نمایند. بنابراین، هر دوره به‌اندازه $1 - \omega$ قدرت قیمت‌گذاری دارند، به طوری که در آن ω درجه چسبندگی قیمت‌هاست. از طرفی، بنگاه‌هایی که قادر به قیمت‌گذاری نیستند از فرایند شاخص‌بندی رابطه ۱۴ استفاده می‌کنند.

(۱۴)

$$P_t = (\pi_{t-1})^{\rho_\pi} P_{t-1}$$

به طوری که در آن ρ_π بیانگر مرتبه درجه‌بندی قیمت هاست و π_{t-1} تورم دوره قبل را نشان می‌دهد. اگر قیمت تعیین شده توسط بنگاه iام را با P_t^* نشان می‌دهیم و P_t بیانگر قیمت کل در بازار رقابت کامل باشد، این بنگاه با فرایند حداکثرسازی سود تنزیل شده انتظاری در رابطه ۱۵روبه رو است، که در آن $\Lambda_{t.j}$ عامل تنزیل است و با توجه به رابطه ۱۶ به دست می‌آید.

(۱۵)

$$MAX_{P_t^*.t} \sum_{j=0}^{\infty} \omega^i \Lambda_{t.j} \left[P_{t.j}^* - P_{t+j} MC_{t+j}\right] Y_{i.t+j}$$

(۱۶)

$$\Lambda_{t.j} = \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$$

از حل این مسئله بهینه‌سازی با توجه به رابطه ۱۵، قیمت‌گذاری بهینه بنگاه به صورت رابطه ۱۷ حاصل می‌شود. به طوری که در آن $\frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ بیانگر مارک-آپ قیمت هاست. از طرفی، در چارچوب تئوری چسبندگی قیمت کالوو، رابطه دینامیک قیمت به صورت رابطه ۱۸است.

(۱۷)

$$\frac{P_{i.t}^*}{P_t} = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1} E_t \left(\frac{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma_c} \left[\left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\varepsilon_t^p} MC_{t+j}\right]}{\sum_{j=0}^{\infty} (\omega\beta)^j C_{t+j}^{1-\sigma_c} \left[\left(\frac{P_{t+j}}{P_t}\right)^{\varepsilon_t^p - 1}\right]} \right)$$

(۱۸)

$$(P_t)^{1-\varepsilon_t^p} = \omega (P_{t-1})^{1-\varepsilon_t^p} + (1 - \omega)(P_{i.t}^*)^{1-\varepsilon_t^p}$$

با ترکیب شکل لگاریتم خطی سازی شده معادله رابطه ۱۷ با شکل لگاریتم خطی‌سازی شده معادله رابطه ۱۸، فرایند قیمت‌گذاری بنگاه و منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید به شکل لگاریتم خطی رابطه ۱۹ حاصل می‌شود.

1. Calvo (1983)

(۱۹)

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\rho_\pi} E_t\hat{\pi}_{t+1} + \frac{\rho_\pi}{1+\beta\rho_\pi}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\rho_\pi}\frac{(1-\omega\beta)(1-\omega)}{\omega}\widehat{MC}_t + \varepsilon_t^p$$

که در آن، $\hat{\xi}_t^p$ بیانگر شوک مارک-آپ قیمت هاست که در معادله فیلیپس ظاهر می شود. از طرفی، معادله شوک مارک-آپ قیمت‌ها به صورت رابطه ۲۰ تصریح می‌شود.

(۲۰)

$$log\lambda_t^p = log\bar{\lambda}^p + \hat{\xi}_t^p$$

به طوری که در آن، مارک-آپ قیمت‌ها برابر با $\lambda_t^p = \frac{\varepsilon_t^p}{\varepsilon_t^p - 1}$ و $\bar{\lambda}_t^p = \frac{\bar{\varepsilon}_t^p}{\bar{\varepsilon}_t^p - 1}$ مقدار با ثبات مارک-آپ است.

۳-۳- بنگاه‌های تولید کننده کالای واسطه‌ای

فرض می‌شود که بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای با تابع تولید کاب داگلاس به صورت ۲۱ و ۲۲ فعالیت می‌کنند.

(۲۱)

$$Y_t^{noil} = A_t(K_t^p)^\alpha(N_t)^{1-\alpha}(K_t^G)^\eta$$

(۲۲)

$$A_t = A_{t-1}^{\rho_a} e^{\varepsilon_t^a}$$

در رابطه ۲۲، ε_t^a بیانگر شوک تکنولوژی است. فرض بر آن است که سرمایه بخش عمومی (K_t^G) نیز به تقویت تولید بخش خصوصی کمک می نماید، اما از آنجا که سرمایه بخش عمومی برای بنگاه های خصوصی حالت برون زا دارد، بنابراین بنگاه ها نقشی در تعیین آن نخواهند داشت لذا این بنگاه ها به دنبال حداقل سازی هزینه‌های خود نسبت به نیروی کار و سرمایه هستند و از این‌رو مسئله آنها حداقل سازی تابع هزینه در رابطه ۲۳ خواهد بود که نسبت به قید بودجه تابع تولید کاب داگلاس معرفی شده در رابطه ۲۴ حداقل می‌شود.

(۲۳)

$$min_{N_t.K_{t-1}} w_t N_t + r_t^{kp} k_{t-1}^P$$

(۲۴)

$$l_t = w_t N_t + r_t^{kp} k_{t-1}^P + \gamma_t(Y_t - A_t(k_{t-1}^P)^\alpha(N_t)^{1-\alpha})$$

از بهینه یابی مسئله بنگاه شروط مرتبه اول به صورت روابط ۲۵ و ۲۶ زیر تشکیل می‌گردند.

(۲۵)

$$\frac{\partial l_t}{\partial k_{t-1}} = r_t^{kp} - \gamma_t A_t \alpha (k_{t-1}^P)^{\alpha-1}(N_t)^{1-\alpha} = 0$$

(۲۶)

$$\frac{\partial l_t}{\partial N_t} = w_t - \gamma_t A_t(1-\alpha)(k_{t-1}^P)^\alpha(N_t)^{-\alpha} = 0$$

۳-٤- دولت-مقام پولی

در هر دوره دولت مقادیر G_t^I (مخارج عمرانی) و G_t^C (مخارج جاری) از منابع را مصرف می‌کند. مخارج دولت شامل پرداخت‌های بهره‌ای بر اوراق قرضه می‌بایست از منابع مالیات، فروش نفت، انتشار پول و اوراق قرضه تأمین مالی شود. لذا قید بودجه دولت به صورت زیر خواهد بود:

(۲۷)

$$m_t + b_t + T_t + (1-\varphi_f)Y_t^{oil} = \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + G_t^C + G_t^I + r_{t-1}^b\frac{b_{t-1}}{\pi_t}$$

که در آن φ_f سهم صندوق توسعه ملی از درآمدهای نفتی است که هر ساله در قانون بودجه کشور تعیین می شود. سهم دولت از درآمدهای نفتی پس از کسر سهم مذکور از کل درآمدهای نفتی به دست می‌آید.

با توجه به اینکه با افزایش درآمد ملی، پایه های مالیاتی و به تبع آن مالیات افزایش پیدا می کند، لذا مالیات به صورت تابعی از درآمد ملی در نظر گرفته می شود، به طوری که از فرایند زیر پیروی می‌کند:

(۲۸)

$$\hat{t}_t = \rho_t\hat{y}_t + \varepsilon_t^T$$

همچنین قاعده حرکت موجودی سرمایه دولتی به صورت زیر خواهد بود:

(۲۹)

$$k_t^G = (1-\delta_G)k_{t-1}^G + \mathrm{G}_t^{\mathrm{I}}$$

در این قسمت از مدل، به طراحی قواعد مالی برای دولت پرداخته شده است. با توجه به اینکه طبق مطالعات صورت گرفته و مذکور در مقدمه، درآمدهای نفتی عامل مهمی در پیدایش سیکل‌های تجاری در ایران می‌باشد و همچنین ارتباط مثبت معناداری در هم‌جهتی سیکل‌های تجاری قیمت نفت و تولید ناخالص داخلی وجود دارد (همان‌طور که در مقدمه اثبات گردیده است)، لذا در این پژوهش در قواعد مالی جهت اعمال سیاست ضدادواری از درآمدهای نفتی به‌جای تولید ناخالص داخلی (طبق مطالعه آلگوژینا، ۲۰۱۶: ۱۱ و آلگوژینا، ۲۰۱۷: ۲۶) در قواعد مالی بهره گرفته شده است.

دو معادله زیر قواعد مالی مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج مصرفی را نشان می‌دهد:

(۳۰)

$$\hat{g}_t^I = \rho_{GI}\hat{g}_{t-1}^I + (1-\rho_{GI})\left[\vartheta_{GI}\hat{y}_t^{oil} - \gamma_{GI}\hat{b}_{t-1}\right] + \varepsilon_t^{gi}$$

(۳۱)

$$\hat{g}_t^C = \rho_{GC}\hat{g}_{t-1}^C + (1-\rho_{GC})[\vartheta_{GC}\hat{y}_t^{oil} - \gamma_{GC}\hat{b}_{t-1}] + \varepsilon_t^{gc}$$

که در آن G_t^I مخارج سرمایه گذاری، G_t^C مخارج مصرفی، Y_t^{oil} درآمد نفت، b_t خرید اوراق قرضه توسط خانوارها است. بر اساس دو پارامتر ϑ_{GI} و ϑ_{GC} براساس سناریوسازی‌های مورد نظر، مقداردهی می‌شوند؛ بدین صورت که در حالت عدم اعمال قاعده مالی برای آنها مقدار صفر در نظر گرفته می‌شود یعنی مخارج سرمایه گذاری و مصرفی نسبت به تغییرات تولید نفت واکنشی نشان نمی دهند. در حالت اجرای قاعده مالی ضدادواری این دو پارامتر مقادیر منفی را خواهند داشت.

با توجه به درجه پایین استقلال بانک مرکزی در ایران، می‌توان دولت را به مثابه مقام پولی در کشور قلمداد کرد. برای مدل‌سازی نحوه کنترل نرخ رشد حجم نقدینگی، مطابق با (روش کولی و هانسن ۱۹۸۹)، فرض می‌شود مقام پولی عرضه پول اسمی را در هر دوره با نرخ μ مدیریت می کند. نرخ رشد حجم نقدینگی در اقتصاد ایران را به صورت رابطه زیر می‌توان نشان داد:

(۳۲)

$$\mu_t = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_t}} = \frac{\frac{M_t}{P_t}}{\frac{M_{t-1}}{P_{t-1}}} \cdot \frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{m_t}{m_{t-1}}\pi_t$$

که بر این اساس، مقام پولی قاعده رابطه (۳۳) را برای نرخ رشد μ اتخاذ می‌کند.

(۳۳)

$$Ln(\mu_t) = (1-\rho_\mu)Ln(\bar{\mu}) + \rho_\mu Ln(\mu_{t-1}) + \varepsilon_t^{\mu} + \rho_{egc}\varepsilon_t^{gc} + \rho_{eyoil}\varepsilon_t^{yoil}$$

که در آن، $\rho_\mu \in (0.1)$ و $\bar{\mu}$ سطح با ثبات نرخ رشد حجم نقدینگی است.

۳-۵- بخش نفت

با توجه به اینکه شرکت ملی نفت ایران به عنوان متولی تولید و فروش نفت در ایران مانند بیشتر شرکت‌های دولتی دیگر به دنبال حداکثرسازی سود نیست، لذا در این مطالعه تولید بخش نفت از طریق روش بنگاه تولیدی حداکثرکننده سود استفاده نشده است. بنابراین تولید نفت از طریق بنگاه های تولیدی مدل سازی نشده و درآمدهای حاصل از صادرات نفت به صورت یک فرایند خودتوضیحی مرتبه اول مدل‌بندی شده است.

(۳۴)

$$Ln(Y_t^{oil}) = (1-\rho_{yoil})Ln(\bar{Y}^{oil}) + \rho_{yoil}Ln(Y_{t-1}^{oil}) + \varepsilon_t^{yoil} \quad . \quad \varepsilon_t^{yoil} \sim N(0.\sigma^{yoil})$$

که در این رابطه، $\bar{Y}^{oil}$ معرف سطح درآمدهای نفتی در وضعیت باثبات، ε_t^{yoil} بیانگر تکانه‌های نفتی و $\rho_{yoil} \in (0.1)$ است.

۳-۶- صندوق توسعه ملی

فرض می شود که انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی (NDF) در هر دوره بر اساس مطالعه غیبی و همکاران (۱۳۹۶: ۶۴-۳۳)، از فرایند زیر تبعیت می‌کند:

(۳۵)

$$NDF_t = NDF_{t-1} + \varphi_F Y_t^{oil} - F_t + \alpha_{nd}ND_t + Z_t$$

که در آن NDF_{t-1} مانده ذخایر صندوق توسعه ملی از دوره قبل که به دوره فعلی منتقل شده است، φ_F سهم صندوق از درآمدهای نفتی، F_t تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی، α_{nd} درصدی از خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق است که در دوره به صندوق بازپرداخت می شود و Z_t نیز سود حاصل از سپرده‌گذاری آن بخش از منابع صندوق است که به بخش خصوصی تخصیص داده نشده است.

برای تفسیر دقیق‌تر پویایی انباشت ذخایر صندوق توسعه ملی باید گفت منابع صندوق توسعه ملی به طور عمده از درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت است، به گونه‌ای که φ_F درصد از درآمدهای نفتی در هر دوره به صندوق توسعه ملی واریز می شود. صندوق در هر دوره F_t میزان از منابع صندوق را به بخش‌های خصوصی، تعاونی و عمومی غیردولتی (که ما در اینجا برای سهولت، آن را بخش خصوصی می نامیم)، از طریق بانک‌های تجاری عامل تسهیلات اعطا می کند. چنانچه فرض کنیم α_F درصد از منابع صندوق در هر دوره به بخش خصوصی تسهیلات داده می‌شود، آنگاه داریم:

(۳۶)

$$F_t = \alpha_F NDF_t$$

همچنین خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق را می‌توان به صورت زیر در نظر گرفت:

(۳۷)

$$ND_t = ND_{t-1} + (1+rd)F_t - \alpha_{nd}ND_t$$

خالص بدهی بخش خصوصی به صندوق شامل مانده انباشت خالص بدهی دوره قبل (ND_{t-1}) که به دوره فعلی منتقل می شود، به علاوه اصل و فرع تسهیلات دریافتی از صندوق ($(1+rd)F_t$) منهای بازپرداخت تسهیلات به صندوق در هر دوره ($\alpha_{nd}ND_t$) است. rd سود تسهیلات اعطایی صندوق به بخش خصوصی است. همچنین فرض بر آن است که به مانده ذخایر صندوق در هر دوره، سود r^* درصد تعلق می‌گیرد:

(۳۸)

$$Z_t = r^*NDF_t$$

۳-۷- شرایط تسویه بازار

در شرایط تسویه بازار بایستی عرضه کل و تقاضای کل با یکدیگر برابر باشند. برای این منظور، تولید کل برابر با تولید بخش غیرنفتی به علاوه تولید نفتی در نظر گرفته شده است.

(۳۹)

$$Y_t = Y_t^{oil} + Y_t^{noil}$$

سرمایه گذاری کل در اقتصاد برابر مجموع سرمایه گذاری بخش دولتی و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی است:

(۴۰)

$$I_t = I_t^{pa} + G_t^I$$

لذا با این تفاسیر می‌توان شرط تسویه بازار را به صورت زیر ارائه کرد:

(۴۱)

$$Y_t = C_t + I_t + G_t^C$$

٤- نتایج برآورد مدل

داده‌های استفاده شده در این مطالعه، داده‌های تعدیل شدهٔ فصلی مصرف، تولید ناخالص داخلی، مالیات، پایه پولی، مخارج جاری دولت و تورم در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۶۹ می‌باشد. لازم به ذکر است مدل حاضر ابتدا خطی سازی شده و سپس برآورد شده است.

ابتدا باید توزیع و میانگین و انحراف معیار پیشین که برای شاخص‌ها در نظر گرفته می‌شود، تعیین شود. با در نظرگرفتن مقادیر اولیه برای میانگین و انحراف معیار شاخص‌ها می‌توان با استفاده از روش بیزین، شاخص‌ها را برآورد کرد. توزیع و میانگین و انحراف معیار پیشین و نتایج حاصل از برآورد بیزین پارامترها، در جدول ۳ ارائه شده است.

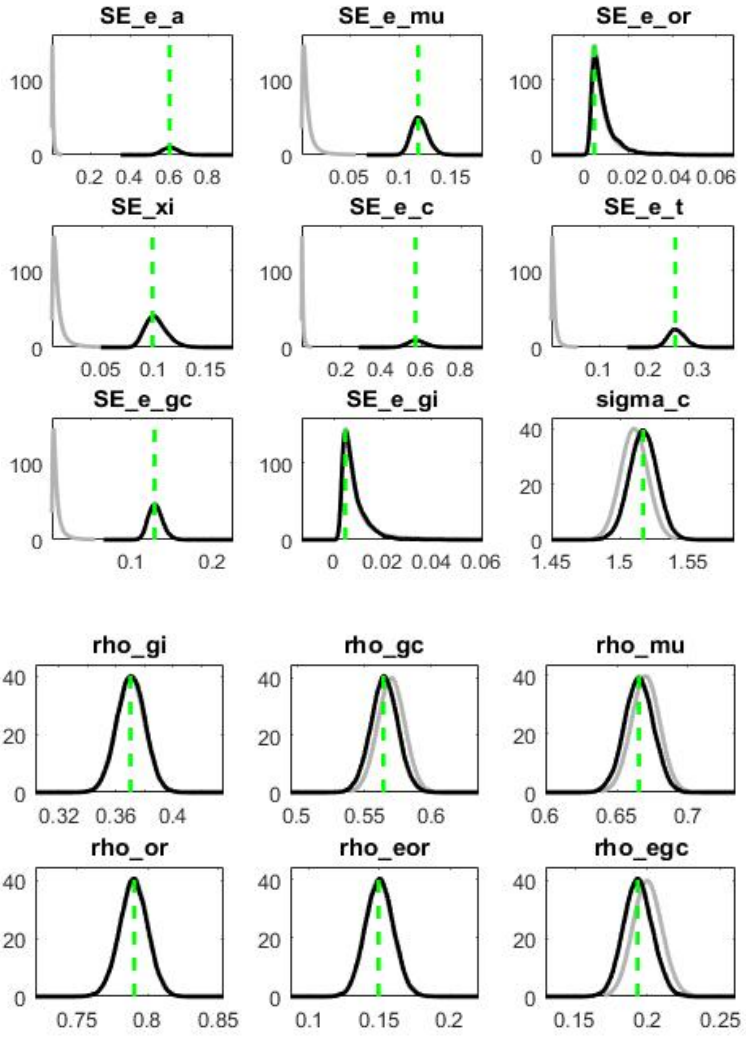
توزیع پیشین و توزیع پسین برآوردی شاخص‌های مدل نیز در نمودار ۳ گزارش شده است. پس از برآورد پارامترهای مدل، مرحلهٔ بعد استفاده از این پارامترها در مدل وشبیه سازی مدل برای اقتصاد ایران است.

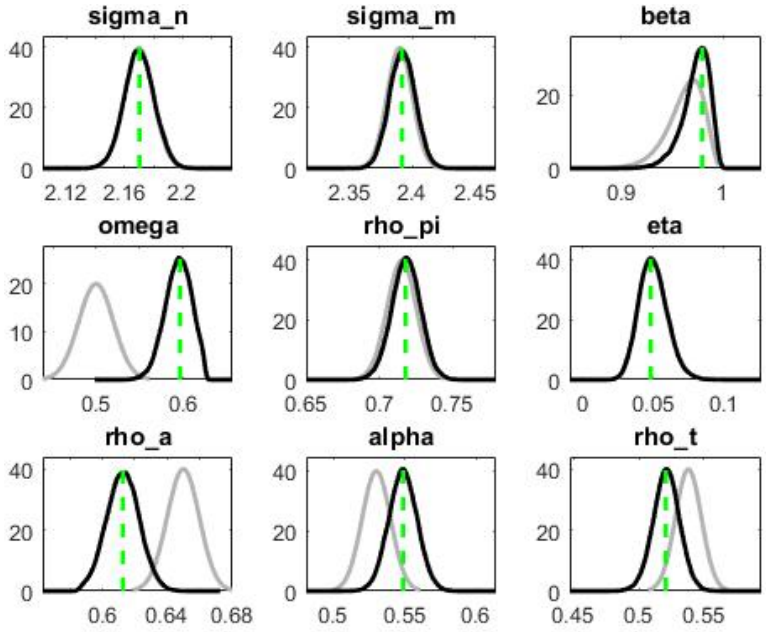
جدول ۳. برآورد بیزی پارامترهای مدل

پارامتر	توزیع	میانگین پیشین (انحراف معیار)	میانگین پسین با وجود قاعده مالی (انحراف معیار)	میانگین پسین با عدم وجود قاعده مالی (انحراف معیار)
σ_c	گاما	۱/۵۱ (۰/۰۱)	۱/۵۱۷ (۰/۱۱.)	۱/۵۱۷ (۰/۰۱)
σ_N	گاما	۲/۱۷ (۰/۰۱)	۲,۱۷ (۰/۰۱)	۲,۱۷ (۰/۰۱)
σ_M	گاما	۲/۳۹ (۰/۰۱)	۲,۳۹۱ (۰/۰۱)	۲,۳۹۲ (۰/۰۱)
β	بتا	۰/۹۶۲ (۰/۰۱۸)	۰/۹۷۳ (۰/۰۱۲)	۰/۹۷۳ (۰/۰۱۴)
ω	بتا	۰/۵ (۰/۰۲)	۰/۵۹۴ (۰/۰۱۵)	۰/۵۹۵ (۰/۰۱۵)
ρ_π	بتا	۰/۷۱۵ (۰/۰۱)	۰/۷۱۸ (۰/۰۱)	۰/۷۱۸ (۰/۰۱)
η	بتا	۰/۰۵ (۰/۰۱)	۰/۰۵ (۰/۰۰۹)	۰/۰۵ (۰/۰۱)
ρ_a	بتا	۰/۶۵ (۰/۰۱)	۰/۶۱۳ (۰/۰۱)	۰/۶۱۳ (۰/۰۱)
α	بتا	۰/۵۳ (۰/۰۱)	۰/۵۴۹ (۰/۰۱)	۰/۵۴۹ (۰/۰۱)
ρ_t	بتا	۰/۵۳۸ (۰/۰۱)	۰/۵۲۱ (۰/۰۱)	۰/۵۲۱ (۰/۰۱)
ρ_{GI}	بتا	۰/۳۷ (۰/۰۱)	۰/۳۷ (۰/۰۱)	۰/۳۷ (۰/۰۱)
γ_{GI}	نرمال	۰/۱ (۰/۰۱)	۰/۱ (۰/۰۱)	–
ϑ_{GI}	نرمال	-۱/۰۵ (۰/۰۱)	-۱/۰۵ (۰/۰۱)	–
ϑ_{GC}	نرمال	-۰/۸۵ (۰/۰۱)	-۰/۸۵ (۰/۰۱)	–
γ_{GC}	نرمال	۰/۱ (۰/۰۱)	۰/۱۰۶ (۰/۰۱)	–

ρ_{GC}	بتا	۰/۵۷ (۰/۰۱)	۰/۵۶۵ (۰/۰۱)	۰/۵۶۵ (۰/۰۱)
ρ_{μ}	بتا	۰/۵۷ (۰/۰۱)	۰/۵۶۵ (۰/۰۰۹)	۰/۵۷ (۰/۰۱)
ρ_{yoil}	بتا	۰/۷۹ (۰/۰۱)	۰/۷۹ (۰/۰۱)	۰/۷۹ (۰/۰۱)
ρ_{eyoil}	بتا	۰/۱۵ (۰/۰۱)	۰/۱۵ (۰/۰۱)	۰/۱۵ (۰/۰۱)
ρ_{egc}	بتا	۰/۲ (۰/۰۱)	۰/۱۹۲ (۰/۰۱)	۰/۱۹۳ (۰/۰۱)
ε_t^A	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۶۰۸ (۰/۰۳۸)	۰/۶۰۸ (۰/۰۴)
ε_t^{mu}	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۰۸ (۰/۰۰۸)	۰/۱۱۹ (۰/۰۰۸)
ε_t^{yoil}	گاما	۰/۰۱	۰/۰۰۸	۰/۰۰۹
	معکوس	(∞)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۰۶)
ε_t^p	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۰۲ (۰/۰۱)	۰/۱۰۲ (۰/۰۱)
ε_t^{β}	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۵۷۵ (۰/۰۴۵)	۰/۵۷۷ (۰/۰۵)
ε_t^T	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۲۵۷ (۰/۰۱۶)	۰/۲۵۷ (۰/۰۱۸)
ε_t^{gc}	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۱۲۲ (۰/۰۰۸)	۰/۱۳ (۰/۰۰۹)
ε_t^{gi}	گاما معکوس	۰/۰۱ (∞)	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۳)	۰/۰۰۸ (۰/۰۰۵)

مأخذ: محاسبات تحقیق





شکل ۳. چگالی پیشین و پسین پارامترهای مدل

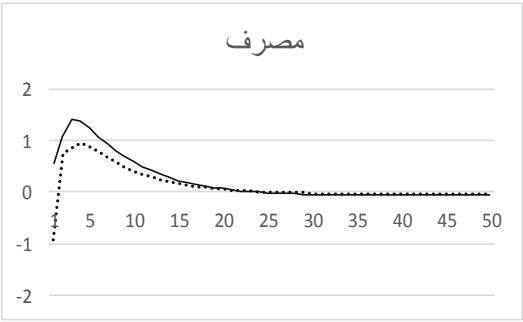
مأخذ: محاسبات تحقیق

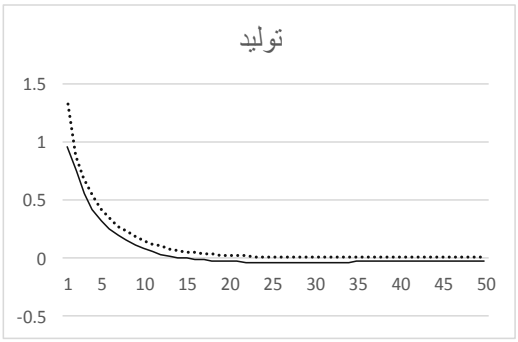
در سیاست مالی که محور اصلی پژوهش می‌باشد، مخارج دولت به طور مجزا از مخارج مصرفی یا جاری و مخارج سرمایه‌گذاری یا عمرانی دولت در نظر گرفته شده است.

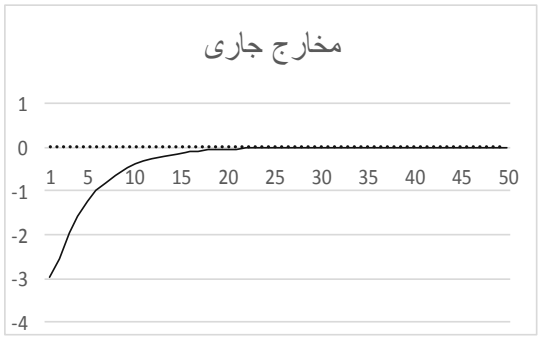
براساس سناریوسازی‌های مورد نظر، ضرایب Y_t^o در توابع مخارج جاری و عمرانی مقداردهی می‌شوند؛ در یک سناریو به دلیل اینکه سیاست مالی باید مطابق نظریات اقتصادی ضدادواری باشد مقادیر منفی به ضرایب داده می‌شود و در سناریوی دیگر این ضرایب مقادیر صفر را می‌گیرند، یعنی مخارج سرمایه‌گذاری و مصرفی نسبت به تغییرات تولید نفت واکنشی نشان نمی‌دهند. سپس به بررسی تکانه‌های نفتی و پولی بر اقتصاد کشور پرداخته می‌شود.

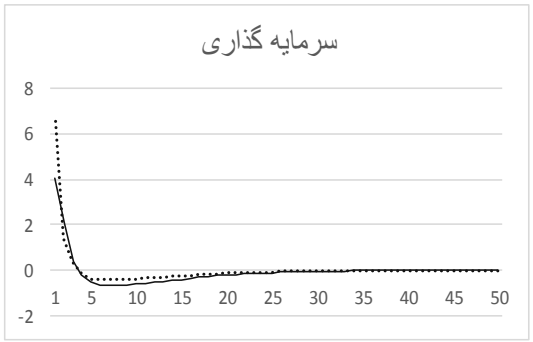
٤-١- تکانه نفتی

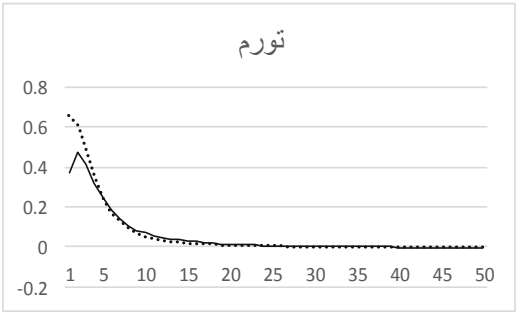
در نمودار ۴ می‌توان توابع ضربه - واکنش متغیرها نسبت به تکانه درآمدهای نفتی به میزان یک انحراف معیار را مشاهده کرد. بررسی این توابع نشان می‌دهد که تکانه درآمدهای نفتی بر تولید و مصرف اثر مثبت دارد. تکانه مثبت درآمد نفتی باعث افزایش تورم نیز می‌شود. دلیل اصلی این موضوع تبدیل درآمدهای ارزی ناشی از صادرات نفت بوده که در بودجه دولت هزینه می‌شود. نکته حائز اهمیت این است که اثر تکانه نفتی بر مخارج جاری و عمرانی اثر مثبت و بزرگ‌تری را در حالت عدم وجود قاعده مالی نسبت به اعمال قاعده مالی ضدادواری دارد این در حالی است که در مورد سیاست مالی ضدادواری، اثری منفی بر مخارج جاری و عمرانی مشاهده شده است که این خود موجب کاهش اثرات مثبت تکانه نفتی بر سایر متغیرهای اقتصادی شده است. همان طور که در نمودار مشهود است نوسان متغیرها در حالت اعمال قاعده مالی ضدادواری کمترین مقدار و در حالتی که قاعده مالی اجرا نشود بیشترین مقدار را دارند.











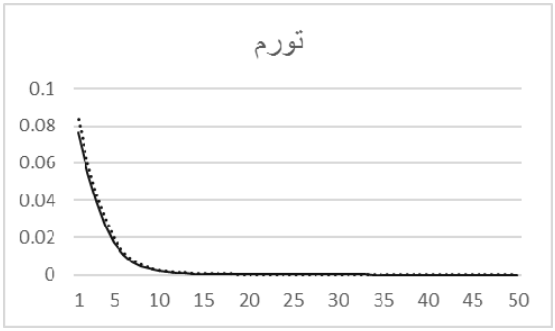
خط چین: سناریو عدم اجرای قاعده مالی،
خط ممتد: سناریو اجرای قاعده مالی.

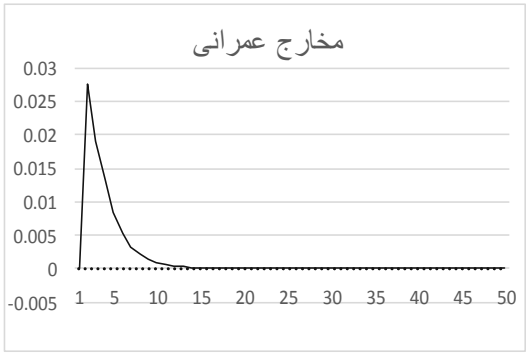
شکل ٤. توابع عکس العمل آنی به شوک درآمدهای نفت

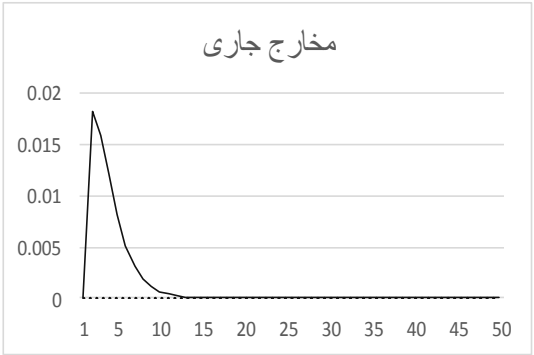
مأخذ: محاسبات تحقیق

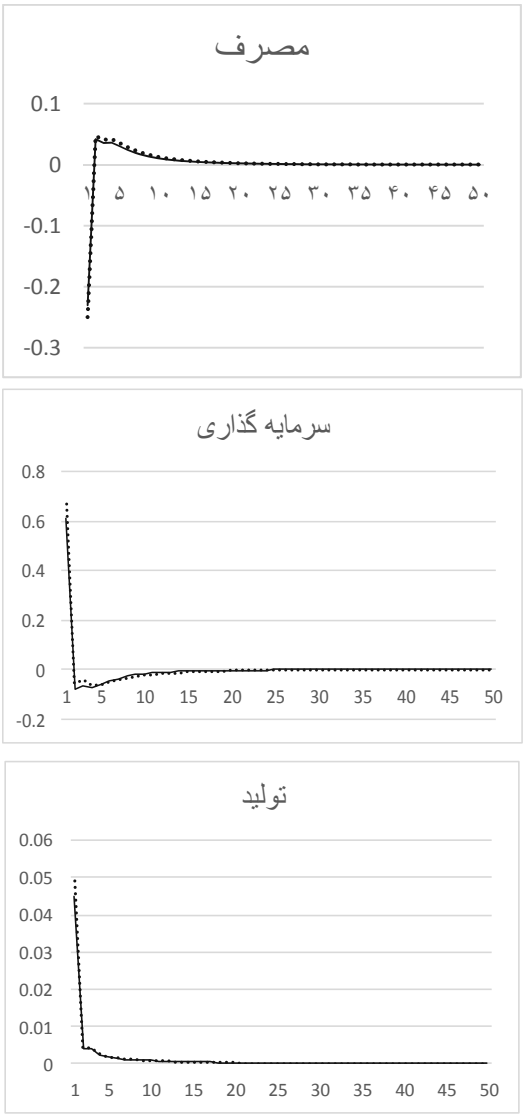
٤-٢- تکانه پولی

یک تکانه پولی به اندازه یک انحراف معیار موجب افزایش نقدینگی و در نتیجه بالارفتن نرخ تورم می‌شود. افزایش حجم پول در جامعه بر مصرف (خصوصی و دولتی) تأثیر مستقیم دارد. افزایش مصرف موجب افزایش تقاضای کل شده و تولید را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همان‌طور که در نمودار نشان داده شده است از آنجا که سهم عمده افزایش تقاضا به دلیل افزایش مخارج جاری و عمرانی دولت بوده است، تولیدکل و تولید غیر نفتی نیز هم‌جهت با آن تغییر می‌کند. اما نکته قابل ملاحظه آن است که اجرای سیاست مالی ضد ادواری تأثیری بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی در مقایسه با عدم اجرای آن نداشته است و به عبارت دیگر سیاست های مالی ادواری از مسیر تکانه پولی فاقد اثر محسوسی می‌باشد. یعنی تفاوتی بین اعمال قاعده مالی ضدادواری و عدم اعمال آن وجود ندارد.









خطچین: سناریو عدم اجرای قاعده مالی
خط ممتد: سناریو اجرای قاعده مالی

شکل ۵. توابع عکس العمل آنی به شوک پولی

مأخذ: محاسبات تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران تصریح شده است که در آن به نقش قواعد مالی ضد ادواری و بخش نفتی تأکید شده است. با استفاده از نتایج شبیه‌سازی مدل، آثار تکانه‌های نفتی و پولی و همچنین با سناریوسازی بر روی قواعد مالی بودجه جاری و عمرانی اثرات آنها بر روی متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت.

به عبارت دیگر، حضور فعال دولت در اقتصاد را در قالب سیاست مالی ضدادواری در قیاس با حالتی که قاعده‌ای مالی برای دولت وجود نداشته باشد به عبارت دیگر بودجه جاری و عمرانی دولت در مقابل تغییرات درآمد نفتی و بدهی عمومی واکنشی را از خود نشان ندهد و حالت انفعال مالی داشته باشد، مورد ارزیابی قرار گرفته است. بدین منظور دو حالت زیر در نظر گرفته شده است:

- تغییر در مخارج جاری و عمرانی دولت در خلاف تغییرات درآمدهای نفتی (سناریو وجود قاعده مالی ضدادواری)
- عدم تغییر در مخارج جاری و عمرانی در مقابل تغییرات درآمدهای نفتی (سناریو عدم وجود قاعده مالی ضدادواری).

نتایج حاصل از شبیه‌سازی مدل به شرح زیر می‌باشد:

- تکانه نفتی در حالتی که از قاعده مالی ضدادواری استفاده نشود اثرگذاری بیشتری را بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی دارد.
- تکانه نفتی در حالتی که از قاعده مالی ضدادواری استفاده شود اثرگذاری کمتری را بر نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی دارد.
- زمانی که تکانه پولی اعمال شود تفاوت محسوسی بر اثرگذاری روی متغیرهای کلان اقتصادی میان اجرای قاعده مالی ضدادواری و عدم اجرای آن وجود ندارد.

در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که پیروی دولت از سیاست‌های مالی مبتنی بر قواعد مالی مشخص در اقتصاد، بی‌ثباتی کمتری را به‌خصوص در مورد شوک نفتی به همراه دارد. که این نتایج با یافته‌های مطالعه بهرامی و رافعی (۱۳۹۳: ۳۷-۱) مطابقت دارد.

با توجه به اینکه کشور مدام در معرض شوک های نفتی قرار دارد و همچنین وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی، بستری را برای آسیب‌پذیری اقتصاد ایجاد نموده است و اصابت این تکانه به اقتصاد، منجر به انحرافات در متغیرهای کلان از وضعیت باثباتشان شده است، در پایان پیشنهاد می‌شود که دولت با بررسی دقیق اقتصاد کشور، به ویژه لحاظ درآمدهای نفتی در طراحی قواعد مالی، اجرای سیاست مالی مبتنی بر قاعده را در رسیدن به ثبات اقتصادی و مصونیت اقتصاد از تکانه‌های خارجی، مدنظر قرار دهد. همچنین با اتخاذ قاعده‌ای مالی ضدادواری مبتنی بر درآمدهای نفتی در بودجه جاری و عمرانی خود، گام مؤثری را در کاهش نوسانات ناشی از تکانه‌های نفتی بر اقتصاد کشور بردارد.

منابع

بهرامی، جاوید و رافعی، میثم (۱۳۹۳). "عکس‌العمل‌های مالی مناسب در برابر تکانه‌های تصادفی (رهیافت تعادل عمومی پویای تصادفی)". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۱۹، شماره ۵۸، ۳۷-۱.

رستم‌زاده، پرویز و گودرزی فراهانی، یزدان (۱۳۹۶). "پیش‌بینی وقوع سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلترهای میان گذر". *سیاست‌گذاری اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۱۸، ۶۴-۴۱.

رضایی، ابراهیم (۱۳۹۵). "سیاست‌گذاری مؤثر مالیاتی در بستر ادوار تجاری". *پژوهشنامه مالیات*، دوره ۲۴، شماره ۲۹، ۱۶۳-۱۳۱.

زارعی، ژاله (۱۳۹۴). "رفتار چرخه‌ای سیاست مالی و عوامل مؤثر بر آن با تأکید بر نقش قواعد مالی". *فصلنامه پژوهش‌های پولی- بانکی*، دوره ۸، شماره ۲۶، ۵۶۹-۵۴۳.

صمدی، علی‌حسین و اوجی‌مهر، سکینه (۱۳۹۰). "ارزیابی ماهیت سیاست مالی و بررسی خاصیت رفتار ادواری آن: مورد ایران". *جستارهای اقتصادی ایران*، دوره ۸، شماره ۱۶، ۷۵-۴۹.

طیب‌نیا، علی و قاسمی، فاطمه (۱۳۸۹). "اندازه‌گیری چرخه‌های تجاری در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۵، شماره ۹۲، ۲۰۶-۱۸۳.

غیبی هاشم آبادی، اکرم؛ رزمی، سید محمدجواد؛ ناجی میدانی، علی اکبر و کریم‌زاده، مصطفی (۱۳۹۶). "تکانه‌های نفتی و پویایی های صندوق توسعه ملی؛ رویکرد تعادل عمومی تصادفی پویا". *مدل‌سازی اقتصادسنجی*، دوره ۲، شماره ۳، ۶۴-۳۳.

قاسمی، محمد و مهاجری، پریسا (۱۳۹۴). "قواعد مالی مناسب برای سیاست گذاری مالی در ایران". *برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۲، شماره ۲۰، ۸۴-۵۹.

کریمی پتانلار، سعید؛ جعفری صمیمی؛ احمد و لعل خضری، حمید (۱۳۹۷). "اثرات سیاست تحکیم مالی بر متغیرهای مهم اقتصاد کلان ایران با تأکید بر رشد تولید: رویکرد FAVAR". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۳، ۴۰-۱۵.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴). "چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۸۹-۱۳۶۸". *تحقیقات توسعه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۱۷، ۱۰۴-۸۳.

گلستانی، شهرام؛ جوقینی، عباس و خراسانی، محمود (۱۳۹۱). "بررسی همزمانی سیکل‌های تجاری اعضای اوپک با درآمدهای نفتی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۶۸-۵۱.

مولایی، محمد و گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۲). "سیکل‌های تجاری اقتصاد آمریکا و مقایسه موردی با اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۷، ۲۵۳-۲۲۹.

هادیان، ابراهیم و هاشم‌پور، محمدرضا (۱۳۸۲). "شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، دوره ۵، شماره ۱۵، ۱۲۰-۹۳.

هوشمند، محمود؛ فلاحی، محمدعلی و توکلی قوچانی، سپیده (۱۳۸۷). "تحلیل ادوار تجاری در اقتصاد ایران با استفاده از فیلتر هادریک پرسکات". *مجله دانش و توسعه*، دوره ۱۵، شماره ۲۲، ۵۵-۲۹.

Abdih, Y., Lopez-Murphy, P., Roitman, A. & Sahay, R. (2010). "The Cyclicality of Fiscal Policy In The Middle East and Central Asia: Is The Current Crisis Different?". *IMF Working Paper*. WP/10/68.

Adler, G. & Sosa, S. (2014). "Commodity Price Cycles: the Perils of Mismanaging the Boom". *Latin America: New Challenges to Growth and Stability, International Monetary Fund.*

Algozhina, A. (2016). "Monetary Policy Rule, Exchange Rate Regime, and Fiscal Policy Cyclicality in a Developing Oil Economy". *CERGE-EI Working Paper Series*, (572).

Algozhina, A. (2017). "Monetary and Fiscal Policy in Emerging Open Economics". *Center for Economics Research and Graduate Education,* Charles University.

Ardanaz, M., Pinto, P. M. & Pinto, S. M. (2010). "Fiscal Policy in Good Times and Bad Times: Endogenous Time Horizons and Procyclical Spending in Argentina". *Paper Prepared for Delivery at Politics in The New Hard Time. The Great Recession and Contemporary Politics, A Conference in Honor of Peter A Gourevitch.*

Barro, R. J. (1979). "On the Determination of

the Public Debt". *Journal of political Economy*, (5, Part 1)87, 940-971.

Battaglini, M. & Coate, S. (2008). "Fiscal Policy Over the Real Business Cycle: A Positive Theory". *NBER Working Paper* No. 14047.

Bjørnland, H. C. & Thorsrud, L. A. (2019). "Commodity Prices and Fiscal Policy Design: Procyclical Despite a Rule". *Journal of Applied Econometrics*, 34(2), 161-180.

Bova, E., Medas, P. A. & Poghosyan, T. (2016). "Macroeconomic Stability in Resource-Rich Countries: The Role of Fiscal Policy". *IMF Working Paper*, No. 16/36.

Céspedes, L. F. & Velasco, A. (2014). "Was This Time Different?: Fiscal policy in Commodity Republics". *Journal of Development Economics*, 106, 92-106.

Combes, J. L., Minea, A., Mustea, L. & Sow, M. N. (2014). "The Euro and the Crisis: Evidence of Recent Fiscal Multipliers". *Revue d'économie politique*, 124(6), 1013-1038.

Costa, A. E. & Rodriguez, A. (2018). "Oil-Shocks and the Cyclicality of Fiscal Policy in a Developing Oil-Exporting Economy: The Case of Angola". *Leeds University Business School Working Paper*.

Coutinho, L., Georgiou, D., Heracleous, M., Michaelides, A. & Tsani, S. (2013). "Limiting Fiscal Procyclicality: Evidence from Resource-Rich Countries (No. 9672)". *CEPR Discussion Papers*.

Draghi, M. (2014). "Unemployment in the Euro Area". *In Speech at the Annual Central Bank Symposium in Jackson Hole*, 22, 10-35.

El Anshasy, A. A. & Bradley, M. D. (2012). "Oil Prices and the Fiscal Policy Response in Oil-Exporting Countries". *Journal of Policy Modeling*, *34*(5), 605-620.

Filis, G., Degiannakis, S. & Floros, C. (2011). "Dynamic Correlation between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries". *International Review of Financial Analysis*, *20*(3), 152-164.

Frankel, J. A., Vegh, C. A. & Vuletin, G. (2013). "On Graduation from Fiscal Procyclicality". *Journal of Development Economics*, *100*(1), 32-47.

Gavin, M. & Perotti, R (1997). "Fiscal Policy in Latin America". *NBER Macroeconomics Annual*, 12, 11-61.

Husain, A. M., Tazhibayeva, K. & Ter-Martirosyan, A. (2008). "Fiscal Policy and Economic Cycles in oil-Exporting Countries". *IMF Working Paper* 08/253.

International Labour Organization (2015). "Fiscal Rules, Growth and Employment: a Developing Country Perspective". *International Labour Office Employment Policy Dept*, (No. 994881313402676).

Jalles, J. T. (2018). "Fiscal Rules and Fiscal Counter-Cyclicality". *Economics Letters*, 170, 159-162.

Kaminsky, G. L., Reinhart, C. M. & Végh, C. A. (2004). "When it Rains, it Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies". *NBER macroeconomics annual*, *19*, 11-53.

Koh, W. C. (2017). "Fiscal Policy in Oil-exporting Countries: The Roles of Oil Funds and Institutional Quality". *Review of Development Economics*, 21(3), 567-590.

Kumhof, M. & Laxton, D. (2013). "Simple Fiscal Policy Rules for Small Open Economies". *Journal of* International Economics, 91(1), 113-127.

Lozano, I. (2010). "Fiscal Policy in Colombia and a Prospective Analysis After the 2008 Financial Crisis". *Borradores De Economia Working Paper,* No. 59.

Medina, J. P. & Soto, C. (2016). "Commodity Prices and Fiscal Policy in a Commodity Exporting Economy". *Economic Modelling*, 59, 335-351.

Medina, L. (2010). "The Dynamic Effects of Commodity Prices on Fiscal Performance

in Latin America". *IMF Working Paper* 10/192.

Pop, R. E. (2016). "A Small-Scale DSGE-VAR Model for the Romanian Economy". *Economic Modelling*, 67, 1-9.

Talvi, E. & Vegh, C. A. (2005). "Tax Base Variability and Procyclical Fiscal Policy in Developing Countries". *Journal of Development Economics*, 78(1), 156-190.

Vegh, C. A. & Vuletin, G. (2015). "How is Tax Policy Conducted Over the Business Cycle?". *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3), 327-370

Woo, J. (2009). "Why do More Polarized Countries Run More Procyclical Fiscal Policy?". *The Review of Economic and Statistics,* 91(4), 850-870.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۱۰۸-۹۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (95-108)

شبیه سازی تأثیر عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران: مقایسه دو رهیافت زنجیره مارکوف مونت کارلو و بیزین

رامیار رفاعی[۱]، *مرتضی سامتی[۲]، سارا قبادی[۳]

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

۲. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۱۷ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۲۶)

Simulation of the Effect of Factors Affecting on Recession in Iran: Comparison of Markov Chain Monte Carlo and Bayesian Approaches

Ramiar Refaei[1], *Morteza Sameti[2], Sara Ghobadi[3]

1. Ph.D Student, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University Isfahan, Iran
2. Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University Isfahan, Iran
3. Assistant Professor, Department of Economics, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University Isfahan, Iran

(Received: 7/Jan/2019 **Accepted:** 17/March/2019**)**

چکیده:

تاریخچه اقتصاد ایران بعد از انقلاب در بعضی از سال‌ها با رکود مواجه بوده است و با رسیدن به دهه ۷۰ این روند رکودی عمیق‌تر می‌شود همچنین با نزدیک‌تر شدن به دهه ۹۰ به نظر می‌رسد روند تولید ناخالص ملی واقعی تغییرات جدی به خود می‌بینند. در این مقاله عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۷ با استفاده از زنجیره مارکوف مونت کارلو و رهیافت بیزین شبیه سازی می‌شود. نتایج نشان می‌دهد ماتریس عوامل بیز برای همه جفت مدل‌ها به خوبی طبق استدلال قرار گرفته‌اند. احتمالات پسین رژیم‌ها و نسبت درستنمایی نهایی نشان می‌دهد که نقاط تغییر در مدل ششم، با بقیه مدل‌ها متفاوت است بنابراین تغییر رژیم در مدل ششم اتفاق می‌افتد. نتایج نشان می‌دهد متغیرهای تجارت خارجی (نرخ ارز و قیمت نفت خام) و تولید ناخالص داخلی واقعی، عامل اصلی رکود اقتصادی در ایران طی دوره مطالعاتی می‌باشند. نتیجه دیگر اینکه نتایج رهیافت بیزین نیز نتایج رهیافت مونت کارلو را تأیید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: شبیه سازی، زنجیره مارکوف مونت کارلو، رهیافت بیزین، رکود اقتصادی.

طبقه‌بندیJEL: E37، E32، C63.

Abstract:

The history of Iran's economy after the revolution has been in recession for some years and, with the 70s, this trend has deepened, and with the 1990s it seems that the real GDP trend is making serious changes. In this paper, the Markov chain Monte Carlo and Byesian approach are used to simulate the effects of factors affecting the economic recession in Iran during the years 1979- 2016. The results show that the Bayesian approach confirm the results of the model estimation using the Monte Carlo Markov chain approach, and at a reliable level, 97.5% of the coefficients of the variables are statistically significant and reliable. so, the most influential variables were estimated on the economic recession in Iran, are exchange rate changes, crude oil prices, and real GDP. The results also show that the matrix of Bayes factors for all pairings of models is reliable. The later probabilities of regimes and the likelihood ratio indicate that the change points in the sixth model are different with the rest of the models, so the regime change is happening in the sixth model.

Keywords: Simulation, Monte Carlo Markov Chain, Bayesian Approach, Recession.
JEL: E37, E32 , C63.

***نویسنده مسئول:** مرتضی سامتی
E-mail: msameti@gmail.com

*Corresponding Author: Morteza Sameti

۱- مقدمه

دوره‌های رکود اقتصادی در هر کشوری انحرافات منفی تولید ناخالص ملی را تبیین می‌کند به طوری که این نوسانات در عملکرد هر کشوری نقش مهمی را ایفا می‌نمایند. بررسی رکود اقتصادی از این جهت دارای اهمیت می‌باشد که برنامه‌ریزی‌های اقتصادی بدون درک از چگونگی نوسانات تولید ناخالص ملی و علت و ریشه این نوسانات چندان مؤثر به نظر نمی‌رسد. لذا شناسایی علل و موجبات پیدایش رکود اقتصادی سبب می‌شود که با برنامه‌ریزی‌های صحیح کلان اقتصادی از آثار منفی آن یعنی بروز بحران‌ها اجتناب و از آثار مثبت آن یعنی نیل به رونق اقتصادی و حفظ آن و در نتیجه تخصیص بهینه منابع بهره‌گیری نمود (طاهری و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۲۵).

اگرچه دوره‌های رکود اقتصادی از لحاظ سال وقوع، شدت و دوام با یکدیگر متفاوت می‌باشند، اما ویژگی مشترکی در تمامی آنان وجود دارد. این جنبه مشترک همان فرایند تغییرات متغیرهای اقتصادی در ارتباط با یکدیگر است که باعث شده تعریف تقریباً مشابهی از رکود اقتصادی در ادبیات به وجود آید. هامیلتون[1] رکود اقتصادی را الگوی نوسانی نامنظم متغیرهای اقتصاد کلان مانند تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، اشتغال و قیمت‌ها می‌داند که شامل افت‌هایی است که در اطراف مسیر رشد بلندمدت اقتصادی که اصطلاحاً به آن روند[2] گفته می‌شود، صورت می‌گیرد (هامیلتون، ۱۹۸۹:۳۸۴-۳۵۷).

دورنبوش[3] رکود اقتصادی را فرودهای منظم در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر حرکت تولید ناخالص می‌داند به عبارت دیگر رکود اقتصادی نوسان منفی و منظم فعالیت‌های کلان اقتصادی است از این رو هر افتی را نمی‌توان رکود نامید. اما معروف‌ترین بعد رکود اقتصادی، بررسی نوسانات تولید ناخالص ملی حول مسیر رشد بلندمدت خود می‌باشد (دورنبوش، ۲۰۰۴: ۵۴-۸۲). از این رو شاید بتوان تعریف لوکاس[4] (۱۹۷۷: ۵۴-۳۳) که همان انحرافات به پایین و تکرارپذیر تولید ناخالص داخلی واقعی حول روند بلندمدت آن است را تعریف جامع و مختصر از این ادبیات برشمرد.

اقتصاد ایران هم به عنوان یک اقتصاد نفتی-دولتی که در سه دهه اخیر غالباً با معضلاتی چون تورم و کسری بودجه دست به گریبان بوده است دوره‌های رکود بزرگ و کوچکی را پشت سر نهاده است، بدیهی است شناخت عوامل کلیدی ایجاد کننده رکود اقتصادی می‌تواند برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور را در ارائه تصمیمات صحیح و کاراتر یاری رساند و از حجم نوسانات اقتصادی بکاهد(مهرگان و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۰).

سؤال اساسی این تحقیق آن است که مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران چیست؟ روش تحقیق مورد استفاده در این پژوهش دو رهیافت بیزین و زنجیره مارکوف مونت کارلو (MCMC) است. مدل مورد استفاده در تحقیق شامل متغیرهایی چون تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ ارز واقعی، قیمت نفت خام و چند متغیر دیگر است که تلاش شده است ضمن معرفی مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران، نتایج دو رهیافت بیزین و زنجیره مارکوف با هم مقایسه شوند و به تبع آن نتایج جالب توجهی از انتخاب مدل‌ها و متغیرهای اثر گذار حاصل شده است.

در این تحقیق ابتدا مبانی نظری و قسمتی از مطالعات انجام شده داخلی و خارجی ارائه خواهد شد. در قسمت سوم و چهارم بعد از معرفی مدل به شبیه‌سازی تأثیر متغیرهای اصلی رکود اقتصادی در ایران با رهیافت بیزین و زنجیره مارکوف مونت کارلو پرداخته خواهد شد. همچنین نقاط تغییر، ماتریس انتقالات، احتمالات پیشین و پسین مورد بررسی قرار می‌گیرد و در نهایت بهترین مدل جهت تبیین رکود اقتصادی معرفی می‌گردد. در قسمت پنجم نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مفهوم ادوار تجاری

بارنز و میچل[5] تعریفی علمی از ادوار تجاری به این صورت ارائه داده‌اند: ادوار تجاری نوعی نوسان‌های باقاعده و منظم در فعالیت‌های کلان اقتصادی کشورها است که بیشتر به وسیله بنگاه‌های تجاری سازمان دهی می‌شوند. یک چرخه، با یک دوره رونق اقتصادی که همزمان در فعالیت‌های متعدد اقتصادی رخ می‌دهد، شروع شده و به دوره رکود و انقباض منتهی می‌شود. این سلسله از تغییرات بارها و بارها تکرار می‌شوند ولی حالت منظم و دوره‌ای ندارند. به عبارتی، مدت زمان ادوار تجاری ممکن است از یک تا ۱۰یا ۱۲سال متغیر باشد. این

1. Hamilton (1989)
2. Trend
3. Dornbusch (2004)
4. Lucas (1977)
5. Burns & Mitchell (1946)

چرخه، قابل تقسیم به چرخه‌های کوتاه‌تری نیست (بارنز و میچل، ۱۹۴۶: ۳۲۲-۳۴۰).

دورنبوش و همکاران[1] در تعریفی مشابه، ادوار تجاری را فراز و نشیب‌های منظم از رونق و رکود در فعالیت‌های اقتصادی پیرامون مسیر رشد اقتصادی می‌دانند. (دورنبوش و همکاران، ۲۰۰۴: ۸۲-۵۴)

۲-۱-۱- تعریف رکود اقتصادی

در چارچوب چرخه اقتصادی، رکود به دوره‌ای گفته می‌شود که رشد اقتصادی در این دوره منفی می‌باشد و اقتصاد حالت انقباضی به خود می‌گیرد به عبارت دیگر در این دوران به دلیل کاهش سطح تقاضای کل، سطح فعالیت‌های اقتصادی به صورت چشمگیری کاهش می‌یابد همچنین شدت اثرات این دوران معمولاً به حدی است که در بخش‌های مختلف اقتصاد از قبیل رشد تولید ناخالص داخلی، اشتغال، درآمد واقعی، تولید صنعتی و قیمت عمده و خرده فروشی قابل مشاهده می‌باشد.

۲-۱-۲- تفاوت کسادی و رکود اقتصادی

سیر نزولی رشد اقتصادی که برای چند دوره سه ماهه ادامه یابد نشان دهنده وضعیت کسادی اقتصاد است و هرگاه این دوره زمانی بیشتر شود "رکود اقتصادی" نامیده می‌شود. در مواردی که رشد اقتصادی برای مدتی آهسته اما غیرمنفی باشد اصطلاحاً به "توقف رکودی" معروف می‌باشد همچنین کسادی، رکود و توقف رکودی را معمولاً تحت عنوان بحران مالی طبقه‌بندی نمی‌کنند زیرا از مواردی هستند که علاوه بر بازارهای مالی سایر بازارها را تحت تأثیر قرار می‌دهند (بختیارزاده، ۱۳۸۸: ۵۸-۵۰).

۲-۱-۳- عوامل بروز رکود اقتصادی در ایران

بنابر نظر محققین، شاخص‌های عوامل ایجاد کننده رکود اقتصادی عبارت است از:

تلاطم (تغییرپذیری):

این ویژگی به درجه بی ثباتی یک متغیر اشاره دارد و میزان تمایل متغیر نسبت به نوسان را نشان می‌دهد. بالا بودن میزان تلاطم یک متغیر در مقایسه با متغیر مرجع حاکی از توان سری‌های زمانی در ایجاد رکود اقتصادی است. برای اندازه‌گیری میزان تغییرپذیری سری زمانی متغیرها از درصد انحراف معیار آنان استفاده می‌شود.

تداوم:

مدت زمانی که یک رکود اقتصادی کامل طی می‌نماید می‌تواند بنا به ویژگی‌های اقتصاد متفاوت باشد. وقتی رکود شروع می‌شود اقتصاد تمایل به عملکرد انقباضی دارد و این وضعیت برای مدت زمانی ادامه خواهد داشت یا آنکه با شروع دوره رونق اقتصاد عملکرد انبساطی از خود نشان می‌دهد که برای مدتی دوام خواهد داشت، وجود چنین تمایلی تداوم نامیده می‌شود.

هم حرکتی:

معمولاً رکود اقتصادی با متغیرهای کلان اقتصادی به صورت هماهنگ نوسان می‌نمایند. هم حرکتی به وسیله دو عنصر زمان چرخش و سمت و سوی چرخش معرفی می‌شود. زمان چرخش بیان می‌نماید که چرخش متغیرهای مدل می‌توانند نسبت به چرخش متغیر مرجع حالات پیشرو، همزمان یا پسرو را داشته باشند.

۲-۲- مبانی نظری

۲-۲-۱- نظریه نیروهای خارجی

این نظریه که به نام نظریه برون‌زای ادوار تجاری نیز شناخته می‌شود از اولین نظریه‌های مرتبط با ادوار تجاری بود. در این نظریه به تأثیر عوامل برون‌زایی چون شرایط آب و هوایی روی کشاورزی و بازده محصول می‌پرداختند که به نوبه خود سبب ایجاد سیکل در قیمت مواد اولیه شده و این باعث ایجاد سیکل در تولید صنعتی و فعالیت عمومی اقتصاد می‌گردد. از سایر عوامل برون‌زا در این نظریه می‌توان به جنگ اشاره کرد که بر اقتصاد جهانی و ادوار تجاری تأثیرگذار است.

۲-۲-۲- نظریه ادوارد میچل[2]

مطالعه عملکرد سیستم سرمایه‌داری در این نظریه حائز اهمیت است و روابط پیچیده بین بخش‌های اقتصادی را باید مد نظر قرار داد. از نظر میچل با افزایش وزن سری قیمت‌ها و سری تولیدات رونق ایجاد شده و زمانی که صنایع انفرادی با رکود مواجه شوند، رکود گسترش می‌یابد. از نظر میچل رکود و رونق حالت تجمعی داشته، از بخش کوچکی از اقتصاد شروع شده و از بخشی به بخش دیگر گسترش می‌یابد.

1. Dornbush et al. (2004)

2. Edward Mitchell

۲-۲-۳- نظریه اتریشی ادوار تجاری

این نظریه به مسئله عدم تعادل بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و تأثیر آن روی ادوار تجاری می‌پردازد. در این نظریه به علت تخصیص اشتباه منابع در دوره‌های مختلف ادوار تجاری شکل می‌گیرد و در درجه اول با ایجاد بیش از حد اعتبارات بانکی، ایجاد می‌شود.

۲-۲-٤- نظریه پولی در ادوار تجاری

این نظریه از نظریه‌های ادوار تجاری کلاسیک‌های جدید می‌باشد و علت اصلی نوسانات را عدم مدیریت در عرضه پول می‌داند. بر این اساس سیاست‌های پولی اعلام نشده و غیر قابل پیش‌بینی باعث انحراف تولید و اشتغال حقیقی شده و ادوار تجاری بوجود می‌آید. از نظر این گروه هر نوع تغییر در سطح فعالیت‌های اقتصادی انعکاسی از تغییرات در حرکت و جریان پول است. یعنی اگر بتوان عرضه پول را تثبیت نمود می‌توان نوسانات اقتصادی را در کل اقتصاد برطرف کرد. افزایش عرضه پول موجب کاهش نرخ بهره و افزایش تقاضای کالاها و خدمات می‌گردد منتها چون افزایش محصول (عرضه) نیاز به زمان دارد، مازاد تقاضای کالاها و خدمات بوجود آمده، باعث کاهش موجودی انبار می‌گردد. بنابراین واحدهای تولیدی برای افزایش تولید خود مجدداً تقاضای پول بیشتری می‌کنند که این امر دوباره منجر به افزایش عرضه پول خواهد شد. با کاهش ذخایر بانک‌ها اعطای اعتبار افزایش یافته و در نتیجه رکود اقتصادی بوجود خواهد آمد. رکود نیز تا زمانی که بانک‌ها توانایی قرض دادن پیدا کنند، ادامه خواهد یافت.

۲-۲-۵- نظریه ادوار تجاری حقیقی (RBC)

اولین تئوری‌ها در این زمینه توسط کیدلند و پرسکات[1] (۱۹۹۰: ۱۸-۳) ارائه شد. در این گروه از نظریات، اعتقاد بر این است که نوسانات اقتصادی منشأ واقعی دارند و تغییرات در فناوری و متغیرهای واقعی منبع بروز ادوار تجاری هستند و ادوار تجاری یک پدیده طبیعی اقتصاد محسوب می‌شود. تئوری ادوار تجاری حقیقی تبدیل به چارچوب عمده برای تجزیه و تحلیل نوسانات اقتصادی و هسته تئوری اقتصاد کلان شد. این مدل دارای دو بعد مفهومی و روش شناختی است. از جنبه روش شناختی این تئوری با قاطعیت بکارگیری مدل‌های تعادل تصادفی عمومی پویا را به عنوان ابزار مرکزی تجزیه و تحلیل اقتصاد کلان تصدیق کرد و بر اهمیت جنبه‌های مقداری مدل سازی تأکید نمودند. در مدل ادوار تجاری حقیقی بخش اعظم مسئله توجه به سه مورد زیر می‌باشد:

۱-کارایی ادوار تجاری

۲-اهمیّت شوک‌های فناوری به عنوان منبع نوسانات اقتصادی

۳-نقش محدود عوامل پولی

۲-۳- مطالعات خارجی

کیم و استارتز[2] رکود اقتصادی را با مجاز دانستن عدم تقارن بین دوره‌ها که با تکانه‌های غیر پیوسته و پیوسته وارد اقتصاد می‌شوند الگوسازی کردند. آنان عدم تقارن ناشی از اجزای موقتی و دائمی تولید را بررسی نموده و نتیجه گرفته‌اند که با افت اجزای دائمی و نه موقتی، رکود آغاز می‌شود. در پی کاهش در نرخ روند نوعی تغییر در وضعیت رکود در اجزای موقتی ایجاد می‌گردد. با انبساط جزء دائمی اجزای موقتی نیز به وضع انبساط برگشته و رکود پایان می‌گیرد (کیم و استارتز، ۲۰۰۱: ۲۳۱-۲۲۰).

کانوا و نیکولو[3] با مطالعه رکود اقتصادی و سیاست‌های مالی کشورهای G7 با استفاده از رهیافت GMM دریافتند که نرخ رشد بهره وری عوامل کل دلیل اصلی رکود اقتصادی بوده است. همچنین مشخص گردید که تغییر سیاست در مخارج دولت قادر است دلیل نوسانی‌تر شدن تولید را بیان نماید (کانوا و نیکولو، ۲۰۰۸: ۱۱۵۹-۱۱۳۱).

روی ایچیرو و اونو[4] بیان می‌کنند مطابق شواهد تجربی از رکود آمریکا و شرایط رکودی بلندمدت ژاپن و نیز بحران مالی سال ۲۰۰۸ نتیجه گرفته می‌شود ترجیحات مفرط و بیش از اندازه برای نگهداری نقدینگی به رکود اقتصادی منجر می‌شود همین نویسندگان در مقاله مستقل دیگری در سال ۲۰۱۵ در چارچوب یک مدل پولی پویا همراه با دام نقدینگی تابع مصرف و اثرات فزاینده توسعه مالی بر تقاضای کل را بررسی و تحلیل کردند و تفسیرات جدیدی از اثرات ضرایب فزاینده بر رکود را ارائه کردند (روی ایچیرو و اونو، ۲۰۰۹:۱۶۰-۱۴۲).

اویانگ و همکاران[5] با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ اقدام به استخراج دوره‌های رکود اقتصادی برای ایالت‌های آمریکا و مقایسه آن با کل دوره‌های رکودی آمریکا کردند. با استفاده از داده‌های ماهانه ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۲ نشان دادند علی‌رغم

1. Kydland & Prescott (1990)

2. Kim & Starts (2001)
3. Canova & Nicolo (2008)
4. Ryu-Ichiro & Ono (2009)
5. Owyang et al. (2012)

همبستگی میان سیکل‌های تجاری ایالت‌ها و کل کشور آمریکا نقاط اوج و حضیض در ایالت‌ها اختلاف زیادی با کل آمریکا دارد (اویانگ و همکاران، ۲۰۱۲: ۱۶۲-۱۵۳).

هوی تان و حبیب الله[1] در مطالعه‌ای با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ اقدام به استخراج سال‌های رکود و رونق اقتصادی برای چهار کشور آسیایی اندونزی، فیلیپین، تایلند و مالزی طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ نمودند، آنها با رد فرضیه وجود یک رژیم برای چهار کشور نشان دادن برای تمامی آنها استخراج دو رژیم امکان پذیر است و نتایج حاصل برای سیکل‌های رکود و رونق هر چهار کشور مناسب است (هوی تان و حبیب الله، ۲۰۱۶: ۳۰۶-۲۹۷).

ماچادو[2] در مقاله‌ای تحت عنوان رکود اقتصادی و بحران اقتصادی در یونان، تأثیرات بین‌المللی از ایالات متحده و اتحادیه اروپا را بر رکود اقتصادی بررسی کردند. نتایج با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد ضمن تأثیر بالای متغیرهای پولی، پس از پیاده‌سازی سیاست پولی مشترک، تولید ناخالص داخلی این کشور با ایالات متحده هماهنگ شده است (ماچادو، ۲۰۱۸: ۱۰۶۱-۱۰۴۰).

آدنیران و صدیق[3] در مطالعه‌ای به بررسی رکود اقتصادی و راه‌های خروج از رکود در نیجریه پرداختند. در یک مدل معادلات همزمان و داده‌های فصلی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۰ نتایج نشان می‌دهد که متغیرهای نرخ ارز و مخارج دولت بیشترین تأثیرات را بر رکود اقتصادی دارند. همچنین اصلاحاتی را برای خروج از رکود پیشنهاد داده‌اند که توسعه زیر ساخت‌های حمل و نقل، تنوع اقتصادی با تأکید بیشتر بر رسیدگی به مسئله، خط مشی صحیح و رویکرد ضد فساد از جمله این سیاست‌ها هستند (آدنیران و صدیق، ۲۰۱۸: ۱۹۲-۱۸۱).

۲-٤- مطالعات داخلی

هادیان و هاشم‌پور در مقاله‌ای تحت عنوان "شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران" به بررسی چرخه‌های تجاری در ایران پرداختند، هدف از مقاله، استخراج اجزای روند بلندمدت ادوار تجاری و تکانه‌های نامنظم از تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران و همچنین، شناسایی و تشخیص علل پیدایش ادوار تجاری در اقتصاد ایران بود. افزون بر این، تولید ناخالص داخلی حقیقی ایران با توجه به سه جزء مذکور برای دوره ۱۳۸۴-۱۳۷۹ پیش‌بینی شد. در ادامه، برخی از متغیرهای کلان اقتصادی به منظور بررسی هم حرکتی و حساسیت مورد استفاده قرار گرفته است و نهایتاً، برای پیش‌بینی اجزای مذکور از الگوهای ARIMA استفاده شده است. یافته‌های پژوهش نشان داد که نرخ رشد روند بلندمدت تولید ناخالص داخلی در ایران در سال‌های آغازین انقلاب و شروع جنگ تحمیلی ۱۳۶۱-۱۳۵۶ و سال‌های پایانی جنگ ۱۳۶۷-۱۳۶۵ منفی بوده است. نتیجه دیگر اینکه اقتصاد ایران هفتمین دوره تجاری را پشت سر گذرانده است و با ورود به دوره رکود با هشتمین دوره تجاری رو به رو است که از اوایل سال ۱۳۸۰ این دوره شروع شده و در سال ۱۳۸۳ پایان می‌یابد و سپس، دوره بهبود آغاز می‌شود (هادیان و هاشم‌پور، ۱۳۸۲: ۱۲۰-۹۳).

افشاری و همکاران در مطالعه‌ای به ارزیابی مدل رشد نئوکلاسیک در تبیین رکود اقتصادی در ایران پرداختند. ابتدا دوره‌های رکود در اقتصاد ایران از داده‌های تحقق یافته فصلی مصرف، سرمایه‌گذاری و هزینه‌های مصرفی دولت استخراج شد سپس یک مدل رشد نئوکلاسیک به گونه‌ای تعمیم یافت که تکانه‌های فناوری و هزینه‌های مصرفی دولت را شامل شود سپس برای ارزیابی مدل، چرخه‌های تجاری تحقق یافته در ایران با متناظر آنها در مدل شبیه سازی شده مقایسه گردید. نتایج نشان داد که مدل می‌تواند نوسانات اقتصاد ایران را به خوبی باز تولید کند همچنین نتایج شبیه سازی نشان داده است که عامل اصلی نوسانات در اقتصاد ایران تکانه‌های فناوری است و سهم تکانه‌های دولت در نوسانات اقتصادی بسیار اندک است (افشاری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۰۴-۱۸۹).

همچنین می‌توان به پژوهش صورت گرفته توسط فاضل و همکاران اشاره کرد. در این پژوهش با عنوان (مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR در پیش‌بینی رکود اقتصادی ایران) ضمن آشنایی مختصری با مفاهیم مربوط به ادوار تجاری و علل پیدایش آن، بر اساس الگوی مارکوف و با استفاده از سری زمانی تولید ناخالص داخلی حقیقی کشور به تجزیه و تحلیل ادوار تجاری پرداخته شد. همچنین برای مقایسه توانمندی این دو الگو در پیش‌بینی، برای هر الگو پیش‌بینی انجام شد و عملکرد الگوها با استفاده از معیارهای TIC وMAPE , RMSE مقایسه گردید. نتایج نشان داد که بر اساس معیار MAPE تا گام هفتم و طبق معیار RMSE و TIC تا گام نهم، الگوی ARIMA نسبت به

1. Hooi tan & Habibullah (2016)
2. Machado (2018)
3. Adeniran & Sidiq (2018)

مارکوف عملکرد بهتری دارد و برای افق‌های پیش‌بینی به ترتیب با بیش از هشت و ده گام، این الگوی مارکوف است که عملکرد بهتری در پیش‌بینی رکود اقتصادی ایران دارد (فاضل و همکاران، ۱۳۹۲: ۸۰-۶۷).

گل خندان در مطالعه‌ای تحت عنوان شناسایی دوره‌های رکود و رونق طی سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۶۸ با استفاده از داده‌های فصلی و سالانه، رکود اقتصادی را در ایران مورد بررسی قرار داد. به این منظور با استفاده از فیلتر آماری HP چهار دوره تجاری در فاصله زمانی مورد بررسی شناسایی شده است که دوره پنجم در مرحله ابتدایی است. متوسط طول دوره‌های رکود و رونق تقریباً مساوی اما وسعت و شدت دوره‌های رونق بیشتر از دوره‌های رکود بوده است. تخمین مدل VAR نشان می‌دهد درآمدهای نفتی و مخارج کل دولت توانسته‌اند بیشترین تأثیر را بر رکود و رونق اقتصادی داشته باشند (گل خندان، ۱۳۹۴: ۱۰۴-۸۳).

در مطالعه‌ای دیگر شاکری و قلیچ به بررسی عوامل مؤثر بر رکود و رونق اقتصادی در ایران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در حد فاصل سال‌های ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۱ از میان متغیرهای اساسی مدل، متغیر رشد کسری بودجه و رشد نرخ ارز حقیقی بیشتر از سایر عوامل دیگر، بر چرخه‌های رشد تولید ناخالص داخلی اثرگذاری داشته است (شاکری و قلیچ، ۱۳۹۵: ۴۸۰-۴۵۵).

گرجی و انواری در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر عوامل مؤثر پولی بر رکود و رونق اقتصادی در ایران پرداختند. با استفاده از داده‌های ۱۳۹۲-۱۳۷۰ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری نشان دادند که نوسانات نقدینگی نسبت به نوسانات تولید پیشرو هستند. به طور متوسط با استفاده از ۲۳ دوره نتایج نشان می‌دهد که اوجهای نرخ تغییر نقدینگی تقریباً ۹ ماه از اوجهای سطح فعالیت‌های اقتصادی جلوتر بوده است و این یعنی رشد نقدینگی یکی از عوامل ایجاد کننده رکود اقتصادی در ایران است. نتیجه دیگر اینکه با افزایش تورم طول قرار گرفتن در دوره‌های رکود اقتصادی در ایران افزایش می‌یابد (گرجی و انواری، ۱۳۹۷: ۱۵-۹).

۳- روش شناسی

به کار بردن هر سری متغیر برای شناسایی عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی می‌تواند اهمیت متفاوتی داشته باشد که در مطالعات اقتصادی با استفاده از روش‌های مختلف اقتصادسنجی این مسئله مورد بررسی قرار گرفته است اما روشی که کمتر برای برآورد رکود استفاده شده است روش‌های بیزین و زنجیره مارکوف مونت کارلو است. برای این منظور از داده‌های سالانه متغیرها در دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۷ استفاده شده است. داده‌ها از سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی، مؤسسه فریزر و دیتا بیس pwt 7 مربوط به دانشگاه پنسیلوانیا گرفته شده است.

ابتدا در رهیافت مونت کارلو لازم است مدل رگرسیون خطی برآورد سپس در مدل یاد شده با یونیفرم نامناسب پیشین، از بردار ضرایب و پارامترهای مهم استفاده شود[1]. زنجیره مارکوف درستنمایی نهایی را با استفاده از فرمول تقریبی لاپلاس یا روش چیب[2] که در ادامه معرفی می‌شود، محاسبه می‌کند. اما در رهیافت بیزین از مدل پروبیت استفاده می‌شود که در آن فرض می‌شود بردار β ضرایب پیشین نرمال چند متغیره با میانگین m و دقت p دارد که همچنین در مدل رگرسیون پواسن نیز β دارای همین ضرایب است. سپس با استفاده از روش چیب مدل رکود در اقتصاد ایران به سه مدل کوچک‌تر تقسیم می‌شود و با مدل‌های ویلکرسون و توزیع‌های پیشین که در ادامه توضیح داده خواهد شد مقایسه می‌شود. در واقع در روش بیزین قبل از آزمون مدل ویلکرسون لازم است اطمینان حاصل شود از اینکه زنجیره مارکوف به توزیع آماری آنها همگرایی دارد یا نه، زیرا یکی از مزیت‌های اصلی روش بیزین این است که ضرایب پیشین مستقیماً با استفاده از MCMC ایجاد شوند. بعد از برآورد و تخمین مدل‌ها باید اشاره کرد که یکی از کاربردهای زنجیره مارکوف مونت کارلو، مقایسه مدل‌های بیزین حاصل شده است که به عوامل بیز[3] معروف است که می‌توان آن را برای مدل‌هایی با یک سری داده مشابه مقایسه کرد. با وجود این جذابیت برای محققین در علوم مختلف، هنوز از این رهیافت به طور کامل استفاده نشده است خصوصاً در زمان مشکلات تحقیقی، استفاده از این رهیافت چندان آسان نیست یکی از دلایل آن ناتوانی در محاسبه انتگرال‌های با ابعاد بالا در اکثر مدل‌ها که برای تشخیص توزیع‌های پسین ضروری هستند که این مسئله تا اندازه‌ای توسط رهیافت رنجیره مارکوف مونتو کارلو (MCMC) و افزایش‌های قابل توجه در قدرت‌های محاسباتی بیست سال گذشته، حل شده است.

1. Chib & Jeliazkov (2001)
2. Chib's Method
3. Bayes Factors

۳-۱- معرفی و برآورد مدل

سترلا و مشکین (۱۹۹۸: ۶۱-۴۵)[1] از متغیرهای مالی به عنوان شاخص رکود در اقتصاد آمریکا استفاده کردند که متغیرهایی مانند نرخ بهره، قیمت سهام و کل‌های پولی که نقش مهمی را در پیش‌بینی اقتصاد کلان ایفا می‌کنند، استفاده کردند که هم نرخ بهره و هم قیمت سهام به صورت کوتاه‌مدت و بلندمدت وارد مدل شده بود. با توجه به این که متغیرهای دیگری هم از طرف عرضه و هم از طرف تقاضا می‌توانند باعث رکود اقتصادی شوند در این مطالعه مجموعه‌ای از متغیرها به کار رفته که بتوانند نماینده تأثیرات از جنبه‌های مختلف اقتصادی بر رکود باشند که در زیر به معرفی آنها پرداخته می‌شود.

Y_t: شاخص مجازی (دامی) معرف وضعیت رکودی در زمان t

$RGDP_t$: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی واقعی

$CPWP_t$: فاصله شاخص قیمت عمده فروشی از شاخص قیمت خرده فروشی

$OILPR_t$: قیمت نفت خام

$INTEREST_t$: اختلاف نرخ بهره بلندمدت و کوتاه مدت

$RINVBUIL_t$: سرمایه‌گذاری حقیقی در ساختمان‌های جدید

$NEXCH_t$: نرخ ارز واقعی

$DUMM_t$: متغیر دامی معرف جنگ (زمان جنگ عدد ۱ و در غیر اینصورت عدد ۰)

بنابراین می‌توان مدل زیر را در نظر گرفت:

(۱)

$$Y_t=\beta_0+RGDP_t+CPWP_t+OILPR_t+INTEREST_t+RINVBUIL_t+NEXCH_t+DUMM_t+\varepsilon_t$$

ابتدا در رهیافت مونت کارلو لازم است مدل رگرسیون خطی برآورد شود که نتایج این مدل با متغیرهای دارای بالاترین تأثیر در جدول زیر آورده شده است. لازم به ذکر است که با استفاده از رهیافت زنجیره مارکوف مونت کارلو در مدل یاد شده با یونیفرم نامناسب پیشین از بردار ضرایب و پارامترهای مهم رهیافت MCMC برآورد می‌شود.

٤- نتایج برآورد مدل

ملاحظه می‌شود که با توجه به احتمالات داده شده در سطح اطمینان ۲۵ ٪ ضرایب ۳ متغیر منفی هستند که با افزایش سطح اطمینان به بالا، رفته رفته بر معنی‌داری متغیرها افزوده شده و مشاهده می‌شود که در سطح اطمینان ۹۷/۵ درصد ضرایب همه متغیرها به غیر از RGDP مثبت هستند. طبیعی است که با افزایش روند صعودی تولید ناخالص داخلی واقعی کشور، رکود اقتصادی در کشور بهبود می‌یابد. نتیجه دیگر اینکه ضریب متغیر تغییرات قیمت نفت خام اثر مثبت و معنی‌دار بر رکود اقتصادی کشور دارد. در مراحل بعدی رهیافت بیزین در زنجیره مارکوف مونت کارلو از مدل پروبیت استفاده می‌شود که در آن فرض می‌شود بردار β ضرایب پیشین نرمال چند متغیره با میانگین m و دقت p دارد که همچنین در مدل رگرسیون پواسن نیز β دارای همین ضرایب است که نتایج تخمین آن را می‌توان در جدول ۲ ملاحظه کرد.

جدول ۱. نتایج تخمین زنجیره مارکوف مونت کارلو

	Time-series SE	Naive SE	SD	Mean
(Intercept)	۱٦/٤٤۷	۹/۳٦٦	۰/۰۹۳	۰/٤۲۲
CPWP	-۰/۱۲۱	۰/۰۸۹	۰/۰۰۰	۰/۰۰۳
OILPR	-۰/٥٦۸	۰/٦٥۰	۰/۰۰٦	۰/۰۲۹
RGDP	-۲/۰٦۰	۱/۰۸۹	۰/۰۱۰	۰/۰٤۹
INTEREST	-۰/۰۱۹	۰/۱۱۷	۰/۰۰۱	۰/۰۰٥
DUMM	۰/۳۷٦	۰/۹۳٥	۰/۰۰۹	۰/۰٤۷
مقدار هر متغیر در احتمال داده شده				
فاصله اطمینان	٪۲٥	٪٥۰	٪۷٥	۹۷/٥٪
(Intercept)	۹/۷۷۸	۱٦/۲۳٥	۲۲/۸۱٤	۳٤/۲٥٥
CPWP	-۰/۱۸۲	-۰/۱۱٤	-۰/۰٥٤	۰/۰۳۲
OILPR	-۱/۰۳۳	-۰/٥۳٤	-۰/۱٤٤	۰/٦٦۱
RGDP	-۲/۲۹٥	-۲/۰٥٤	-۱/۳۰٦	-۰/۰۲٤
INTEREST	-۰/۰۹٥	-۰/۰۲۱	۰/۰٥۰	۰/۲۳٥
DUMM	-۰/۲٤۱	۰/۳٤۲	۰/۹۲٦	۲/۳٥۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

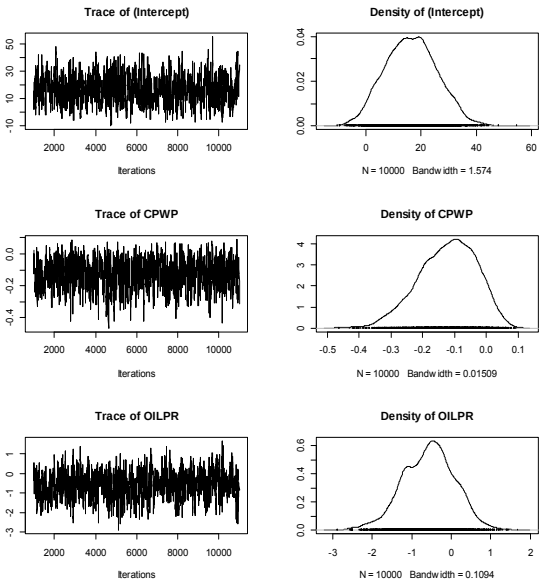
همان طور که در جدول (۲) ملاحظه می‌شود نتایج مدل رگرسیون پواسن با رهیافت بیزین نیز نتایج تخمین زنجیره مارکوف را تأیید می‌کند. در سطح اطمینان ۹۷/۵ درصد ضرایب متغیرها به لحاظ آماری معنی‌دار و قابل اعتماد هستند. به غیر از عرض از مبدأ مدل، بیشترین ضریب تأثیر مربوط به متغیر دامی جنگ است که بیشترین تأثیر را بر رکود اقتصادی داشته است و اما ضریب تولید ناخالص داخلی واقعی همچنان منفی است و نشان از اثر معکوس این متغیر بر رکود اقتصادی دارد.

1. Estrella & Mishkin (1998)

جدول ۲. نتایج تخمین مدل رگرسیون پواسن با رهیافت بیزین

	Time-series SE	Naive SE	SD	Mean
(Intercept)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۳۹٤	۳/۳۵۲
CPWP	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰٦	−۰/۰۰۲
OILPR	۰/۱۲۲	۰/۱۲۱	۰/۱٤۱	۰/۱٤۱
RGDP	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۱۸۵	−۰/٤۵٦
INTEREST	۰/۲۵۰	۰/۲۵٤	۰/۰۲۹	۰/۰۱٦
DUMM	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	۰/۲۵٤	۰/۲۲۲
sigma2	۰/۰۱۰	۰/۰۱۰	۰/۰۵۸	۰/۱۹۸
مقدار هر متغیر در احتمال داده شده				
فاصله اطمینان	٪ ۹۷/۵	٪۷۵	٪۵۰	٪۲۵
(Intercept)	٦/۱۲۹	٤/۲٦۱	۳/۳۵۲	۲/٤۲۲
CPWP	۰/۰۱۰	۰/۰۰۱	−۰/۰۰۲	−۰/۰۰۷
OILPR	۰/٤۲۲	۰/۲۳۵	۰/۱٤۱	۰/۰٤۷
RGDP	−۰/۰۹٦	−۰/۳۳۳	−۰/٤۵٤	−۰/۵۷۸
INTEREST	۰/۰۷۳	۰/۰۳۵	۰/۰۱۵	−۰/۰۰۳
DUMM	۰/۷۲٤	۰/۳۸۷	۰/۲۲۲	۰/۰۵۱
sigma2	۰/۳٤۱	۰/۲۲۷	۰/۱۸۸	۰/۱۵۸

مأخذ: محاسبات تحقیق



شکل ۱. نمودار تابع چگالی و اثر برای متغیرهای مدل با استفاده از رهیافت بیزین

مأخذ: محاسبات تحقیق

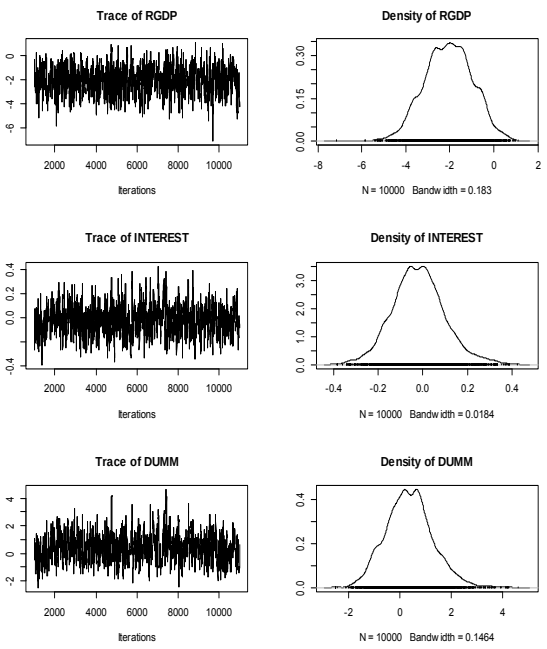
همان طور که در تصاویر دیده می‌شود مسیر زنجیره در طول زمان برای اکثر متغیرها سازگار است و توزیع آنها تقریباً نرمال است بنابراین اولین پیام این مسئله این است که کنترل اثر و توزیع متغیرها با استفاده از نمودار این اطمینان را می‌دهد که اثر و توزیع‌ها منطقی و قابل انتظار هستند و هیچ گونه ناکارآیی در طول دوره تعدیل وجود ندارد البته ملاحظه می‌شود تنها متغیر RGDP، توزیع آن چوله به سمت چپ است. ویلکرسون (۱۹۹۹)[1] مدلی را به صورت زیر معرفی کرد:

$$y_i = \acute{x_\iota}\beta + \varepsilon_i \ , \varepsilon_i \in N(0, \delta^2)$$

با پیشین‌های:

$$b \in N_k(b_0, B_0^{-1}) \ , \delta^2 = I\left(\frac{c_0}{2}, \frac{d_0}{2}\right)$$

به طور پیش فرض MCMC regress از یک ضریب پیشین پیش‌بینی نشده برای ضرایب پارامترها استفاده می‌کند. به منظور تسهیل مقایسه مدل در این مورد از ضرایب پیشین پیش‌بینی نشده ضعیف استفاده می‌شود. ضریب پیشین β توسط b_0 و B_0 نشان داده می‌شود که b_0 میانگین پیشین و B_0 ضرایب پیشین B است. ضریب پیشین δ^2 به وسیله دو پارامتر c_0, d_0 کنترل می‌شود که در این مطالعه از ضرایب پیشین پیش‌بینی نشده ضعیف $c_0 = 2, d_0 = 0.11$ با میانگین معادل با واریانس نهایی $APRE1 = 0.11$، طبق



1. Wilkerson (1999)

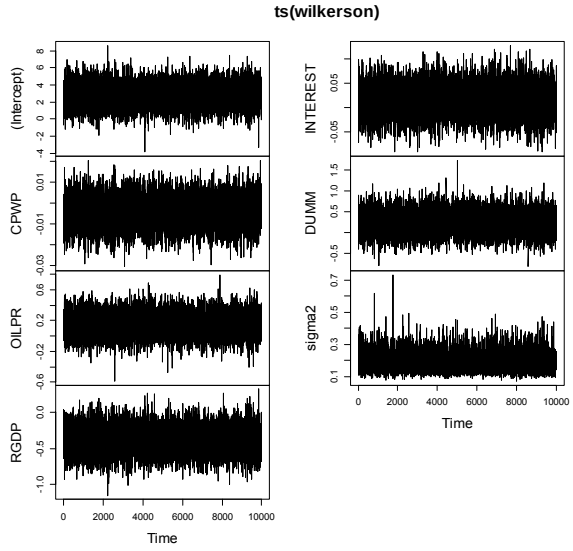
فروض ویلکرسون استفاده شده است. قبل از آزمون مدل ویلکرسون لازم است اطمینان حاصل شود از اینکه زنجیره مارکوف به توزیع آماری آنها همگرایی دارد یا نه، زیرا یکی از مزیت‌های اصلی روش بیزین این است که ضرایب پیشین مستقیما با استفاده از MCMC ایجاد می‌شوند و بیان نموداری اثر و توزیع متغیرها برای هر پارامتر، این مسئله را روشن می‌کند که در شکل ۲ برای هر متغیر می‌توان آن را مشاهده کرد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل رکود با فروض ویلکرسون و رهیافت بیزین

	Time-series SE	Naive SE	SD	Mean
(Intercept)	۰/۰۱۲	۰/۰۱۲	۱/۱۲۴	۲/۸۳۸
CPWP	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۶	-۰/۰۰۴
OILPR	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۱۳۷	۰/۱۴۷
RGDP	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۱۶۷	-۰/۳۹۲
INTEREST	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۲۸	۰/۰۱۴
DUMM	۰/۰۰۲	۰/۰۰۲	۰/۲۴۵	۰/۲۴۴
Sigma2	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۵۲	۰/۱۸۸
مقدار هر متغیر در احتمال داده شده				
فاصله اطمینان	۹۷/۵٪	٪۷۵	٪۵۰	٪۲۵
(Intercept)	۵/۲۶۶	۳/۶۶۶	-۲/۸۴۹	۲/۰۱۵
CPWP	۰/۰۰۸	۰/۰۰۰	-۰/۰۰۳	-۰/۰۰۸
OILPR	۰/۴۱۸	۰/۲۳۸	۰/۱۴۷	۰/۰۵۵
RGDP	-۰/۰۶۲	-۰/۲۸۱	-۰/۳۹۲	-۰/۵۰۲
INTEREST	۰/۰۷۰	۰/۰۳۳	۰/۰۱۴	-۰/۰۰۴
DUMM	۰/۷۳۱	۰/۴۰۴	۰/۲۴۴	۰/۰۸۰
Sigma2	۰/۳۱۶	۰/۲۱۵	۰/۱۷۹	۰/۱۵۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

البته قبل از آن لازم است نتایج تخمین مدل با فروض ویلکرسون را تحلیل کرد که خروجی نرم‌افزار را در جدول مجاور می‌توان مشاهده کرد. نتایج مدل رکود با فروض ویلکرسون و رهیافت بیزین نتایج برآورد جداول ۱ و ۲ را تأیید می‌کند که بیان نموداری آن نیز در شکل زیر نشان داده شده است.



شکل ۲. بیان نموداری مدل رکود با فروض ویلکرسون و رهیافت بیزین

مأخذ: محاسبات تحقیق

یکی از کاربردهای زنجیره مارکوف مونتو کارلو، مقایسه مدل‌های بیزین است که به عوامل بیز[1] معروف است که می‌توان آن را برای مدل‌هایی با یک سری داده مشابه مقایسه کرد. با فرض اینکه داده مشاهده شده y تحت مدل‌های A_1 و A_2 قرار بگیرد، انتظاری که از رهیافت بیزین می‌رود این است که احتمال پسین اینکه A_1 درست باشد به شرط اینکه A_1 یا A_2 درست باشند؟ با استفاده از تئوری بیز می‌توان نوشت:

(۲)

$$\Pr(A_1|y)=\frac{p(y|A_1)\Pr(A_1)}{p(y|A_1)\Pr(A_1)+p(y|A_2)\Pr(A_2)}$$

که تفاوت‌های پسین در یکی از مدل‌ها که اینجا A_1 در نظر گرفته می‌شود به صورت زیر است:

(۳)

$$\frac{\Pr(A_1|y)}{\Pr(A_2|y)}=\frac{p(y|A_1)}{p(y|A_2)}\times\frac{\Pr(A_1)}{\Pr(A_2)}$$

اگر فرض شود تفاوت‌های پیشین در مدل انتخابی A_1 به تفاوت‌های پسین مدل A_1 تغییر داده شود، می‌توان ضرب ساده تفاوت‌های پیشین را به صورت زیر نشان داد:

(۴)

$$B_{12}=\frac{p(y|A_1)}{p(y|A_2)}$$

1. Bayes Factors

که عامل بیز A_1 نسبت به A_2 نامیده می‌شود که در واقع برتری مدل A_1 در برابر مدل A_2 را نشان می‌دهد. عامل اصلی و کلیدی در محاسبه عامل بیز (و احتمالات مدل پسین) درستنمایی حاشیه‌ای است که در این زمینه چندین روش کارا برای محاسبات وجود دارد (تیرنی و کادانه[1]، ۱۹۸۶: ۸۶-۸۲؛ چیب و جلیازکو[2]، ۲۰۰۱: ۲۸۱-۲۷۰). زنجیره مارکوف درستنمایی نهایی را با استفاده از فرمول تقریبی لاپلاس یا روش چیب[3] محاسبه می‌کند. حال با استفاده از روش چیب مدل رکود در اقتصاد ایران به سه مدل کوچک‌تر تقسیم می‌شود و با مدل‌های ویلکرسون که در صفحات قبل بررسی شد، با استفاده از توزیع‌های پیشین مقایسه می‌شود.

جدول ٤. ماتریس عوامل بیز در مقایسه با روش ویلکرسون (متغیر وابسته رکود)

	Model1	Model2	Model3	wilkerson
Model1	۰/۰۰	٦/۰٦	٤/۹٥	۱۳/۰۹
Model2	-٦/۰٦	۰/۰۰	-۱/۱۲	۷/۰۲
Model3	-٤/۹٥	۱/۱۲	۰/۰۰	۸/۱٤
wilkerson	-۱۳/۰۹	-۷/۰۲	-۸/۱٤	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که ماتریس عوامل بیز برای همه جفت مدل‌ها به خوبی طبق استدلال قرار گرفته‌اند. شواهد نشان می‌دهد که نتایج مدل ۱ نسبت به سایر مدل‌ها برتری دارد با توجه به اینکه متغیرهای مدل ۱ قیمت نفت خام و تولید ناخالص داخلی واقعی هستند، برتری مدل ۱ به این معنی است که متغیر (اختلاف نرخ بهره رسمی و آزاد) و متغیر (دامی جنگ) هیچ کمکی به تغییر رکود در اقتصاد ایران طی دوره مطالعاتی نمی‌کنند.

٤-۱- بررسی نقاط تغییر پواسن بیزین[4] در مدل رکود:

در این بخش مدل نقطه تغییر پواسن با رهیافت مونت کارلو بررسی می‌شود. می‌توان گفت یک مدل نقطه تغییر، یک مدل سری زمانی است که در آن اطلاعات از رژیم‌ها یا حالت‌های چند گانه بدست می‌آید که در آن نکات مهم تعداد، زمان‌بندی و بزرگی (اندازه) رژیم‌هاست.

الگوریتم نقاط تغییر پواسن در رهیافت مونت کارلو[5]، بر اساس فروض چیب ۱۹۹۸ قرار دارد. چیب مسئله نقاط تغییر را به یک نوع مخصوص از مدل‌های ترکیبی تبدیل کرد که در آن فرض می‌شود مشاهدات از رژیم‌های پنهان حاصل می‌شوند. تغییرات رژیم‌های بالقوه یا پنهان، در درجه اول از فرایند مارکوف تبعیت می‌کند که می‌توان آن را به صورت ماتریس زیر نشان داد.

(۵)

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & p_{22} & p_{23} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & p_{mm} & p_{m,m+1} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

که در آن $p_{ij} = \Pr(s_t = j | s_{t-1} = i)$ احتمال تغییرات رژیم i در دوره t-1 به رژیم j در دوره t است. اگر توزیع‌های پیشین احتمالات انتقال بتا باشد و میانگین پیشین مدل پواسن گاما باشد، مدل نقطه تغییر پواسن بیزین به صورت زیر خواهد بود:

(۶)

$$y_t \sim poisson(\lambda_i), \qquad i = 1,\dots,k$$
$$\lambda_i \sim gamma(c_0, d_0), \quad i = 1,\dots,k$$
$$p_{ii} \sim Beta(\alpha, \beta), \qquad i = 1,\dots,k$$

الگوریتم استفاده شده شامل شبیه سازی پارامترهای مدل، متغیرهای رژیم پنهان، و احتمالات انتقال است.

نسبت درستنمایی نهایی نشان می‌دهد که مدل ششم نقاط تغییر، با بقیه مدل‌ها متفاوت است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در ستون‌های افقی مدل ششم دارای کلیه عناصر منفی و در ستون‌های عمودی نیز مدل ششم دارای کلیه عناصر مثبت است بنابراین می‌توان گفت طبق معیار درستنمایی نهایی شواهد مثبتی برای انتخاب مدل ششم در بین مدل‌های دیگر وجود دارد.

برای اجرای الگوریتم مذکور شرایط ویژه‌ای لازم است: اولاً داده‌ها باید مرتب باشد و هیچ سالی در دوره بدون داده نباشد، ثانیاً تعداد رژیم‌ها را با m نشان داد، ثالثاً ابر پارامتر λ شامل (c_0, d_0) باشد. در واقع روش چیب تشخیص تعداد نقاط تغییر در مدل بیزین در مقایسه با مدل عوامل بیز است. خلاصه مقایسه مدل‌ها در جدول ۵ آمده است.

1. Tierney & Kadane (1986)
2. Chib & Jeliazkov (2001)
3. Chib's Method
4. Bayesian Poisson Changepoint Model
5. MCMC poisson Change Point

جدول ۵. ماتریس عوامل بیز برای آنالیز نقاط تغییر در مدل رکود

	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	Model7	Model8
Model1	۰/۰۰	٤/۸۹۱	٥/۷۳	۱۰/۸۰	۱۲/٤۸	۲۰/۹۰	۱٥/۱۸	۱۸/٥٦
Model2	-٤/۸۹	۰/۰۰	۰/۸٤۱	٥/۹۱	۷/٥۹	۱٦/۰۰	۱۰/۲۹	۱۳/٦۷
Model3	-٥/۷۳	-۰/۸٤	۰/۰۰	٥/۰۷	٦/۷٥	۱٥/۱٦	۹/٤٥	۱۲/۸۳
Model4	-۱۰/۸۰	-٥/۹۱	-٥/۰٦۹	۰/۰۰	۱/٦۸	۱۰/۰۹	٤/۳۸	۷/۷٦
Model5	-۱۲/٤۸	-۷/٥۸	-٦/۷٤	-۱/٦۸	۰/۰۰	۸/٤۲	۲/۷۰	٦/۰۸
Model6	-۲۰/۹۰	-۱٦/۰۰	-۱٥/۱٦	-۱۰/۰۹	-۸/٤۲	۰/۰۰	-٥/۷۱	-۲/۳٤
Model7	-۱٥/۱۸	-۱۰/۲۹	-۹/٤٥	-٤/۳۸	-۲/۷۰	٥/۷۱	۰/۰۰	۳/۳۸
Model8	-۱۸/٥٦	-۱۳/٦٦	-۱۲/۸۲	-۷/۷٦	-٦/۰۸	۲/۳٤	-۳/۳۸	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به مدل انتخاب شده و توجه به بالاترین ضرایب تأثیر می‌توان مهم‌ترین متغیرهای مدل ششم را به شرح جدول ۶ بیان کرد:

جدول ٦. ضرایب متغیرهای نرمال شده اثرگذار بر رکود

متغیر	RGDP	OILPR	NEXCH
ضریب	-۰/۸۹	۱/۲۲	۱/۴۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تغییرات نرخ ارز و قیمت نفت خام از تأثیرگذارترین متغیرها بر وضعیت رکود اقتصادی در ایران است. با افزایش یک درصدی قیمت نفت خام رکود اقتصادی به میزان ۱/۲۲ درصد افزایش می‌یابد همچنین با افزایش یک درصدی نرخ ارز رکود اقتصادی به میزان ۱/۴۴ درصد تحت تأثیر قرار می‌گیرد.

٤-۲- تفسیر اقتصادی نتایج تحقیق:

از آنجا که اقتصاد کشور یک اقتصاد دولتی وابسته به صادرات نفت است و ارز نفتی بخش عمده بودجه دولت را تشکیل می‌دهد، بدیهی است که تغییرات نرخ ارز نقش مهمی در به وجود آمدن رکود اقتصادی ایفا نماید. انرژی‌بر بودن شدید و وابستگی نهاده‌های بخش تولید کشور به واردات کالاهای واسطه‌ای و اساسی خود دلیل دیگری است که نقش نرخ ارز در تعیین هزینه تولید و افت و خیز آن را نشان می‌دهد. در این شرایط، شوک مثبت ارزی در خلأ تبعیت دولت از یک نظام قاعده‌مند در ذخیره آن، منجر به افزایش وابستگی بودجه دولت به درآمدهای نفتی و در حاشیه رانده شدن درآمدهای مالیاتی می‌شود. افزون بر این گرچه شوک مثبت ارزی در کوتاه‌مدت باعث افزایش قیمت نهاده‌های تولید و در مجموع هزینه‌های تولید می‌گردد و اثر منفی بر حجم تولید برجای خواهد گذاشت، اما در بلندمدت شوک مثبت ارزی در سایه نهاد سازی مناسب اقتصادی، باعث افزایش رقابت پذیری تولیدات داخلی در مواجهه با کالاهای مشابه خارجی شده و با تقویت تولید ملی، صادرات غیرنفتی کشور از رشد چشمگیری بهره‌مند خواهد شد. به عبارتی می‌توان اینگونه بیان کرد که در اقتصادی که از حیث درآمدی وابسته به ارز و از حیث نهاده‌های تولیدی وابسته به بخش خارجی است، نرخ ارز از عوامل بروز و ظهور رکود و رونق اقتصادی خواهد بود. افزون بر این، نوسانات شدید و مستمر ارزی خصوصاً در اوایل دهه ۱۳۹۰ موجب بی‌ثباتی و نااطمینانی جریان سرمایه‌گذاری شده و به تبع آن رشد تولید ناخالص داخلی را کاهش داده است.

٤-۳- کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز:

نوسانات نرخ ارز تقاضای کل اقتصاد را از طریق صادرات و واردات و تقاضای پول همچنین عرضه کل اقتصاد را از طریق هزینه‌های کالاهای واسطه‌ای وارداتی تحت تأثیر قرار می‌دهد بنابراین برآیند این دو نیرو بر سطح تولید و قیمت‌ها به شرایط پایه‌ای اقتصاد ایران بستگی دارد. به طور کلی در بازار کالاها نوسانات مثبت نرخ ارز سبب گران شدن کالاهای وارداتی و ارزان‌تر شدن کالاهای صادراتی می‌شود و در نتیجه افزایش تقاضا را برای کالای داخلی در بر خواهد داشت. از طرف دیگر با کاهش ارزش پول ملی تقاضای نقدینگی بنگاههای اقتصادی افزایش یافته و این امر موجب افزایش تقاضای پول می‌شود. در شرایط حاضر اقتصاد ایران افزایش نرخ ارز باعث کاهش ارزش پول ملی می‌شود که به نوبه خود افزایش هزینه‌های وارداتی کالاهای واسطه‌ای را در پی خواهد داشت که نتیجه آن افزایش

سطح قیمت‌ها و افزایش هزینه‌های تولید و در نتیجه کاهش تولید کل خواهد بود که این مسئله رسیدن به رکود اقتصادی را تسریع می‌بخشد.

٤-٤- کانال‌های اثرگذاری قیمت نفت:

وابستگی شدید واردات به درآمدهای نفتی موجب شده است که نفت در معادلات اقتصادی ایران همواره نقش بی‌بدیلی را ایفا نماید. کاهش درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت خام موجب کاهش واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای شده و به افت سرمایه‌گذاری و تولید منجر می‌شود. افزون بر این بخش بزرگی از بودجه عمومی کشور وابسته به این درآمدها بوده و ایجاد شوک در درآمدهای نفتی موجب برهم خوردن برنامه‌ریزی دولت در انجام هزینه‌های جاری و عمرانی می‌شود. البته درآمدهای نفتی متأثر از دو عامل میزان تولید و صادرات نفت و قیمت آن است. عامل اول عموماً برای دولت‌ها قابل کنترل است اما عامل دوم متأثر از قیمت‌های جهانی بوده و به صورت برون‌زا در اقتصاد تغییر می‌نماید. بنابراین بیراه نخواهد بود اگر عنوان شود که عمده تغییرات درآمدهای نفتی که منجر به تغییرات سطح تولید می‌شود ناشی از تغییر قیمت نفت است. نکته مهم دیگر آن است که با توجه به ساختار اقتصاد ایران و مرور سابقه رفتارهای کلان اقتصادی، افزایش قیمت نفت به عنوان یک فرصت بزرگ برای رشد اقتصادی همواره مورد غفلت واقع شده است و در مقابل کاهش این قیمت به علت وابستگی شدید اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی موجب بروز آثار زیان بار بر تولید ناخالص ملی شده است (شاکری و قلیچ، ۱۳۹۴: ۴۵۵).

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله تأثیر عوامل مؤثر بر رکود اقتصادی در ایران با استفاده از رهیافت‌های زنجیره مارکوف مونت کارلو و بیزین، طی سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۵۷ شبیه سازی شد. با استفاده از رهیافت زنجیره مارکوف مونت کارلو ملاحظه می‌شود که با توجه به احتمالات داده شده در سطح اطمینان ۹۷/۵ درصد ضرایب همه متغیرها به غیر از RGDP مثبت هستند. طبیعی است که با افزایش روند صعودی تولید ناخالص داخلی واقعی کشور، رکود اقتصادی در کشور بهبود می‌یابد نتیجه دیگر اینکه ضریب متغیر تغییرات قیمت نفت خام اثر مثبت و معنی دار بر رکود اقتصادی کشور دارد. در ادامه با توجه به مقایسه مدل‌های بیزین که به عوامل بیز معروف است ماتریس عوامل بیز با فروض ویلکرسون محاسبه گردید که منجر به انتخاب مدل اول با متغیرهای قیمت نفت خام و تولید ناخالص داخلی واقعی شد و در نهایت برای بررسی نقاط تغییر مدل‌ها، نسبت درستنمایی نهایی نشان داد که مدل شماره شش، از لحاظ اثر گذاری بر رکود اقتصادی با بقیه مدل‌ها متفاوت است. یکی از مهم‌ترین نتایج تحقیق این است که در بین متغیرهای موجود در مدل بالاترین تأثیر بر رکود اقتصادی مربوط به متغیرهای متأثر از تجارت خارجی است در حالی که در تعدادی از مطالعات مشابه داخلی که در ادبیات هم مورد بررسی قرار گرفتند این متغیرها با تأثیرگذاری کمتری، بیان شده‌اند و بیشتر رکود اقتصادی را ناشی از متغیرها و سیاست‌های داخلی می‌دانند. نتیجه دیگر اینکه رهیافت بیزین نتایج رهیافت زنجیره مارکوف را مبنی بر اثرات مهم متغیرهای تجارت خارجی، تأیید می‌کند بنابراین آگاهی از این مسئله سیاست‌گذاران اقتصادی را قادر خواهد ساخت تا سیاست‌های اقتصادی مناسب را جهت کاهش نوسانات این متغیرها با توجه به اولویت اثرگذاری آنها بر رکود اقتصادی اتخاذ کنند.

پیشنهادهای سیاستی

۱- کاهش وابستگی به نفت، در واقع برای درونی کردن صنعت نفت بایستی نیاز ارزی کشور را به حداقل رساند و با گسترش پالایشگاه‌های صادراتی و صنایع پتروشیمی به تدریج صدور فرآورده‌های نفتی را جایگزین صادرات نفت خام کرد.

۲- حفظ ثبات ارزی از مسیر کاهش نااطمینانی‌ها، می‌تواند کمک بزرگی به خروج از رکود اقتصادی کند. بر این اساس، اعمال سیاست ارزی محافظه کارانه در راستای محدود کردن نوسانات نرخ ارز و حفظ ثبات ارزی در کوتاه‌مدت و استفاده منطقی از ذخایر ارزی، می‌تواند یکی از مهم‌ترین شرایط را برای خروج از رکود اقتصادی فراهم کند.

۳- از مهم‌ترین عوامل رکود فعلی اقتصاد ایران وضعیت سیاست خارجی نامناسب است که منجر به ایجاد تحریم‌های شدید شده است، پیگیری سیاست خارجی که بتواند در عین حفظ حقوق اساسی کشور در موضوعات مورد مناقشه با غرب، تنش در روابط خارجی را کاهش دهد و فضای بین‌المللی را به سمت کاهش و لغو تحریم‌های اقتصادی پیش ببرد، بستر مناسب برای خروج از رکود اقتصادی جاری را ایجاد می‌کند.

۴- مراقبت بیشتر بر کارکرد صحیح حساب ذخیره ارزی و صندوق توسعه ملی جهت جلوگیری از وارد آمدن شوک به اقتصاد ملی در اثر نوسانات جهانی قیمت نفت و افت یکباره

درآمدهای ارزی کشور.
۵- سیاست‌های لازم جهت رشد تولید ناخالص داخلی با توجه به این که اقتصاد از حیث درآمد وابسته به نفت و از حیث نهاده‌های تولیدی وابسته به بخش خارجی است.

منابع

افشاری، زهرا؛ محمودی، نوشین و بوستانی، رضا (۱۳۹۲). "ارزیابی مدل رشد نئوکلاسیک در تبیین چرخه‌های تجاری ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال سوم، شماره ۹، ۲۰۴-۱۸۹.

بختیارزاده، محمد جواد (۱۳۸۸)." بررسی علل و بحران اقتصادی ۲۰۰۸ آمریکا و ارائه راهکارها". *مجله بررسی‌های بازرگانی*، شماره ۳۸، ۵۸-۵۰.

شاکری، عباس و قلیچ، وهاب (۱۳۹۴). "عوامل مؤثر بر چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری". *فصلنامه پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال هشتم، شماره ۲۵، ۴۸۰-۴۵۵.

طاهری بازخانه، صالح؛ احسانی، محمدعلی؛ گیلک حکیم آبادی، محمدتقی (۱۳۹۷). "بررسی رابطه پویا بین ادوار مالی با ادوار تجاری و شکاف تورم در ایران: کاربردی از تبدیل موجک". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۴۰-۱۲۱.

فاضل، مهدی؛ توکلی، اکبر و رجبی، مصطفی (۱۳۹۲). "مقایسه عملکرد الگوی ARIMA و MS-AR در پیش‌بینی ادوار تجاری ایران". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۳۰، ۸۰-۶۷.

گرجی، ابراهیم و انواری، فرزانه (۱۳۹۷). "نقش بانک مرکزی در ایجاد سیکل‌های تجاری در اقتصاد ایران". *پژوهش‌های اقتصاد پولی و مالی*، سال ۲۵، شماره۱۵،۱۵-۹.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۴). "چرخه‌های تجاری اقتصاد ایران ۱۳۸۹-۱۳۶۸". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، شماره ۱۷، ۱۰۴-۸۳.

مهرگان، نادر؛ عباسیان، عزت‌اله؛ عیسی‌زاده، سعید و فرجی، ابراهیم (۱۳۹۶). "بررسی شوک های واقعی و نوسان های تولیدِ اقتصاد ایران". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۲۹، ۳۱-۱۷.

هادیان، ابراهیم و هاشم‌پور، محمدرضا (۱۳۸۲). "شناسایی چرخه‌های تجاری در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۵، ۱۲۰-۹۳.

Adeniran, B. & Sidiq, O. (2018). "Economic Recession and the Way-Out: Nigeria as Case Study". *Global Journal of Human-Social Science*, 18(1), 181-192.

Burns, A. & Mitchell, W. (1946). "Measuring Business Cycles". *NBER*, NY, 322-340

Canova, F & Nicolo, G. (2008). "Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuations". *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131-1159.

Chib, S. & Jeliazkov, I. (2001). "Marginal Likelihood from the Metropolis Hastings Output". *Journal of the American Statistical Association*, 96, 270–281.

Chib, S. (1995). "Marginal Likelihood from the Gibbs Output". *Journal of the American Statistical Association*, 90, 1313–1321.

Dornbush, R., Fisher, S. & Startz, R. (2004). "Macroeconomics". *McGraw-Hill/Irwin*; 11 edition (December 13, 2004).

Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1998). "Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators". *The Review of Economics and Statistics*, 80(1), 45-61.

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

Hooi Tan, S. A. & Habibullah, M. (2016). "Business Cycles and Monetary Policy Asymmetry: An Investigation Using Markov-Switching Models". *Statistical Mechanics and its Applications*, 380(1), 297-306.

Kim, C. J. & Starts, R. (2001). "Permanent and Transitory Components of Business Cycles: Their Relative Importance and

Dynamic Relationship". *Board of Governor of Federal Reserve System*, 703, 220-231.

Kydland, F. E. & Prescott, E. C. (1990). "Business Cycle: Real Facts and a Monetary Myth". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14(2), 3-18.

Lucas, R. E. (1977). "Understanding Business Cycles, Stabilization of the Domestic and International Economy". *The Review of Economics and Statistics*, 80(2), 33-54.

Machado, C. (2018). "Measuring Business Cycles: The Real Business Cycle Approach and Related Controversies". *Journal of Economics and Management of the University of Porto*, 107, 1040-1061.

Owyang, M., Piger, J. & Wall, H. (2012). "Business Cycle Phases in U.S. States". *Economic Letter*, 42(4), 153-162.

Ryu-ichiro, M. & Ono, Y. (2015). "consumption Function and Multiplier Effect". *The Institute of Social and Economic Research*, Osaka university.

Ryu-ichiro, M. & Ono, Y. (2009). "Zero Nominal Intrest Rate, Unemployment, Excess Reserves and Deflation in a Liquidity Trap". *The Institute of Social and Economic Research*, 42, 142-160.

Tierney, L. & Kadane, J. B. (1986). "Accurate Approximation for Posterior Moments and Marginal Densities". *Journal of the American Statistical Association*, 81, 82–86.

Wilkerson, J. D. (1999). "Killer' Amendments in Congress". *American Political Science Review*, 93, 535–552.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۱۲۸-۱۰۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (109-128)

بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)

***احمد چهرقانی[۱]، منصور زراءنژاد[۲]**
۱. دکتری اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران
۲. استاد اقتصاد دانشگاه شهید چمران اهواز، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۱۰/۳ پذیرش: ۱۳۹۸/۳/۷)

Investigating the Impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's Economic Growth Using the Computable General Equilibrium Model (CGE)

***Ahmad Chehreghani[1], Mansour Zaranejhad[2]**
1. Ph.D. of Economics, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
2. Professor, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran
(Received: 24/Dec/2018 **Accepted:** 28/May/2019**)**

چکیده:
هدف از نگارش مقاله حاضر، بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افـزوده بـر رشـد اقتصادی ایران می‌باشد. بدین منظور از الگوی تعادل عمومی قابل محاسـبه (CGE) استفاده شده است. داده‌ها برگرفته از ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) سال ۱۳۹۰ ایران، تهیه شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس در سال ۱۳۹۴ است که جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی ایران می‌باشد. تحلیل سیاست در قالب نه سناریو انجام شـده اسـت کـه عبارتنـد از: وضـع مالیات بر ارزش افزوده با نرخ‌های اجرا شده در ایران (۳٪، ۴٪، ۵٪، ۶٪، ۸٪ و ۹٪)، و نرخ‌های قابل اجرا (۱۰٪، ۱۵٪ و ۲۰٪). در تمامی سـناریوها نـرخ مالیات بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی صفر در نظر گرفته شـده اسـت. نتایج حاصل بیانگر آن است که مالیات بر ارزش افزوده اثر مثبتـی بـر رشـد اقتصادی ایران دارد.

واژه‌های کلیدی: مالیات بر ارزش افزوده، رشد اقتصادی، ماتریس حسابداری اجتماعی(SAM)، مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، مدل لافگرن.
طبقه‌بندی JEL: H25، O47، E16.

Abstract:
The purpose of this paper is to investigate the impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's economic growth. For this purpose, Computable General Equilibrium Model (CGE) has been used. Data are derived from the Social Accounting Matrix (SAM) of Iran in 2011, prepared by the Parliament Research Center in 2015, which is the latest SAM of Iran. Policy analysis has been carried out in the form of nine scenarios: the VAT with the rates applied in Iran (3%, 4%, 5%, 6%, 8% and 9%), and the applicable rates (10%, 15% and 20%). In all scenarios, the VAT rate in agriculture sectore is considered zero. The results indicate that VAT has positive impact on Iran's economic growth.

Keywords: Value Added Tax (VAT), Economic Growth, Social Accounting Matrix (SAM), Computable General Equilibrium (CGE), Lofgren Model.
JEL: H25, O47, E16.

* **نویسنده مسئول:** احمد چهرقانی
E-mail: ahmadchehreghani@gmail.com

*Corresponding Author: Ahmad Chehreghani

۱- مقدمه

اتکا به درآمدهای نفتی و تداوم این رویکرد طی سال‌های متمادی موجب بروز ناپایداری در بهبود شاخص‌های اقتصادی و نوسان در رشد اقتصادی ایران شده است، به نحوی که کاهش قیمت نفت به عنوان اصلی‌ترین منبع درآمد دولت، بسیاری از سیاست‌ها و برنامه‌های دولت را به تعویق انداخته است. مالیات یکی از اجزای اصلی منابع درآمدی دولت را تشکیل می‌دهد و بر همین اساس همه ساله در تهیه لایحه بودجه سعی می‌شود که سهم درآمدهای مالیاتی نسبت به سال قبل افزایش یابد تا از این طریق، درآمدهای مالیاتی بتواند جایگزین درآمدهای نفتی گردد (حسینی غفار و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۰). در این راستا، دولت در سه سال اخیر توانسته است اتکای خود به درآمدهای نفتی در بودجه کشور را کم کند و سهم درآمدهای مالیاتی را به صورت چشم‌گیر افزایش دهد (برقی اسگویی و شکری، ۱۳۹۷: ۱۱۰)؛ به طوری‌که از سال ۱۳۹۴، سهم درآمدهای مالیاتی از بودجه دولت، از درآمدهای نفتی پیشی گرفته است. در سال‌های ۹۴، ۹۵ و ۹۶ به ترتیب ۷۰/۵، ۶۹/۵ و ۶۹/۱ درصد از درآمدهای دولت ناشی از وصول مالیات بوده است. در شش ماهه نخست سال ۹۷، ۷۹/۳ درصد از درآمدهای عمومی دولت از محل درآمدهای مالیاتی بوده است (بانک مرکزی، ۱۳۹۷: ۱).

یکی از دلایل مهم سلطه مالیات بر نفت، منبع مالیات بر ارزش افزوده است. طی سال‌های اخیر درآمدهای حاصل از مالیات بر ارزش افزوده سهم عمده‌ای از درآمدهای مالیاتی داشته است. به طوری‌که نسبت درآمد حاصل از مالیات بر ارزش افزوده به کل درآمدهای مالیاتی در سال‌های ۹۴، ۹۵ و ۹۶ به ترتیب برابر با ۲۴/۹، ۲۲/۲ و ۲۳/۳ درصد بوده است. این نسبت برای شش ماهه نخست سال ۹۷، ۲۵/۶ درصد می‌باشد (بانک مرکزی، ۱۳۹۷: ۱). به این معنی که بالغ بر یک پنجم درآمدهای مالیاتی در بودجه عمومی دولت طی این سال‌ها ناشی از مالیات بر ارزش افزوده بوده است. بنابراین یکی از راه‌هایی که دولت می‌تواند برتری درآمدهای مالیاتی بر درآمدهای نفتی را تثبیت کند، مالیات بر ارزش افزوده است. در این راستا دولت در اسفندماه ۱۳۹۵ لایحه قانون دائمی مالیات بر ارزش افزوده را تقدیم مجلس نموده که از سال ۱۳۹۷ توسط مجلس در دست بررسی قرار گرفته است[1]. بنابراین بررسی دقیق و علمی مالیات بر ارزش افزوده از اهمیت و ضرورت بالایی برخوردار است.

یکی از متغیرهایی که باید تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر آن مورد بررسی قرار گیرد، رشد اقتصادی است. رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین متغیرهای اقتصاد کلان است که بیانگر شاخص پیشرفت اقتصاد یک کشور است. ملاک کمّی و قابل استناد برای سنجش میزان و سرعت پیشرفت اقتصاد یک کشور، رشد اقتصادی است. برای سنجش این مسئله که آیا اقتصاد در یک دوره خوب عمل کرده است یا نه، به متغیر رشد اقتصادی در آن دوره توجه می‌شود (سرزعیم، ۱۳۹۷: ۳).

نرخ رشد اقتصادی، سرعت افزایش یا کاهش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن بهبود یا کاهش سطح رفاه و برخورداری مردم را نشان می‌دهد. به علاوه شاخص‌هایی چون بیکاری و فقر نیز عموماً تحت تأثیر تولید و رشد اقتصادی قرار دارند، به نحوی که رشد اقتصادی بالاتر، در بلندمدت به کاهش بیکاری و سطح فقر می‌انجامد. بنابراین اهمیت میزان تولید و رشد اقتصادی در هر جامعه، دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. از این رو یکی از مهم‌ترین اهداف اقتصاد کلان که مورد تأکید تمامی دولت‌ها و برنامه‌ریزان اقتصادی در کشورهای جهان می‌باشد، دستیابی به رشد اقتصادی مداوم و پایدار است (استادی، ۱۳۹۵: ۱۳۴).

در ایران نیز رشد اقتصادی همواره مورد توجه دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است، طوری‌که در هر برنامه توسعه، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه کشور، رشد اقتصادی عنوان شده است. بنابراین در این مقاله تلاش می‌شود تا با استفاده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE[2])- که برای بررسی آثار سیاست‌های مالیاتی، مناسب است- تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گیرد.

نوآوری مقاله حاضر را در چند مورد می‌توان بیان کرد: (۱) در زمینه تأثیر مالیات (به طور کلی) بر رشد اقتصادی، مطالعات داخلی متعددی با روش‌های مختلف انجام شده است، اما تاکنون مقاله‌ای با موضوع بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه نوشته نشده است و بررسی این موضوع با روش

۱. البته این امر فقط به دلیل جنبه درآمدی نبوده است و اصلاحات متعددی در بحث سیاست‌گذاری و کنترل مصرف نیز صورت گرفته است.

2. Computable General Equilibrium (CGE)

CGE مقاله جدیدی است؛ (۲) در مقاله حاضر از جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) ایران به عنوان پایگاه داده تحقیق استفاده می‌شود که در مقالات پیشین با موضوع مالیاتی، از این ماتریس استفاده نشده است؛ (۳) ساختار معادلات در نظر گرفته شده در این تحقیق و بستارهای[1] آن، و همچنین تعداد بخش‌های اقتصاد و تفکیک آنها با مطالعات قبلی متفاوت است؛ و (۴) در مقاله حاضر مصرف خانوار بین کالاهای مختلف بر اساس تابع تقاضای سیستم مخارج خطی[2] (LES) توزیع شده است و به منظور تخمین پارامترهای تابع مصرف خانوار از جمله پارامتر فریش[3] و کشش‌های درآمدی کالاها از تخمین اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های خرد درآمد و مخارج خانوار استفاده شده است.

ساماندهی مقاله بدین نحو است که بعد از مقدمه، در بخش دوم، ادبیات موضوع شامل: مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌گردد. بخش سوم به روش‌شناسی تحقیق شامل: معرفی روش و مدل تحقیق و تصریح معادلات مدل اختصاص دارد. در بخش چهارم نتایج برآورد مدل در قالب جداول و تفاسیر اقتصادی بیان می‌گردد. در نهایت، در بخش پنجم به بحث و نتیجه‌گیری پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

ادبیات رشد اقتصادی تا اوایل دهه ۱۹۹۰ بر الگوسازی اقتصاد با یک تعادل بلندمدت تمرکز داشت که در آن تولید سرانه ثابت در نظر گرفته می‌شد. بنابراین در چارچوب الگوهای رشد برون‌زا، رشد اقتصادی خارج از سیستم تعیین می‌شد و سیاست‌های دولت بر آن تأثیرگذار نبودند (آریسوی و انلوکاپلان[4]، ۲۰۱۰: ۵۳). الگوهای رشد نئوکلاسیک (یا الگوهای رشد برون‌زا) دلالت بر این امر دارند که مالیات ستانی تنها بر سطح تولید مؤثر است و بر نرخ رشد اقتصادی تأثیر ندارد؛ زیرا در چارچوب این الگوها، تولید در پی افزایش نهاده‌های فیزیکی مانند کار و سرمایه رشد می‌کند (لی و گوردون[5]، ۲۰۰۵: ۱۰۲۹). با ظهور نظریه رشد درون‌زا، عوامل درون‌زای مؤثر بر رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفت. بدین ترتیب، مالیات و مالیات ستانی هم به الگوی رشد درون‌زا وارد شد؛ چون مالیات‌های مختلف یا ابزارهای سیاستی دولت بر تعدادی از متغیرهای تعیین کنندهٔ رشد اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری تأثیر می‌گذارند (میلز[6]، ۲۰۰۹: ۲۲).

یکی از مهم‌ترین موضوعات بحث برانگیز در اقتصاد، رابطه مالیات با رشد اقتصادی و اینکه چگونه مالیات رشد اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد، است. تئوری‌های اقتصادی بیان می‌کنند که گروه‌های مختلف مالیاتی اثرات متفاوتی بر اقتصاد بر جای می‌گذارند. یکی از مهم‌ترین مالیات‌ها که در بسیاری از کشورهای جهان مورد توجه قرار گرفته است، مالیات بر ارزش افزوده است. مالیات بر ارزش افزوده[7] نوعی مالیات چند مرحله‌ای است که به کالاها و خدمات تعلق می‌گیرد و منظور از آن اخذ مالیات از اضافه ارزش کالاهای تولید شده یا خدمات ارائه شده در مراحل مختلف تولید و توزیع است که در هر مرحله از تولید و توزیع به صورت درصدی جدا از قیمت اخذ می‌شود. به عبارت دیگر مالیات بر ارزش افزوده نوعی مالیات بر قیمت فروش است که بار مالیاتی آن بر دوش مصرف‌کننده نهایی است و از ارزش افزوده بنگاه‌ها یعنی تفاوت بین عایدی ناشی از فروش کالاها و خدمات و کل هزینه‌هایی است که بابت خرید نهاده‌های تولیدی دریافت می‌شود (لی[8]، ۲۰۰۳: ۱۰).

برخلاف مالیات‌های مستقیم که به طور کلی اثر منفی بر تولید دارند، اعمال مالیات بر ارزش افزوده، بر حسب روش اجرای آن، می‌تواند موجب افزایش تولید و رشد اقتصادی گردد. اثر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی از کانال صادرات و سرمایه‌گذاری صورت می‌گیرد. اگر مالیات بر ارزش افزوده به گونه‌ای اجرا شود که صادرات و سرمایه‌گذاری را افزایش دهد، تولید و رشد اقتصادی را نیز افزایش خواهد داد؛ ولی اگر این مالیات به روشی اجرا شود که صادرات و سرمایه‌گذاری افزایش نیابد، تولید و رشد اقتصادی نیز افزایش نخواهد یافت. افزایش یا کاهش صادرات بستگی به این دارد که آیا مالیات بر ارزش افزوده بر اساس اصل مبدأ[9] انجام می‌شود یا بر اساس اصل مقصد[10]. در مالیات بر ارزش افزوده بر اساس اصل مقصد، صادرات از مالیات معاف است، زیرا کالاها و خدمات صادراتی

1. Closure
2. Linear Expenditure System (LES)
3. Frisch Parameter
4. Arisoy & Unlukaplan (2010)
5. Lee & Gordon (2005)
6. Myles (2009)
7. Value Added Tax
8. Tuan Minh Le (2003)
9. Origin Principle
10. Destination Principle

در کشورهای دیگر (مقصد) مصرف می‌شود؛ ولی واردات به دلیل اینکه در داخل کشور مصرف می‌شود، مشمول این مالیات می‌گردد. اما در اصل مبدأ، دقیقاً برعکس اصل مقصد، واردات از مالیات معاف و صادرات مشمول مالیات است. بنابراین در اصل مقصد، به دلیل معافیت مالیاتی صادرات، با اجرای مالیات بر ارزش افزوده، صادرات افزایش یافته و تولید و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (اولیورا[1]، ۲۰۰۱: ۲۰-۱۷).

افزایش یا کاهش سرمایه‌گذاری بستگی به این دارد که آیا مخارج انجام شده برای سرمایه‌گذاری، مشمول مالیات می‌شود یا خیر. بر این اساس، می‌توان این مالیات را با سه مبنای مختلف معرفی نمود که عبارتند از: مالیات بر ارزش افزوده بر مبنای تولید ناخالص ملی (نوع تولیدی)؛ مالیات بر ارزش افزوده بر مبنای تولید خالص ملی (نوع درآمدی)؛ و مالیات بر ارزش افزوده بر مبنای مصرف (نوع مصرفی)، که در هر سه روش، تولید ناخالص داخلی به عنوان مرجع اصلیِ پایه مالیاتی مدنظر است (سیکات[2]، ۱۹۸۸: ۷۲-۷۱).

۱) مالیات بر ارزش افزوده از نوع تولید[3]:

مالیات بر ارزش افزوده از نوع تولید، اگر بر مبنای اصل مبدأ اجرا شود، کل مخارج به استثنای مخارج دستمزدی دولت را مشمول مالیات می‌کند و اگر این نوع مالیات بر مبنای اصل مقصد اجرا شود کل مخارج بدون تراز تجاری را مشمول مالیات می‌کند. لذا پایه مالیاتی را می‌توان برای اصل مبدأ به این صورت بیان کرد:

(۱)

$$B_{PO} = GDP - G_W = C + I + G_C + (X - M)$$

که در آن B_{PO} بیانگر پایه مالیات بر ارزش افزوده از نوع تولید است که بر اساس اصل مبدأ بنا شده و مخارج مصرف خصوصی نهایی (C)، مخارج سرمایه‌گذاری ناخالص (I)، مخارج نهایی غیردستمزدی دولت برای خرید کالاها و خدمات (G_C)، مخارج دولت در ارتباط با حقوق و دستمزدها (G_W)، و تراز تجاری (ارزش کالاها و خدمات غیرعاملی صادر شده (X) منهای ارزش کالاها و خدمات غیرعاملی وارد شده (M)) را شامل می‌شود. پایه مالیاتی برای اصل مقصد عبارتست از:

(۲)

$$B_{PD} = GDP - G_W - (X - M) = C + I + G_C$$

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در اینجا، مالیات هم بر کالاهای مصرفی و هم بر کالاهای سرمایه‌ای اعمال می‌گردد و به خرید کالاهای سرمایه‌ای توسط بنگاه اقتصادی معافیت مالیاتی تعلق نمی‌گیرد. با وجود اینکه این نوع مالیات، دارای پایه مالیاتی گسترده است اما چون هیچ‌گونه معافیت مالیاتی برای مخارج سرمایه‌گذاری در نظر نمی‌گیرد، به دلیل ایجاد انگیزه منفی برای سرمایه‌گذاری و افزایش هزینه‌های آن مورد توجه قرار نمی‌گیرد.

۲) مالیات بر ارزش افزوده از نوع درآمد[4]:

مالیات بر ارزش افزوده از نوع درآمد، استهلاک را از پایه مالیاتی خارج و مخارج سرمایه‌گذاری خالص را (به جای ناخالص) مشمول مالیات می‌کند. در این معادله، D نشان دهنده استهلاک می‌باشد.

(۳)

$$B_{IO} = GDP - G_W - D = C + (I - D) + G_C + (X - M)$$

پایه مالیات بر ارزش افزوده از نوع درآمد، در صورتی که بر مبنای اصل مقصد اجرا شود، به صورت زیر خواهد بود:

(۴)

$$B_{ID} = GDP - G_W - (X - M) - D = C + (I - D) + G_C$$

در این نوع مالیات، چون استهلاک از تولید ناخالص داخلی کسر شده و سرمایه‌گذاری خالص مشمول مالیات می‌شود، پایه مالیات بر ارزش افزوده نسبت به نوع تولیدی کوچک‌تر است، اما مالیات همچنان به بخش تولید و سرمایه‌گذاری در اقتصاد تحمیل می‌شود. بنابراین اعمال مالیات بر ارزش افزوده از نوع درآمدی نیز موجب کاهش انگیزه سرمایه‌گذاری می‌گردد.

۳) مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف[5]:

اگر علاوه بر استهلاک، بر هزینه‌های انجام شده روی کالاهای سرمایه‌ای که به تعمیم موجودی سرمایه کمک می‌کند مالیات وضع نشود، کل مخارج ناخالص سرمایه‌گذاری از مالیات معاف می‌شود و آنچه باقی می‌ماند پایه مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف را نشان می‌دهد. پایه مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف را می‌توان برای اصل مبدأ، به صورت زیر بیان کرد:

(۵)

$$B_{CO} = GDP - G_W - I = C + G_C + (X - M)$$

1. Oliveira (2001)
2. Sicat (1988)
3. Product Type of Value Added Tax
4. Income Type of Value Added Tax
5. Consumption Type of Value added Tax

پایه مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرف، بر اساس اصل مقصد هم به صورت زیر خواهد بود:

(۶)

$$B_{CD} = GDP - G_W - (X - M) - I = C + G_C$$

در مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرفی، مخارج سرمایه‌گذاری ناخالص (سرمایه‌گذاری خالص و استهلاک) از پایه مالیاتی حذف می‌شود و به آن مالیات تعلق نمی‌گیرد. به دلیل معافیت سرمایه‌گذاری ناخالص از مالیات، بار مالیاتی از تولید به مصرف انتقال می‌یابد. این امر باعث بالا رفتن انگیزه سرمایه‌گذاری در اقتصاد شده و تولید و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. از این رو، این نوع از مالیات بر ارزش افزوده به طور گسترده‌ای در کشورهای عضو جامعه اروپا و بسیاری از کشورهای در حال توسعه از جمله ایران مورد استفاده قرار گرفته است (زی[1]، ۱۹۹۵: ۸۷-۸۶؛ غلامی، ۱۳۸۹: ۲۲۰). از این رو، بهترین روش برای اجرای مالیات بر ارزش افزوده، از لحاظ تأثیرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی، اجرای این قانون با روش مصرفی و بر اساس اصل مقصد است. با انتخاب این روش، صادرات و سرمایه‌گذاری افزایش یافته و موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد.

۲-۲- پیشینه تحقیق

آدرتی[2] و همکاران به بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر نرخ رشد اقتصادی در کشور نیجریه پرداختند و به این نتیجه رسیدند که مالیات بر ارزش افزوده اثر مثبت و مستقیمی بر نرخ رشد اقتصادی این کشور داشته است (آدرتی و همکاران، ۲۰۱۱: ۴۵۷).

امئورا[3] با استفاده از روش رگرسیون خطی ساده[4]، به تجزیه و تحلیل داده‌های سری زمانی مربوط به مالیات بر ارزش افزوده، تولید ناخالص داخلی و درآمد کل برای دوره ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۰ پرداخت و به این نتیجه رسید که مالیات بر ارزش افزوده دارای اثر مثبت بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی است (امئورا، ۲۰۱۳: ۱۹۱).

جاتالا[5] اثر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی اتیوپی را طی سال‌های ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۲ با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی[6] مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه دست یافت که اجرای این نوع مالیات موجب افزایش رشد اقتصادی اتیوپی می‌شود. وی بیان می‌کند که درآمد حاصل از مالیات بر ارزش افزوده نقش مهمی در توسعه اتیوپی ایفا می‌کند و لازمه موفقیت طرح توسعه و تحول[7] این کشور، اجرای مالیات بر ارزش افزوده است (جاتالا، ۲۰۱۴: ۱۵۶).

آنواکوا و آروا[8] با استفاده از مدل حداقل مربعات معمولی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده در کشور نیجریه را بررسی نمودند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که مالیات بر ارزش افزوده به طور معناداری درآمدهای دولت را افزایش داده و موجب افزایش رشد اقتصادی در این کشور می‌گردد (آنواکوا و آروا، ۲۰۱۴: ۶۲).

ویلسون[9] در مطالعه خود با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی و داده‌های بانک مرکزی نیجریه نشان داد که مالیات بر ارزش افزوده، تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشور دارد (ویلسون، ۲۰۱۵: ۳۴).

فستوس[10] و همکاران به ارزیابی مالیات بر ارزش افزوده بر رشد و توسعه اقتصاد نیجریه پرداختند و نشان دادند که مالیات بر ارزش افزوده اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، به طوری‌که یک درصد افزایش در نرخ مالیات بر ارزش افزوده، موجب ۰/۸۸ درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی می‌گردد (فستوس و همکاران، ۲۰۱۶: ۱۶۳).

سیمونسکو و آلبو[11] با استفاده از روش پنل دیتا[12] به بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده در کشورهای منتخب اروپای شرقی (CEE) پرداختند و نتیجه گرفتند که افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش نرخ رشد اقتصادی می‌شود (سیمونسکو و آلبو، ۲۰۱۶: ۸۵۰)

اوریتسو[13] با استفاده از مدل رگرسیون و خودرگرسیون برداری[14]، رابطه مالیات بر ارزش افزوده و رشد اقتصادی در کشور رومانی را بررسی کرد و نشان داد که یک رابطه مستقیم و مثبت بین مالیات بر ارزش افزوده و رشد اقتصادی در کشور رومانی وجود دارد و تغییرات تولید ناخالص داخلی با درآمدهای

1. Zee (1995)
2. Adereti (2011)
3. Umeora (2013)
4. Simple Linear Regression
5. Jatala (2014)
6. Ordinary Least Squares (OLS)
7. Growth and Transformation Plan (GTP)
8. Onwuchekwa & Aruwa (2014)
9. Wilson (2015)
10. Festus (2016)
11. SiMionescu & Albu (2016)
12. Panel Data
13. Uritescu (2017)
14. Vector Auto Regression Model (VAR)

حاصل از مالیات بر ارزش افزوده قابل توضیح است (اوریتسو، ۲۰۱۷: ۲۹).

شالا[1] با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به بررسی اثر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی کشور کوزوو پرداخت و بدین نتیجه دست یافت که مالیات بر ارزش افزوده اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی این کشور دارد (شالا، ۲۰۱۷: ۲۲۵).

چان[2] و همکاران از طریق روش گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای[3]، به بررسی نقش مالیات بر ارزش افزوده در تأثیر کارایی مخارج دولت بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج تحقیق آنها نشان داد که کارایی مخارج دولتی، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد و سیستم مالیات بر ارزش افزوده تأثیر مخارج دولتی کارا بر رشد اقتصادی را بیشتر می‌کند (چان و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۶۲).

ابونیک[4] و همکاران با استفاده از تجزیه و تحلیل رگرسیون چندگانه[5] اثر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی کشورهای نیجریه و غنا را مورد بررسی قرار دادند و نتیجه گرفتند که اثر این نوع مالیات بر رشد اقتصادی مثبت است و با افزایش مالیات بر ارزش افزوده رشد اقتصادی در این کشورها افزایش می‌یابد (ابونیک و همکاران، ۲۰۱۸: ۲۱۳).

آقایی و کمیجانی به بررسی امکان اجرای مالیات بر ارزش افزوده در ایران پرداخته و با توجه به داشتن آثار مثبت اقتصادی این نوع مالیات، مانند افزایش سرمایه‌گذاری، صادرات و رشد اقتصادی، آن را به عنوان یک راه حل مناسب برای رفع معضلات موجود در نظام مالیاتی ایران دانسته‌اند (آقایی و کمیجانی، ۱۳۸۰: ۱۵۴-۱۵۳).

بینا به بررسی اثرات مالیات بر ارزش افزوده بر تولید پرداخت و نشان داد که سیستم مالیات بر ارزش افزوده سبب افزایش تولید بخش‌های کشاورزی و صنایع و خدمات معاف و کاهش تولید سایر فعالیت‌ها می‌شود (بینا، ۱۳۸۹: ۱۰۸-۹۶).

فارابی به بررسی تجربه کشورها در اجرای مالیات بر ارزش افزوده و اثرات آن پرداخته است؛ همچنین نظام مالیات بر ارزش افزوده در ایران را تشریح نموده و با ذکر تجربه چند کشور راهکارهای مورد استفاده آنان برای کاهش تبعات اجرای این نوع مالیات در ایران را بیان نموده است. بر همین اساس، وی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی را مثبت دانسته است (فارابی، ۱۳۹۰: ۷۲).

محمدزاده و عزیزی با استفاده از داده‌های فصلی موجود به صورت سری‌های زمانی به تخمین رابطه مالیات بر ارزش افزوده و رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۳ پرداخته و نشان دادند که طی دوره مورد بررسی مالیات بر ارزش افزوده تأثیری مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی داشته است (محمدزاده و عزیزی، ۱۳۹۴: ۲).

رحمانی و اصفهانی به بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد در کشورهای حال توسعه OECD و منتخبی از کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پرداختند. آنها به این نتیجه رسیدند که افزایش مالیات بر ارزش افزوده در هر سه گروه از کشورهای مورد بررسی بر رشد اقتصادی بی‌تأثیر بوده است (رحمانی و اصفهانی، ۱۳۹۶: ۱).

قوامی و همکاران با استفاده از روش الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی[6] تأثیر مالیات بر ارزش افزوده و مالیات‌های مستقیم بر رشد اقتصادی ایران را بررسی کردند و نتیجه گرفتند که در کوتاه‌مدت متغیر مالیات‌های مستقیم و مالیات بر ارزش افزوده تأثیر منفی و معنی‌داری بر تولید ناخالص داخلی داشته و در بلندمدت همچنان تأثیر مالیات‌های مستقیم بر تولید ناخالص داخلی منفی، اما تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر تولید و رشد اقتصادی مثبت می‌باشد (قوامی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱).

۲-۳- مالیات بر ارزش افزوده در ایران

در ایران، قانون آزمایشی مالیات بر ارزش افزوده از ابتدای مهرماه ۱۳۸۷ به دنبال حذف قانون تجمیع عوارض در سراسر کشور به اجرا درآمد. این قانون که بنابر تصمیم اولیه، قرار بود تا پنج سال به اجرا گذاشته شود، پس از پایان این ۵ سال نیز، هر ساله با درخواست دولت در لایحه بودجه، توسط مجلس تمدید گردید و اجرای آن ادامه یافت. به موازات استمرار اجرای آزمایشی این قانون، دولت لایحه دائمی مالیات بر ارزش افزوده را در اسفند ۱۳۹۵ تقدیم مجلس کرد. در این راستا، کمیسیون اقتصادی مجلس بر اساس لایحه پیشنهادی دولت در حال

1. Shala (2017)
2. Chan (2017)
3. Two Step System of Generalized Method of Moments (GMM)
4. Egbunilke (2018)
5. Multiple Regression Analysis
6. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL)

تدوین قانون جدیدی برای مالیات بر ارزش افزوده است که از سال ۱۳۹۷ توسط مجلس در دست بررسی قرار گرفته است. لذا قانون مالیات بر ارزش افزوده فعلی مصوب سال ۱۳۸۷ و اصلاحات بعدی آن، تا زمان تصویب نهایی طرح کمیسیون اقتصادی و دائمی شدن قانون مالیات بر ارزش افزوده تمدید گردیده است. نرخ مالیات و عوارض بر ارزش افزوده در ایران از سال ۸۷ تا ۹۸ در جدول (۱) نشان داده شده است.

بررسی مواد فصل دهم قانون مالیات بر ارزش افزوده بیانگر آن است که: مالیات بر ارزش افزوده در ایران به جای برخی مالیات‌های قبلی به سیستم مالیاتی کشور راه یافته و مالیاتی اضافه بر مالیات‌های قبلی نیست[۱]. همچنین اخذ این مالیات بر مبنای صورتحساب و به روش اعتباری می‌باشد[۲]. مبنای وصول مالیات بر ارزش افزوده بر اساس اصل مقصد می‌باشد[۳]. هیچ‌گونه مالیاتی بر سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها بسته نشده و بنابراین پایه مالیاتی از نوع مصرفی انتخاب شده است[۴] تا موجب تشویق سرمایه‌گذاری و پس‌انداز شود (فارابی، ۱۳۹۰: ۸۳-۸۲). بنابراین به نظر می‌رسد با توجه به آنچه که در مبانی نظری تحقیق درباره اثر مالیات بر ارزش افزوده بر صادرات و سرمایه‌گذاری، و اثر آن بر تولید و رشد اقتصادی گفته شد، اجرای این نوع مالیات اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران داشته باشد.

جدول ۱. نرخ مالیات و عوارض ارزش افزوده در ایران

سال	مالیات	عوارض	نرخ سال
۱۳۸۷	٪۱/۵	٪۱/۵	٪۳
۱۳۸۸	٪۱/۵	٪۱/۵	٪۳
۱۳۸۹	٪۱/۵	٪۱/۵	٪۳
۱۳۹۰	٪۲/۲	٪۱/۸	٪۴
۱۳۹۱	٪۲/۹	٪۲/۱	٪۵
۱۳۹۲	٪۳/۶	٪۲/۴	٪۶
۱۳۹۳	٪۵/۳	٪۲/۷	٪۸
۱۳۹۴	٪۶	٪۳	٪۹
۱۳۹۵	٪۶	٪۳	٪۹
۱۳۹۶	٪۶	٪۳	٪۹
۱۳۹۷	٪۶	٪۳	٪۹
۱۳۹۸	٪۶	٪۳	٪۹

مأخذ: قوانین بودجه کل کشور در سال‌های فوق

۱. ماده (۵۰)، (۵۱) و (۵۲) قانون مالیات بر ارزش افزوده
۲. ماده (۱۷) قانون مالیات بر ارزش افزوده
۳. ماده (۱۳) و تبصره ۲ ماده (۲۰) قانون مالیات بر ارزش افزوده
۴. ماده (۱۷) قانون مالیات بر ارزش افزوده

۳- روش شناسی

در این مقاله، جهت بررسی اثرات اقتصادی اجرای قانون آزمایشی مالیات بر ارزش افزوده از روش تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) استفاده شده است. این روش یکی از روش‌های تحلیل کمّی است که در مقابل دامنهٔ وسیعی از موضوعات سیاستی از قبیل: سیاست‌های مالی به ویژه در حوزه مالیات، سیاست‌های تجاری، سیاست‌های تثبیت، تحلیل محیط زیست و غیره انعطاف‌پذیر است و می‌تواند چارچوب جامع‌نگری را برای بررسی آثار همه جانبهٔ سیاست‌ها فراهم نماید. در واقع، یکی از بزرگ‌ترین مزیت‌های مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، قابلیت آن در توضیح پیامدهای اعمال تغییرات در پارامتر سیاستی خاص یا ویژگی‌های یک بخش در کل اقتصاد است (طیبی و مصری نژاد، ۱۳۸۵: ۱۰۴).

مزیت دیگر مدل‌های تعادل عمومی نسبت به مدل‌های اقتصادسنجی، وابسته نبودن این مدل‌ها به داده‌های سری زمانی است. علاوه بر آن، چارچوب اقتصاد خردی محکم مدل‌های تعادل عمومی، که به طور کامل رفتار بهینه‌سازی عاملان اقتصادی را توصیف می‌کند، این امکان را به این مدل‌ها می‌دهد که پایهٔ تحلیلی قوی‌تری داشته باشند و علاوه بر مدل‌های اقتصادسنجی، بر مدل‌های داده- ستانده نیز ترجیح داده شوند. در الگوی تعادل عمومی قابل محاسبه، اعمال هر سیاست در مدل از طریق تغییر در پارامترهای برون‌زا صورت می‌گیرد. در این الگوها تغییر در برخی از پارامترهای موجود در مدل نشان دهندهٔ یک سیاست یا شوک است (نادران و فولادی، ۱۳۸۴: ۴۷).

در مدل تعادل عمومی قابل محاسبه، معمولاً منبع اطلاعات، ماتریسی است که آن را ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) می‌نامند. ماتریس حسابداری اجتماعی، ماتریس مربعی است که هر حساب در محل برخورد یک سطر و ستون قرار گرفته است. این ماتریس اطلاعات عددی اقتصاد را به طور جامع مورد بررسی قرار می‌دهد. هر درایه نشان‌دهنده پرداخت از حسابی است که روی ستون قرار دارد به حسابی که روی سطر قرار گرفته است (اکبری مقدم، ۱۳۸۸: ۳۵). ماتریس حسابداری اجتماعی روابط بین بازیگران اصلی هر اقتصاد شامل: تولیدکنندگان، عوامل تولید، مصرف‌کنندگان، نهادها، و بازیگران خارجی را در قالب حساب‌های طبقه‌بندی شده شامل: حساب تولید، حساب عوامل تولید، حساب نهادها، حساب

انباشت (پس‌انداز)، و حساب دنیای خارج نشان می‌دهد[۱] (منظور و حقیقی، ۱۳۹۵: ۸۶).

آخرین ماتریس حسابداری اجتماعی ایران مربوط به سال ۱۳۹۰ است که توسط مرکز پژوهش‌های مجلس تهیه شده است که در مقاله حاضر از این ماتریس به عنوان منبع اطلاعات استفاده می‌شود. ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰ ایران از نوعِ ماتریس مبتنی بر جدول داده- ستانده متقارن است که با رویکرد «از کل به جزء» تدوین شده است. در تهیه این ماتریس از چهار نوع پایهٔ آماری استفاده شده است که عبارتند از: جدول آماری متقارن بخش در بخش با فرض تکنولوژی بخش سال ۱۳۸۰، آمار حساب‌های ملی سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران، سرشماری نفوس و مسکن سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران، و نتایج طرح آمارگیری از هزینه و درآمد خانوارهای شهری و روستایی سال ۱۳۹۰ مرکز آمار ایران. سایر پایه‌های آماری عبارتند از: گزارش عملکرد بودجه دولت برای سال ۱۳۹۰، آمارهای دریافتی و پرداختی عوامل تولید و نهادها از دنیای خارج و به دنیای خارج سال ۱۳۹۰ بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، و آمارهای گمرک جمهوری اسلامی ایران سال ۱۳۹۰ در خصوص صادرات و واردات (بانویی و همکاران، ۱۳۹۴: ۶-۳).

با تکیه بر این اطلاعات، برای اطمینان از اعتبار مدل تحقیق، کالیبراسیون مدل[۲] انجام می‌گیرد. کالیبراسیون مدل، فرایند محاسبهٔ پارامترهای انتقال و سهم مورد استفاده در توابع مطلوبیت و تولید مدل CGE است به گونه‌ای که حل معادله، دوباره همان تعادل اولیهٔ داده‌های مدل را به دست دهد. سپس حل مدل کالیبره شده، به عنوان تعادل مبنا مورد استفاده قرار می‌گیرد که نتایج آزمون تجربی مدل با آن مقایسه می‌شود. ورودی‌های فرایند کالیبراسیون، پایگاه دادهٔ مدل CGE هستند که اقتصاد را در تعادل اولیه توضیح می‌دهند (برفیشر[۳]، ۱۳۹۲: ۷۳-۷۲).

در نهایت، شبیه‌سازی سیاست اعمال مالیات بر ارزش افزوده در مدل تحقیق انجام می‌شود که شامل چند مرحله است: انتخاب پارامتر سیاستی در مدل (نرخ مالیات بر ارزش افزوده)؛ تعیین مقدار اولیهٔ پارامتر سیاستی؛ کالیبراسیون مقادیر اولیه؛ تغییر پارامتر سیاستی در مدل (اعمال سناریوهای مختلف نرخ مالیات بر ارزش افزوده)؛ اجرای مجدد مدل و تعیین مقدار جدید متغیرهای درون‌زا (شامل رشد اقتصادی)؛ و در نهایت محاسبه درصد تغییرات متغیرهای درون‌زا (تجزیه و تحلیل اثرات اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی). تمامی اعمال فوق، در فضای برنامه نویسی نرم‌افزار GAMS[۴] انجام می‌شود.

۳-۱- مدل تحقیق

مدل مورد استفاده در این تحقیق، مدل استاندارد تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) ارائه شده توسط لافگِرن[۵] و همکاران (۲۰۰۲) است. این مدل یکی از معروف‌ترین مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه است که به صورت استاندارد طراحی شده است. مدل CGE استاندارد لافگرن یک مدل ایستا (یک دوره‌ای) و یک کشوری[۶] با عوامل تولید ثابت نیروی کار و سرمایه است و هیچ بعد پویا در مدل لحاظ نشده است. معادلات این مدل به چهار بخش یا بلوک تقسیم می‌شوند که عبارتند از: بلوک قیمت، بلوک تولید و تجارت، بلوک نهادها و بلوک قیدهای سیستم. البته تعدیلات لازم در معادلات مدل استاندارد به منظور هماهنگی آن با اقتصاد ایران صورت گرفته است.

این مدل بر پایه اطلاعات ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) طراحی شده و شامل فعالیت‌های اقتصادی، کالاها، عوامل تولید و نهادها می‌شود. در این مدل نیروی کار، سرمایه و نهاده‌های واسطه‌ای در فرایند تولید مورد استفاده قرار می‌گیرند. سپس، کالای تولید شده با استفاده از تابع تبدیل با کشش ثابت (CET) به کالای صادراتی و کالای بازاری داخلی تبدیل می‌گردد. مصرف کنندگان کالاهای مرکب را خریداری می‌کنند. این کالاهای مرکب یا از خارج وارد شده یا در داخل تولید می‌شوند. ترکیب واردات و تولید داخل، توسط یک تابع تولید با کشش جانشینی ثابت (CES) که به تابع آرمینگتون[۷] معروف است مشخص می‌گردد. کشور مورد نظر یک «کشور کوچک» است که گیرنده قیمت‌های جهانی صادرات و واردات در سطح ثابتی است. با برقراری تعادل در قیدهای سیستم، شامل تعادل در بازار عوامل تولید، تعادل در

---

۱. ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی در پیوست مقاله آمده است.

2. Model Calibration

3. Burfisher (2011)

4. General Algebraic Modeling System (GAMS)

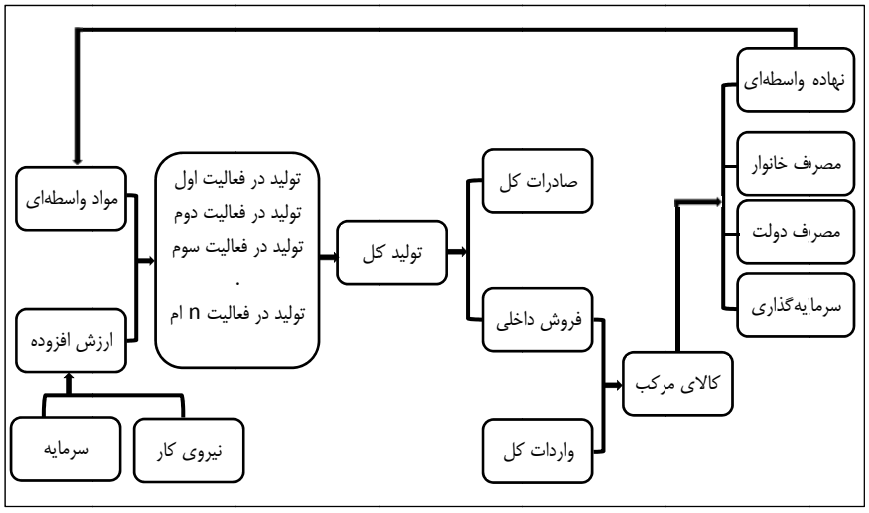
5. Lofgren (2002)

۶. مدل CGE می‌تواند یک کشوری یا چند کشوری باشد.

7. Armington Function

بازار کالاهای مرکب، تعادل در بازار خارجی، تعادل در بخش دولتی و تعادل پس‌انداز- سرمایه‌گذاری، تعادل در کل سیستم برقرار می‌گردد. معادلات این مدل پس از تبیین و تصریح، در بسته نرم‌افزاری GAMS به زبان برنامه نویسی تبدیل گردیده و با این نرم‌افزار معادلات مدل به طور همزمان حل می‌شوند.

اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) شامل عوامل تولید، قیمت‌ها و کالاها و نیز اشکال ارتباط دهنده هر یک از اجزاء با یکدیگر در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱. اجزای مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)

مأخذ: (لافگرن و همکاران، ۲۰۰۲: ۱۲)

همچنین مدل تحقیق از چهار مجموعه: فعالیت‌ها، کالاها، عوامل تولید، و نهادها تشکیل شده که در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. مجموعه‌های مدل و زیرمجموعه‌های آن

مجموعه‌ها	زیرمجموعه‌ها
فعالیت‌ها	کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان، خدمات
کالاها	کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان، خدمات
عوامل تولید	نیروی کار، سرمایه
نهادها	خانوارها (شهری و روستایی)، دولت، شرکت‌ها، دنیای خارج

مأخذ: محاسبات تحقیق

۳-۲- تصریح معادلات مدل تحقیق

۳-۲-۱- بلوک قیمت

بلوک قیمت شامل معادلاتی است که بر اساس آنها قیمت‌های درون‌زای مدل با سایر قیمت‌ها، که ممکن است درون‌زا یا برون‌زا باشند، و متغیرهای غیرقیمتی مدل ارتباط پیدا می‌کنند. قیمت واردات، قیمت صادرات، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، و شاخص قیمت تولید کننده (DPI) به شکل زیر است[۱]:

(۷)

$$PM_c = pwm_c.(1+tm_c).EXR$$

(۸)

$$PE_c = pwe_c.(1-te_c).EXR$$

(۹)

$$CPI = \sum_c PQ_c cwts_c$$

(۱۰)

$$DPI = \sum_c PDS_c dwts_c$$

۳-۲-۲- بلوک تولید

فرض می‌شود که بنگاه‌ها در یک بازار رقابتی هستند. هر بنگاه نوعی با فرض داده بودن قیمت کالاها، خدمات و عوامل تولید، به حداکثر سازی سود با توجه به تکنولوژی تولید می‌پردازد. در

۱. به اقتضای توضیحات معادلات مدل و حفظ پیوستگی آن، برخی از معادلات بلوک قیمت، در بلوک تولید و در کنار معادلات متناظر آمده است. همچنین بیان متغیرها و پارامترهای به کار رفته در معادلات، در پیوست مقاله درج شده است.

لایه اول، تولید در رشته فعالیت تولیدیِ a[۱]، با ترکیب دو نوع عاملِ ارزش افزودهٔ کُل[۲] QVA_a، و مواد واسطه‌ایِ کُل[۳] $QINTA_a$، در یک تابع تولید با تکنولوژی تولید CES ایجاد می‌شود:

(۱۱)

$$QA_a = \alpha_a^{QA}\left[\delta_a^{QA} QVA_a^{-\rho_a^{QA}} + \left(1-\delta_a^{QA}\right)QINTA_a^{-\rho_a^{QA}}\right]^{\frac{-1}{\rho_a^{QA}}}$$

حداقل‌سازی هزینه باعث می‌شود که بنگاه‌ها تا مقداری از نهاده‌ها در تابع تولید استفاده کنند که نسبت تولید نهایی هر یک از نهاده‌ها برابر با نسبت هزینه هر یک از نهاده‌ها باشد:

(۱۲)

$$\frac{QVA_a}{QINTA_a} = \left[\frac{\delta_a^{QA}}{1-\delta_a^{QA}} \cdot \frac{PINTA_a}{PVA_a}\right]^{\frac{1}{1+\rho_a^{QA}}}$$

یک تابع تولید با تکنولوژی تولید CES یک تابع همگن از درجه یک است و ارزش محصول برابر ارزش نهادهای تولیدی به کار رفته در آن است و به عبارتی سود صفر است:

(۱۳)

$$PA_a(1-ta_a)QA_a = PVA_a.QVA_a + PINTA_a.QINTA_a$$

مقدار ارزش افزوده از ترکیب عوامل تولید نیروی کار و سرمایه در یک تابع CES تولید می‌شود:

(۱۴)

$$QVA_a = \alpha_a^{QVA}\left[\sum_{f\in F}\delta_{f,a}^{QVA} QF_{f,a}^{-\rho_a^{QVA}}\right]^{\frac{-1}{\rho_a^{QVA}}}$$

که شرط حداقل‌سازی هزینه، شرط سود صفر، و برابری هزینه نهایی عامل f با درآمد نهایی آن در فعالیت a به صورت زیر است:

(۱۵)

$$WF_f.WFDIST_{fa} = PVA_a(1-tva_a).QVA_a.\left[\sum_{f\in F}\delta_{fa}^{QVA}.QF_{fa}^{-\rho_a^{QVA}}\right]^{-1}.\delta_{fa}^{QVA}.QF_{fa}^{-\rho_a^{QVA}-1}$$

در هر رشته فعالیت، تقاضا برای نهاده‌های واسطه‌ای تکی[۴] توسط یک تابع تولید استاندارد از نوع لئونتیف قابل استخراج است:

(۱۶)

$$QINT_{c\,a} = ica_{c\,a}QINTA_a$$

همچنین قیمت کالای مرکب واسطه‌ای طبق رابطه زیر به قیمت کالاهای واسطه‌ای به کار رفته در آن ارتباط دارد.

(۱۷)

$$PINTA_a = \sum_{c\in C} PQ_c.ica_{c\,a}$$

یک فعالیت نوعی a می‌تواند از چند کالای مختلفِ c، $QXAC_{a\,c}$، تولید داشته باشد. معادلهٔ زیر رابطهٔ بین *تولید کل* هر فعالیت و مقدار *تولید هر کالا* در آن فعالیت را نشان می‌دهد:

(۱۸)

$$QXAC_{a\,c} = \theta_{a\,c}.QA_a$$

قیمت فعالیت، نشان‌دهندهٔ درآمد ناخالص هر واحد فعالیت است. درآمد ناخالص هر واحد فعالیت، درآمد ناشی از فروش محصول یا محصولات تولید شده در هر فعالیت است:

(۱۹)

$$PA_a = \sum_c PXAC_{a\,c}.\theta_{a\,c}$$

در مرحله بعد میزان کل تولید هر کالای c، QX_c، به صورت یک تابع تولید از مقدار تولید کالای c در (بخش‌ها یا) فعالیت‌های مختلف $QXAC_{a\,c}$، تعریف می‌شود که تابع تولید و شرط حداکثر سازی آن به صورت زیر است:

(۲۰)

$$QX_c = \alpha_c^{QX}\left[\sum_{a\in A}\delta_{a\,c}^{QX}.QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}}\right]^{-\frac{1}{\rho_c^{QX}-1}}$$

(۲۱)

$$PXAC_{a\,c} = PX_c \cdot QX_c\left[\sum_{a\in A}\delta_{a\,c}^{QX}\cdot QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}}\right]^{-1}\cdot \delta_{a,c}^{QX}\cdot QXAC_{a\,c}^{-\rho_c^{QX}-1}$$

کالای تولید شده توسط صنایع داخلی به بازارهای داخلی و بازارهای صادراتی عرضه می‌شود. فرض می‌شود کالایی که به هر کدام از این بازارها عرضه می‌شود تا حدی متفاوت از کالای بازار دیگر است. این جانشینی ناقص به وسیله تابع با کشش جانشینی ثابت CET نشان داده می‌شود:

(۲۲)

$$QX_c = \alpha_c^t \cdot\left[\delta_c^t \cdot QE_c^{\rho_c^t} + \left(1-\delta_c^t\right)\cdot QD_c^{\rho_c^t}\right]^{\frac{1}{\rho_c^t}}$$

---

۱. به عنوان مثال: فعالیت‌های بخش کشاورزی، صنعت، انرژی و ...

2. Quantity of Aggregate Value Added
3. Quantity of Aggregate Intermediate Input
4. Disaggregated Intermediate Inputs

یک بنگاه حداکثر کننده سود تا جایی محصول به هر کدام از بازارها عرضه می‌کند که شرایط مرتبه اول زیر برقرار باشد:

(۲۳)

$$\frac{QE_c}{QD_c}=\left(\frac{PE_c}{PDS_c}\cdot\frac{1-\delta_c^t}{\delta_c^t}\right)^{\frac{1}{\rho_c^t-1}}$$

برای هر کالای تولید داخل ارزش بازاری محصول عبارت است از مجموع ارزش عرضه کالا به بازار داخلی و صادرات:

(۲۴)

$$PX_c\cdot QX_c=PDS_c\cdot QD_c+PE_c\cdot QE_c$$

کالای مرکّبی که در داخل عرضه می‌شود از کالاهای تولید داخل و کالاهای وارداتی به عنوان نهاده استفاده می‌کند. فرض می‌کنیم که کالاهای تولید شده در داخل و خارج جانشین ناقص یکدیگر هستند و این را با تابع تولید با کشش جانشینی ثابت CES نشان می‌دهیم. این تابع چگونگی ترکیب این دو نوع نهاده برای تولید کالای مرکّب را نشان می‌دهد که به «تابع آرمینگتون» مشهور است. تابع آرمینگتون و شرط مرتبه اول ترکیب بهینه واردات و کالای تولید داخل عبارتست از:

(۲۵)

$$QQ_c=\alpha_c^q\cdot\left(\delta_c^q\cdot QM_c^{-\rho_c^q}+(1-\delta_c^q)\cdot QD_c^{-\rho_c^q}\right)^{\frac{-1}{\rho_c^q}}$$

(۲۶)

$$\frac{QM_c}{QD_c}=\left(\frac{PDD_c}{PM_c}\cdot\frac{\delta_c^q}{1-\delta_c^q}\right)^{\frac{1}{1+\rho_c^q}}$$

مصرف‌کنندگان داخلی از کالاهای داخلی و خارجی استفاده می‌کنند. جذب، کل مخارج داخلی بر روی کالاها در قیمت‌های مصرف‌کننده است.

(۲۷)

$$PQ_c\cdot(1-tq_c)\cdot QQ_c=PDD_c\cdot QD_c+PM_c\cdot QM_c$$

۳-۲-۳- بلوک نهادها

درآمد عوامل تولید نیروی کار و سرمایه، YF_f، از مجموع پرداختی فعالیت‌های تولیدی به آنها تشکیل شده است:

(۲۸)

$$YF_f=\sum_{a\in A}WF_f\cdot\overline{WFDIST}_{f\,a}\cdot QF_{f\,a}$$

هر یک از نهادها به ازای مقدار عوامل تولیدی که در اختیار بخش تولید می‌گذارند درآمد کسب می‌کنند:

(۲۹)

$$YIF_{i\,f}=shif_{i\,f}\cdot[(1-tf_f)\cdot YF_f-trnsfr_{row\,f}\cdot EXR]$$

درآمد نهادهای داخلی غیردولتی (به عنوان زیرمجموعهٔ نهادهای داخلی) برابر است با مجموع درآمد آنها از عوامل تولید (معادلهٔ قبلی)، پرداخت‌های انتقالی از سایر نهادهای داخلی غیردولتی (معادلهٔ بعدی)، پرداخت‌های انتقالی از دولت و پرداخت‌های انتقالی از خارج از کشور:

(۳۰)

$$YI_i=\sum_{f\in F}YIF_{i\,f}+\sum_{i'\in INSDNG'}TRII_{i\,i'}+trnsfr_{i\,gov}\cdot CPI+trnsfr_{i\,row}\cdot EXR$$

پرداخت انتقالی بین نهادهای داخلی غیردولتی به صورت سهم ثابتی از درآمد کل نهادها خالص از مالیات‌های مستقیم و پس‌اندازها تعریف می‌شود:

(۳۱)

$$TRII_{i\,i'}=shii_{i\,i'}\cdot(1-MPS_{i'})\cdot(1-TINS_{i'})\cdot YI_{i'}$$

ارزش کل مخارج مصرفی خانوار، از درآمدِ باقیمانده پس از کسر مالیات‌های مستقیم، پس‌انداز و پرداخت‌های انتقالی به سایر نهادهای غیردولتی محاسبه می‌شود:

(۳۲)

$$EH_h=(1-\sum_{i\in INSDNG}shii_{i,h}).(1-MPS_h).(1-TINS_h).YI_h$$

فرض می‌شود که خانوارها تابع مطلوبیت استون- گری[1] دارند که آن را با توجه به قید مخارج مصرفی خانوار حداکثر می‌کنند؛ که از آن سیستم مخارج خطی[2] LES استخراج می‌شود. ویژگی این توابع مطلوبیت آن است که سطح حداقلی از مصرف برای هر کالا در نظر گرفته می‌شود. همچنین امکان در نظر گرفتن مصرف حداقل معاش[3] از کالاها را فراهم می‌آورد. تقاضای خانوار نوع h برای هر کالا با حداکثر سازی تابع مطلوبیت نسبت به قید بودجه تعیین می‌شود:

(۳۳)

$$PQ_c\cdot QH_{c\,h}=PQ_c\cdot\gamma_{c\,h}^m+\beta_{c\,h}^m\left(EH_h-\sum_{c'\in C}PQ_{c'}\cdot\gamma_{c',h}^m\right)$$

تقاضای سرمایه‌گذاری به صورت تقاضای سرمایه‌گذاری در سال پایه ضرب در عامل تعدیل[4] تعریف می‌شود:

1. Stone.Geary
2. LES (Linear Expenditure System)
3. Subsistence Consumption
4. Adjustment Factor

(۳۴)

$$QINV_c = \overline{IADJ}\,.\overline{qinv}_c$$

مشابه با تقاضای سرمایه‌گذاری (معادلهٔ قبل)، تقاضای مصرفی دولت، برابر است با تقاضای مصرفی دولت در سال پایه ضرب در عامل تعدیل:

(۳۵)

$$QG_c = \overline{GADJ} \cdot \overline{qg}_c$$

کل مخارج دولت از جمع مخارج مصرفی دولت و پرداخت‌های انتقالی دولت به نهادهای داخلی غیردولتی به دست می‌آید:

(۳۶)

$$EG = \sum_{c\in C} PQ_c \cdot QG_c + \sum_{i\in INSDNG} trnsfr_{i\ gov} \cdot CPI$$

درآمد دولت از جمع درآمدهای حاصل از انواع مختلف مالیات‌ها، عوامل تولید و پرداخت‌های انتقالی از جهان خارج به دست می‌آید:

(۳۷)

$$YG = \sum_{i\in INSDNG} TINS_i \cdot YI_i + \sum_{f\in F} tf_f \cdot YF_f + \sum_{a\in A} tv_a \cdot PVA_a \cdot QVA_a + \sum_{a\in A} ta_a \cdot PA_a \cdot QA_a + \sum_{c\in CM} tm_c \cdot pwm_c \cdot QM_c \cdot EXR + \sum_{c\in CE} te_c \cdot pwe_c \cdot QE_c \cdot EXR + \sum_{c\in C} tq_c \cdot PQ_c \cdot QQ_c + \sum_{f\in F} YIF_{gov\ f} + trnsfr_{gov\ row} \cdot EXR$$

۳-۲-٤- بلوک قیدهای سیستم

معادلات مربوط به این بلوک محدودیت‌های مدل را بیان می‌کند. یعنی مدل با در نظر گرفتن این معادلات به تعادل می‌رسد؛ که عبارتند از: معادلات مربوط به برابری عرضه و تقاضا در بازار عوامل تولید، برابری عرضه و تقاضا در بازار کالاها، تراز حساب جاری، تعادل در بخش دولتی، و تراز پس‌انداز- سرمایه‌گذاری:

(۳۸)

$$\overline{QFS}_f = \sum_{a\in A} QF_{f\ a}$$

(۳۹)

$$QQ_c = \sum_{a\in A} QINT_{c\ a} + \sum_{h\in H} QH_{c\ h} + QG_c + QINV_c + qdst_c$$

(۴۰)

$$\sum_{c\in CM} pwm_c \cdot QM_c + \sum_{f\in F} trnsfr_{row\ f} = \sum_{c\in CE} pwe_c \cdot QE_c + \sum_{i\in INSD} trnsfr_{i\ row} + \overline{FSAV}$$

(۴۱)

$$YG = EG + GSAV$$

(۴۲)

$$\sum_{i\in INSDNG} MPS_i \cdot (1-TINS_i) \cdot YI_i + GSAV + EXR \cdot \overline{FSAV} = \sum_{c\in C} PQ_c \cdot QINV_c + \sum_{c\in C} PQ_c \cdot qdst_c$$

٤- نتایج برآورد مدل

کدنویسی و حل مدل تعادل عمومی قابل محاسبهٔ ارائه شده، با استفاده از بسته نرم‌افزاری GAMS انجام شده است. مدل تحقیق شامل دو نوع پارامترهای سهمی و رفتاری است. مقدار پارامترهای سهمی با اجرای مدل در نرم‌افزار GAMS بر مبنای داده‌های ماتریس SAM به دست آمده است و پارامترهای رفتاری از داده‌های خارج از ماتریس SAM گرفته شده است. این پارامترها یا با استفاده از مطالعات گذشته یا از تخمین‌های مورد استفاده در مدل های تعادل عمومی مشابه، به دست می‌آیند. پارامترهای بلوک تولید و تجارت مدل تحقیق حاضر به شکل جدول (۳) است.

کشش‌های جانشینی، پارامترهای سهم و انتقال در توابع CES و CET پارامترهای بلوک تولید و تجارت مدل هستند[۱]. همان‌طور که ملاحظه می‌شود کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع تبدیل تولید، به ترتیب ۱/۶ و ۰/۸ در نظر گرفته شده است که مطابق با مدل استاندارد است. پارامترهای سهم و انتقال در تابع آرمینگتون و تبدیل تولید برای بخش‌های مختلف متفاوت است. از آنجا که در بخش ساختمان بحث واردات و صادرات موضوعیت ندارد، لذا کشش جانشینی واردات در تابع آرمینگتون و کشش جانشینی صادرات در تابع تبدیل تولید و همچنین پارامترهای سهم و انتقال در این دو تابع برای این بخش صفر می‌باشد. کشش جانشینی بین عوامل تولید، طبق مدل استاندارد، برای همه بخش‌ها مقدار ۲ در نظر گرفته شده است. پارامتر سهم و انتقال در تابع تولید CES نیز برای بخش‌های هفتگانه متفاوت است که بر اساس اجرای مدل تحقیق با استفاده از داده‌های SAM وارد شده در نرم‌افزار GAMS به دست آمده است.

۱. در واقع سه تابع اصلی داریم که هر کدام سه پارامتر (سهم، انتقال و کشش) دارند. بنابراین تعداد نه پارامتر در این جدول وجود دارد.

جدول ۳. مقادیر پارامترها در توابع بلوک تولید و تجارت

بخش‌های اقتصاد	کشش جانشینی وارادت در تابع آرمینگتون	کشش جانشینی صادرات در تابع CET	پارامتر سهم در تابع آرمینگتون	پارامتر سهم در تابع CET	پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون	پارامتر انتقال در تابع CET	کشش جانشینی بین عوامل تولید (نیروی کار و سرمایه)	پارامتر سهم در تابع تولید	پارامتر انتقال در تابع تولید
کشاورزی	۱/۶	۰/۸	۰/۱۴۷	۰/۹۸۲	۱/۳۸۷	۶/۱۴۴	۲	۰/۵۳۹	۱/۹۸۴
نفت	۱/۶	۰/۸	۵/۷	۰/۰۱۳	۱/۰۰۲	۷/۰۲۴	۲	۰/۸۳۷	۱/۳۸۰
معدن	۱/۶	۰/۸	۰/۱۴۱	۰/۸۳۱	۱/۳۷۲	۲/۵۲۷	۲	۰/۶۳۴	۱/۸۷۰
صنعت	۱/۶	۰/۸	۰/۳۳۱	۰/۹۳۵	۱/۸۲۹	۳/۵۹۳	۲	۰/۴۰۴	۱/۸۸۶
انرژی	۱/۶	۰/۸	۰/۲۷۷	۰/۸۹۸	۱/۷۱۶	۳/۰۱۶	۲	۰/۵۴۹	۲/۰۶۵
ساختمان	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۲	۰/۴۳۵	۲/۱۲۵
خدمات	۱/۶	۰/۸	۰/۱۲۲	۰/۹۷۸	۱/۳۲۰	۵/۵۸۶	۲	۰/۶۴۶	۱/۸۶۴

مأخذ: محاسبات تحقیق

در ادامه تأثیر اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران در قالب ۹ سناریو مورد بررسی قرار می‌گیرد. این سناریوها عبارتند از: وضع مالیات بر ارزش افزوده با نرخ‌های اجرا شده در ایران (۳٪، ۴٪، ۵٪، ۶٪، ۸٪ و ۹٪)، و نرخ‌های قابل اجرا (۱۰٪، ۱۵٪ و ۲۰٪). در تمامی سناریوها نرخ مالیات بر ارزش افزوده در بخش کشاورزی صفر در نظر گرفته شده است[1]. نتایج اجرای سناریوها نشان دهنده تأثیر مثبت اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر سرمایه‌گذاری و صادرات، و رشد اقتصادی است، که به ترتیب در جدول‌های (۴)، (۵) و (۶) نشان داده شده است.

نتایج حاصل از اجرای سناریوها بر متغیر سرمایه‌گذاری در جدول (۴) نشان داده شده است. ستون اول جدول به نرخ مالیات بر ارزش افزوده اختصاص دارد. نرخ‌های ۳ تا ۹ درصد در ایران اجرا شده است و نرخ‌های بالاتر (۱۰، ۱۵ و ۲۰ درصد) نیز، با توجه به تجربه سایر کشورها[2]، می‌تواند در ایران اجرا گردد. ستون دوم، سرمایه‌گذاری انجام شده متناظر با نرخ مالیات را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود در تمام سناریوها اجرای مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش سرمایه‌گذاری می‌گردد که با مبانی نظری گفته شده مطابقت دارد. اعمال مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۳ درصد، سرمایه‌گذاری را به اندازه ۴۰ صدمِ درصد افزایش می‌دهد؛ هر چه نرخ مالیات افزایش یابد، سرمایه‌گذاری هم افزایش می‌یابد تا اینکه با اعمال نرخ ۸ درصدی مالیات بر ارزش افزوده، افزایش سرمایه‌گذاری از یک درصد فراتر می‌رود (۱/۰۸ درصد). با اعمال نرخ ۱۵ درصد، سرمایه‌گذاری از ۲ درصد فراتر می‌رود (۲/۰۳ درصد)؛ اجرای مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۲۰ درصد موجب افزایش سرمایه‌گذاری به اندازه ۲/۷۱ درصد می‌گردد.

جدول ٤. تأثیر اجرای سناریوها بر سرمایه‌گذاری- واحد: درصد

سناریو با نرخ مالیات (درصد)	سرمایه‌گذاری (درصد)
۳	۰/۴۰
۴	۰/۵۳
۵	۰/۶۷
۶	۰/۸۱
۸	۱/۰۸
۹	۱/۲۱
۱۰	۱/۳۵
۱۵	۲/۰۳
۲۰	۲/۷۱

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از اجرای سناریوها بر متغیر صادرات در جدول (۵) نشان داده شده است. همان‌طور که طبق مبانی نظری

۱. طبق ماده (۱۲) قانون مالیات بر ارزش افزوده، بخش کشاورزی معاف از مالیات بر ارزش افزوده است.

۲. بر اساس آمار جهانی ارائه شده توسط شرکت با مسئولیت محدود ارنست و یانگ (Ernst & Young (EY) Global Limited)، نرخ استاندارد مالیات بر ارزش افزوده در کشورهایی مانند اندونزی، کره جنوبی، استرالیا، لبنان، پاراگوئه و ویتنام ۱۰ درصد است. این نرخ در هندوراس، نامبیا، نیوزیلند، نیکاراگوئه و زیمباوه ۱۵ درصد، و در کشورهای انگلستان، آلبانی، ارمنستان، بلاروس، استونی، ماداگاسکار و اوکراین۲۰ درصد است (شرکت ارنست و یانگ، ۲۰۱۸: ۱۳۱۰-۱۳۰۷).

انتظار می‌رفت اجرای مالیات ارزش افزوده موجب افزایش صادرات می‌گردد. با افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده، رشد صادرات نیز افزایش می‌یابد. با اجرای نرخ ۲۰ درصدی مالیات بر ارزش افزوده، رشد صادرات از یک درصد فراتر می‌رود.

جدول ۵. تأثیر اجرای سناریوها بر صادرات- واحد: درصد

سناریو با نرخ مالیات (درصد)	صادرات (درصد)
۳	۰/۱۴
۴	۰/۱۹
۵	۰/۲۵
۶	۰/۳۱
۸	۰/۴۳
۹	۰/۵۰
۱۰	۰/۵۶
۱۵	۰/۹۵
۲۰	۱/۳۹

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ٦. تأثیر اجرای سناریوها بر رشد اقتصادی- واحد: درصد

سناریو با نرخ مالیات (درصد)	رشد اقتصادی (درصد)
۳	۰/۳۴
۴	۰/۴۶
۵	۰/۵۸
۶	۰/۷۰
۸	۰/۹۴
۹	۱/۰۶
۱۰	۱/۱۹
۱۵	۱/۸۰
۲۰	۲/۴۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

در نهایت، تأثیر اجرای مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی در جدول (۶) نشان داده شده است. مانند دو جدول قبل، ستون اول به نرخ مالیات بر ارزش افزوده اختصاص دارد. نرخ‌های ۳ تا ۹ درصد در ایران اجرا شده است و نرخ‌های بالاتر (۱۰، ۱۵ و ۲۰ درصد) نیز، با توجه به تجربه سایر کشورها، می‌تواند در ایران اجرا گردد. ستون دوم رشد اقتصادی ایجاد شده در اثر اجرای مالیات بر ارزش افزوده با نرخ متناظر را نشان می‌دهد.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود در تمام سناریوها اجرای مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش رشد اقتصادی می‌گردد. زیرا اجرای مالیات بر ارزش افزوده صادرات و سرمایه‌گذاری را افزایش داده است. اعمال مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۳ درصد، رشد اقتصادی را به اندازه ۳۴ صدمِ درصد افزایش می‌دهد؛ هر چه نرخ مالیات افزایش یابد، رشد اقتصادی هم افزایش می‌یابد تا اینکه با اعمال نرخ ۸ درصدی مالیات بر ارزش افزوده، رشد اقتصادی به یک درصد نزدیک می‌شود (۰/۹۴ درصد)؛ و با نرخ ۹ درصدی مالیات، رشد اقتصادی به ۱/۰۶ درصد می‌رسد. با اعمال نرخ‌های بالاتر از ۹ درصد[1]، رشد اقتصادی از یک درصد فراتر می‌رود؛ به طوری‌که نرخ ۱۰ درصدی مالیات بر ارزش افزوده، نرخ رشد اقتصادی ۱/۱۹ درصدی را در پی دارد. همان‌طور که از جدول فوق پیداست، اگر مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۱۵ درصد اعمال گردد، رشد اقتصادی به اندازه ۱/۸ درصد افزایش می‌یابد و در نهایت، اجرای مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۲۰ درصد موجب رشد اقتصادیِ ۲/۴۵ درصدی می‌گردد[2].

نتایج به دست آمده با مبانی نظری تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی، و عمده مطالعات تجربی موجود در این زمینه سازگاری دارد. همان‌طور که در بخش مبانی نظری تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی بیان گردید، از آنجایی که مالیات بر ارزش افزوده بر قیمت فروش کالاها و خدمات وضع می‌گردد و به مصرف کنندگان نهایی تعلق می‌گیرد، بار مالیاتی از تولید به مصرف منتقل می‌شود، و این مصرف کننده

---

۱. همان‌طور که در جدول (۱) نیز نشان داده شده است، نرخ مالیات بر ارزش افزوده در ایران تا ۹ درصد پیش رفته است. در لایحه مالیات بر ارزش افزوده که در سال ۱۳۹۷ توسط مجلس در دست بررسی است، طبق بند (ج) از ماده (۹)، نرخ استاندارد مالیات بر ارزش افزوده همچنان ۹ درصد در نظر گرفته شده است.

۲. شایان ذکر است: لزوما نمی‌توان گفت که در هر شرایطی هر چه نرخ مالیات بر ارزش افزوده بیشتر باشد، رشد اقتصادی بالاتر است. می‌توان یک نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده را به دست آورد که اگر نرخ مالیات از آن بالاتر رود، رشد اقتصادی کاهش یابد. در مقاله حاضر، افزایش رشد اقتصادی ناشی از افزایش مالیات بر ارزش افزوده تا نرخ ۲۷ درصد ادامه یافته و پس از آن کاهش می‌یابد. بنابراین، نرخ‌های در نظر گرفته شده برای سناریوهای مقاله حاضر با فرض پایین‌تر بودن نرخ‌های مورد بررسی از نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده است. نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در ایران توسط مطالعات مختلف برآورد گردیده است. به عنوان مثال: جعفری صمیمی و همکاران نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با در نظر گرفتن درآمدهای نفتی، را ۱۹ درصد و بدون در نظر گرفتن درآمدهای نفتی را ۲۱ درصد به دست آورده‌اند (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۲۹). همچنین نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده، توسط هژبرکیانی و همکاران (۱۳۹۱: ۶۱) و مطالعات مشابه دیگر نیز برآورد گردیده است.

نهایی است که مالیات می‌پردازد نه تولیدکننده. کاهش بار مالیاتی موجب افزایش پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌شود. از طرفی با اعمال مالیات بر ارزش افزوده از نوع مصرفی و بر اساس اصل مقصد در ایران، هیچ گونه مالیاتی بر کالاهای سرمایه‌ای و صادرات تعلق نگرفته است. بنابراین، اعمال معافیت‌های مالیاتی برای کالاهای سرمایه‌ای به کار رفته در جریان تولید و صادرات، انگیزه سرمایه‌گذاری و صادرات را بیشتر کرده، و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد.

همچنین نتیجه تحقیق حاضر مبنی بر افزایش رشد اقتصادی بر اثر اجرای مالیات بر ارزش افزوده، با نتیجه مطالعاتی مانند: آدرتی و همکاران (۲۰۱۱)، امئورا (۲۰۱۳)، جاتالا (۲۰۱۴)، آنواکوا و آروا (۲۰۱۴)، ویلسون (۲۰۱۵)، فستوس و همکاران (۲۰۱۶)، سیمونسکو و آلبو (۲۰۱۶)، اوریتسو (۲۰۱۷)، شالا (۲۰۱۷)، چان و همکاران (۲۰۱۷)، ابونیک و همکاران (۲۰۱۸)، آقایی و کمیجانی (۱۳۸۰)، بینا (۱۳۸۹)، فارابی (۱۳۹۰)، محمدزاده و عزیزی (۱۳۹۴) و قوامی و همکاران (۱۳۹۶) همخوانی دارد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

طی سالیان اخیر درآمدهای مالیاتی نقش مهمی در تامین منابع بودجه دولت داشته است و سهم آن از درآمدهای دولت، سیر صعودی داشته است. ضمن اینکه از شروع اجرای قانون آزمایشی مالیات بر ارزش افزوده، درآمدهای حاصل از این نوع مالیات سهم قابل توجهی از کل درآمدهای مالیاتی داشته است؛ به طوری‌که نسبت درآمد حاصل از مالیات بر ارزش افزوده به کل درآمدهای مالیاتی از ۱٪ در سال ۸۷، به ۲۳/۳٪ در سال ۹۶ رسیده است، که بیانگر اهمیت نقش این نوع مالیات در اقتصاد ایران است. از سوی دیگر، چون قانون مالیات بر ارزش افزوده هنوز به صورت آزمایشی در حال اجراست و لایحه دائمی شدن این قانون در سال جاری توسط مجلس در دست بررسی است، ضرورت بررسی آثار این نوع مالیات بر متغیرهای کلان اقتصادی کشور وجود دارد. یکی از مهم‌ترین این متغیرها، رشد اقتصادی است. رشد اقتصادی شاخص پیشرفت اقتصاد یک کشور است. نرخ رشد اقتصادی، سرعت افزایش تولید ناخالص داخلی و به تبع آن بهبود سطح رفاه و برخورداری مردم را نشان می‌دهد. دستیابی به تولید بیشتر و نرخ رشد اقتصادی بالاتر، همواره دغدغه دولت‌ها و ملت‌ها بوده است. در ایران نیز رشد اقتصادی همواره مورد توجه دولت‌ها و سیاست‌گذاران اقتصادی کشور بوده است، طوری‌که در هر برنامه توسعه، یکی از مهم‌ترین شاخص‌های توسعه کشور، رشد اقتصادی عنوان شده است.

بر همین اساس، در این مقاله تلاش شد تا با شبیه‌سازی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE)، تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران مورد بررسی قرار گیرد. در این راستا، معادلات مدل تعادل عمومی قابل محاسبه برای اقتصاد ایران، با استفاده از داده‌های جدیدترین ماتریس حسابداری اجتماعی (SAM) ایران مربوط به سال ۱۳۹۰ تهیه شده توسط مرکز پژوهش‌های مجلس، در فضای نرم‌افزار GAMS کدنویسی و تخمین زده شد. کل اقتصاد به هفت بخش: کشاورزی، نفت، معدن، صنعت، انرژی، ساختمان و خدمات تفکیک شد و اثرات اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران در قالب ۹ سناریو مختلف، با فرض معافیت مالیاتی بخش کشاورزی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصل از شبیه‌سازی سناریوهای مختلف نشان داد که: در مجموع اجرای قانون مالیات بر ارزش افزوده موجب افزایش رشد اقتصادی ایران می‌گردد. با افزایش نرخ مالیات بر ارزش افزوده، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. با اعمال نرخ ۸ درصدی مالیات بر ارزش افزوده، رشد اقتصادی به یک درصد نزدیک می‌شود و با نرخ ۹ درصدی مالیات، رشد اقتصادی به یک درصد می‌رسد. با اعمال نرخ‌های بالاتر از ۹ درصد، رشد اقتصادی از یک درصد بیشتر می‌شود؛ به طوری‌که با اجرای مالیات بر ارزش افزوده با نرخ ۲۰ درصد رشد اقتصادی از دو درصد فراتر می‌رود. نرخ‌های مالیات بر ارزش افزودهٔ ۱۰، ۱۵ و ۲۰ درصد در کشورهای مختلف دنیا اعمال شده است ولی در ایران هنوز اجرا نشده است و در لایحه قانون دائمی مالیات بر ارزش افزوده نیز نرخ استاندارد همان ۹ درصد سابق پیشنهاد شده است. بنابراین ضمن پیشنهاد ادامه اجرای این نظام مالیاتی و تبدیل قانون آزمایشی مالیات بر ارزش افزوده به قانون دائمی، پیشنهاد می‌شود در صورت نهادینه شدن عمیق فرهنگ مالیات بر ارزش افزوده در جامعه و دستیابی به ثبات اقتصادی در بلندمدت، دولت اعمال نرخ‌های مالیاتی بالاتر را نیز در این نظام مالیاتی، مطابق با تجربه سایر کشورها در نظر داشته باشد.

منابع

آقایی، محمد و کمیجانی، اکبر (۱۳۸۰). "مبانی نظری مالیات بر ارزش افزوده و مزایای آن در راستای اصلاح نظام مالیاتی". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۲، ۱۵۸-۱۳۵.

استادی، حسین (۱۳۹۵). "عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران و اثر افزایش قیمت حامل‌های انرژی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۱۴۴-۱۳۳.

اکبری مقدم، بیت الله (۱۳۸۸). "تعادل عمومی محاسبه پذیر (یک فرم استاندارد)". قزوین، مرکز انتشارات علمی *دانشگاه آزاد اسلامی واحد قزوین*، چاپ دوم.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. (۱۳۹۷). "بخش مالی و بودجه". *پایگاه آمار و داده‌ها، گزیده آمارهای اقتصادی*، آدرس: https://www.cbi.ir.

بانویی، علی اصغر؛ والی‌زاده، ابوالمحسن؛ صادقی، نرگس؛ مستعلی پارسا، مریم و موسوی نیک، هادی (۱۳۹۴). "بهنگام سازی جدول داده- ستانده، ماتریس حسابداری اجتماعی و طراحی الگوی CGE و کاربردهای آنها در سیاست‌گذاری اقتصادی- اجتماعی: ۱۷. پایه‌های آماری ماتریس حسابداری اجتماعی سال ۱۳۹۰". تهران، *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، دفتر مطالعات اقتصادی*، آدرس: http://rc.majlis.ir.

بِرفیشر، ماری (۱۳۹۲). "مقدمه‌ای بر مدل‌های تعادل عمومی قابل محاسبه". ترجمه بزازان، فاطمه و سلیمانی موحد، مریم، تهران، نشر *نی*، چاپ اول.

برقی اسگویی، محمدمهدی و شکری، مصطفی (۱۳۹۷). "بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران با تأکید بر نقش مالیات بر درآمد (رویکرد فازی)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۳، ۱۲۰-۱۰۶.

بینا، پریسا (۱۳۸۹). "بررسی تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر تولید بخش‌های مختلف اقتصادی در ایران در قالب الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر". پایان نامه کارشناسی ارشد، *دانشگاه تبریز*.

جعفری صمیمی، احمد؛ کریمی پتانلار، سعید و اعظمی، کورش (۱۳۹۵). "کاربرد الگوی رشد درون‌زا برای محاسبه نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده با تأکید بر کالاهای مضر و پسماند". *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۲، ۱۱۴-۹۵.

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.

رحمانی، تیمور و اصفهانی، پوریا (۱۳۹۶). "تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی و توزیع درآمد: مطالعه بین کشوری". *همایش ملی مالیات بر ارزش افزوده: فرصت‌ها و چالش‌ها*، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد.

سرزعیم، علی (۱۳۹۷). "اقتصاد برای همه: تشریح مفاهیم اقتصاد کلان به زبان ساده". تهران، انتشارات *ترمه*، چاپ هشتم.

طیبی، کمیل و مصری نژاد، شیرین (۱۳۸۵). "روش شناسی مدل تعادل عمومی قابل محاسبه (CGE) تئوری و کاربرد". *فصلنامه بررسی‌های مقداری*، دوره ۳، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۳.

غلامی، الهام (۱۳۸۹). "بررسی اثر هدفمند شدن یارانه‌ها بر درآمدهای مالیات بر ارزش افزوده". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۱، شماره ۲، ۲۳۹-۲۱۵.

فارابی، هیرو (۱۳۹۰). "مالیات بر ارزش افزوده و اثرات آن: تجربه کشورها و شیوه اجرا در ایران". *مجله اقتصادی*، دوره ۱۱، شماره ۳ و ۴، ۹۰-۶۳.

قوامی، هادی؛ شعبانی، محمدعلی؛ رحیمی، راضیه و فردشریفی، هادی (۱۳۹۶). "مقایسه تأثیر مالیات بر ارزش افزوده و مالیات‌های مستقیم بر رشد اقتصادی ایران". *همایش ملی مالیات بر ارزش افزوده: فرصت‌ها و چالش‌ها*، مشهد، دانشگاه فردوسی مشهد.

محمدزاده، پرویز و عزیزی، فرهاد (۱۳۹۴). "تأثیر مالیات بر ارزش افزوده بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۳-۱۳۸۷". *کنفرانس بین‌المللی مدیریت، اقتصاد و مهندسی صنایع*، تهران، مؤسسه مدیران ایده پرداز پایتخت ویرا.

منظور، داوود و حقیقی، ایمان (۱۳۹۵). "الگوی تعادل عمومی محاسبه پذیر و کاربرد آن در تحلیل سیاست‌های انرژی". تهران، انتشارات *مؤسسه عالی آموزش و پژوهش مدیریت و برنامه‌ریزی*. چاپ اول.

نادران، الیاس و فولادی، معصومه (۱۳۸۴). "ارائه یک مدل تعادل عمومی برای بررسی آثار مخارج دولت بر تولید، اشتغال و درآمد خانوارها". *پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۴، ۸۰-۴۵.

هژبرکیانی، کامبیز؛ غلامی، الهام و نوبخت سیاهرود کلایی، جواد (۱۳۹۱). "برآورد نرخ بهینه مالیات بر ارزش افزوده در ایران: کاربردی از الگوی دایموند- میرلس". *مجله تحقیقات اقتصادی*، دوره ۴۷، شماره ۲، ۷۹-۶۱.

Adereti, S. A., Sanni, M. R. & Adesina, J. A. (2011). "Value Added Tax and Economic Growth of Nigeria". *European Journal of Humanities and Social Science*, 10(1), 456-471.

Arisoy, I. & Unlukaplan, I. (2010). "Tax Composition and Growth in Turkey: An Empirical Analysis". *International Research Journal of Finance and Economics*, 5(59), 50-61.

Chan. S. G., Ramly, Z. & Abd Karim, M. Z. (2017). "Government Spending Efficiency on Economic Growth: Roles of Value-added Tax". *Global Economic Review*, 46(2), 162-188.

Egbunilke, F. Ch., Emudainohwo, O. B. & Gunardi, A. (2018). "Tax Revenue and Economic Growth: A Study of Nigeria and Ghana". *Journal Ilmu Ekonomi*, 7(2), 213–220.

Ernst & Young (EY) Global Limited. (2018). "Worldwide VAT, GST and Sales Tax Guide 2018". London: *EYGM Limited.*

Festus, A. F., Olajumoke, J. & Danjuma, K. J. (2016). "Assessment of Value Added Tax on the Growth and Development of Nigeria Economy: Imperative for Reform". *Accounting and Finance Research,* 5(4), 163-178.

Jatala, D. M. (2014). "The Role of Value Added Tax on Economic Growth of Ethiopia". *Science, Technology and Arts Research Journal*, 3(1), 156-161.

Le, T. M. (2003). "Value Added Taxation: Mechanism, Design, and Policy Issues". Washington, D.C.: *World Bank*.

Lee, Y. & Gordon, R. (2005). "Tax Structure and Economic Growth". *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 1027-1043.

Lofgren, H., Harris, R. L. & Robinson, Sh. (2002). "A Standard Computable General Equilibrium (CGE) Model in GAMS". Washington D.C.: *International Food Policy Research Institute*.

Myles, G. (2009). "Economic Growth and the Role of Taxation Theory". *OECD Economics Department Working Papers, No. 713*, Paris: *OECD Publishing*.

Oliveira, J. (2001). "Economic Effects of Origin and Destination Principle for Value-Added Taxes". *Working paper, School of Business and Public Management*, George Washington University.

Onwuchekwa, J. C. & Aruwa, S. A. S. (2014). "Value Added Tax and Economic Growth in Nigeria". *European Journal of Accounting Auditing and Finance Research*, 2(8), 62-69.

Shala, T. (2017). "Collection of Value Added Tax in Kosovo and Its Effect on Economic Growth". *European Journal of Economics and Business Studies*, 3(2), 225-233.

Sicat, G. P. (1988). "Adopting a Value-Added Tax in a Developing Country". *Asian Economic Journal*, 2(1), 68-90.

Simionescu, M. & Albu, L. L. (2016). "The Impact of Standard Value Added Tax on Economic Growth in CEE-5 Countries: Econometric Analysis and Simulations". *Technological and Economic Development of Economy*, 22(6), 850–866.

Umeora, C. E. (2013). "The Effects of Value Added Tax (VAT) on the Economic Growth of Nigeria". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 4(6), 190-201.

Uritescu, M. A. (2017). "The Correlation between Value Added Tax and Economic

Zee, H. H. (1995). "Value Added Tax". In Parhasarathi Shome (ed.) Tax Policy Handbook. Washington D. C: *Fiscal Affairs Department, International Monetary Fund*.

پیوست‌ها

پیوست ۱. معرفی متغیرها و ضرایب معادلات مدل تحقیق

مجموعه‌ها:

$\alpha \in A$: مجموعه فعالیت‌ها

$c \in C$: مجموعه کالاها

$c \in CD$: کالاهای تولید داخل عرضه شده در داخل

$c \in CDN$: کالاهای غیرتولید داخل

$c \in CE$: کالاهای صادراتی

$c \in CEN$: کالاهای غیرصادراتی

$c \in CM$: کالاهای وارداتی

$c \in CMN$: کالاهای غیروارداتی

$c \in CX$: کالاهای تولید داخل (عرضه شده در داخل و خارج)

$f \in F$: مجموعه عوامل تولید

$i \in INS$: مجموعه نهادها (نهادهای داخلی و جهان خارج)

$i \in INSD$: نهادهای داخلی (زیرمجموعه نهادها)

$i \in INSDNG$: نهادهای داخلی غیردولتی (زیرمجموعه نهادهای داخلی)

$h \in H$: مجموعه خانوارها (زیرمجموعه نهادهای داخلی غیردولتی)

پارامترها:

$cwts_c$: وزن کالای c در شاخص قیمت مصرف کننده CPI

$dwts_c$: وزن کالای c در شاخص قیمت تولید کننده DPI

ica_{ca} : مقدار کالای c به عنوان نهاده واسطه‌ای به کار رفته در فعالیت a

pwe_e : قیمت جهانی صادرات (بر حسب پول خارجی)

pwm_c : قیمت جهانی واردات (بر حسب پول خارجی)

$qdst_c$: تغییر در موجودی انبار کالای c

$\overline{qg}_c$: تقاضای مصرفی دولت در سال پایه

$\overline{qinv}_c$: میزان تقاضای سرمایه‌گذاری برای کالای c در سال پایه

$shif_{i,f}$: سهم نهاد داخلی i از عامل تولید f

$shii_{i,i'}$: سهم درآمد خالص نهاد i که به نهاد i' به صورت پرداخت انتقالی داده می‌شود.

ta_a : نرخ مالیات بر فعالیت

te_c : نرخ مالیات بر صادرات

tf_f : نرخ مالیات بر درآمد عامل تولید نوع f

tm_c : مالیات بر واردات

tq_c: مالیات بر فروش

tv_a : نرخ مالیات بر ارزش افزوده

حروف یونانی:

α_a^{QA} : پارامتر کارایی یا مقیاس در تابع تولید فعالیت

B_a^{QVA} : پارامتر کارایی یا مقیاس در تابع ارزش افزوده

α_c^{QX}: پارامتر انتقال در تابع کل عرضه محصولات داخلی

α_c^q: پارامتر انتقال در تابع آرمینگتون

α_c^t: پارامتر انتقال در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات

$\beta_{c,h}^m$: میل نهایی به مصرف از مخارج مصرفی مازاد بر سطح حداقل معاش برای کالای بازاری c در خانوار نوع h

δ_a^{QA}: پارامتر سهم در تابع تولید فعالیت

$\delta_{a,c}^{QX}$: پارامتر سهم در تابع کل عرضه محصولات داخلی

δ_c^q: پارامتر سهم در تابع آرمینگتون

δ_c^t: پارامتر سهم در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات

β_a^{QVA}: پارامتر سهم در تابع ارزش افزوده

$\gamma_{c,h}^m$: مصرف حداقل معاش کالای c برای خانوار نوع h

$\theta_{a,c}$: محصول c تولید شده از هر واحد فعالیت a

Growth in Romania". *Hyperion Economic Journal*, 5(1), 29-38.

Wilson, O. O. (2015). "The Impact of Value Added Tax on Economic Growth in Nigeria (1994-2012)". *Research Journal of Finance and Accounting*, 6(23), 34-46.

ρ_a^{QA} : کشش در تابع تولید کل

σ_a^{QVA}: کشش جانشینی در تابع تولید ارزش افزوده

ρ_c^{QX} : کشش در تابع کل عرضه محصولات داخلی

ρ_c^q : پارامتر کشش در تابع آرمینگتون

ρ_c^t : پارامتر کشش در تابع تبدیل CET عرضه بین بازار داخلی و صادرات

متغیرهای برون‌زا:

$\overline{DPI}$: شاخص قیمت تولید کننده

$\overline{FSAV}$: پس‌انداز خارجی

$\overline{GADJ}$: عامل تعدیل مصرف دولت

$\overline{IADJ}$: عامل تعدیل سرمایه‌گذاری

$\overline{QFS}_f$: مقدار عرضه عوامل تولید

$\overline{WFDIST}_{f,a}$: عامل تفاوت قیمت از قیمت متوسط برای عامل تولید f در فعالیت a

متغیرهای درون‌زا:

CPI: شاخص قیمت مصرف کننده

EG : مخارج دولت

EH_h : مخارج مصرفی خانوار

EXR : نرخ ارز (پول خارجی بر حسب پول داخلی)

$GSAV$: پس‌انداز دولت

MPS_i: میل نهایی به پس‌انداز نهادهای داخلی غیر دولتی

PA_a : قیمت فعالیت(درآمد ناخالص هر فعالیت)

PDD_c : قیمت تقاضای کالای داخلی عرضه شده به بازار داخل

PDS_c : قیمت عرضه کالای داخلی عرضه شده به بازار داخل

PE_c : قیمت کالای صادراتی c (بر حسب پول داخلی)

$PINT_a$: قیمت نهاده واسطه ای تجیع شده برای فعالیت a

PM_c : قیمت واردات بر حسب واحد پول داخلی

PQ_c : قیمت کالای مرکب

$PQVA_a$: قیمت ارزش افزوده (درآمد عامل تولید بر حسب هر واحد فعالیت)

PX_c : قیمت کل تولید کننده برای کالای c

$PXAC_{a,c}$: قیمت تولید کننده برای کالای c تولید شده در فعالیت a

QA_a: سطح تولید فعالیت

QD_c: میزان کالای c تولید و فروخته شده در داخل

QE_c: میزان کالای c صادراتی

$QF_{f,a}$: عامل تولید (شامل نیروی کار و سرمایه) تقاضا شده در فعالیت a

QG_c: تقاضای مصرفی دولت برای کالای c

$QH_{c,h}$: میزان مصرف کالای c از خانوار نوعی نوعی h

$QINTA_a$: مقدار کل کالای مرکبِ نهاده‌های واسطه‌ای

$QINT_{c,a}$: مقدار کالای c مصرف شده به عنوان نهاده واسطه‌ای در فعالیت a

$QINV_c$: میزان تقاضای سرمایه‌گذاری برای کالای c

QM_c: میزان کالای c وارداتی

QQ_c: مقدار کالاهای عرضه شده به بازار داخل (کالای مرکب آرمینگتون)

QVA_a: مقدار کالای مرکب ارزش افزوده

QX_c: میزان کل تولید داخلی کالای بازاری c

$QXAC_{a,c}$: میزان کل تولید بازاری کالای c در فعالیت a

$TABS$: جذب کل

$TINS_{i'}$: مالیات مستقیم بر درآمد نهاد i (نهاد داخلی غیردولتی)

$TRII_{i,i'}$: پرداخت انتقالی از نهاد i به نهاد i'(هر دو زیرمجموعه نهاد داخلی غیردولتی)

WF_f: قیمت متوسط عامل تولید f

YF_f: درآمد عامل تولید f

YG: درآمد دولت

YI_i: درآمد نهاد i (زیرمجموعه نهاد داخلی غیردولتی)

$YIF_{i,f}$: درآمد نهاد داخلی i از عامل تولید f

پیوست ۲. ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی SAM

ساختار کلی ماتریس حسابداری اجتماعی SAM

	حساب تولید	حساب عوامل تولید	حساب نهادها	حساب انباشت	حساب دنیای خارج	جمع درآمدها
حساب تولید	ماتریس مبادلات واسطه بین بخشی		مصرف نهایی کالاها و خدمات توسط نهادها	تشکیل سرمایه ثابت	صادرات کالاها و خدمات	جمع درآمد تولید کنندگان
حساب عوامل تولید	ماتریس ارزش افزوده				درآمد عوامل تولید از دنیای خارج	جمع درآمد عومل تولید
حساب نهادها		ماتریس تخصیص درآمد عوامل تولید به نهادها	انتقالات جاری و سرمایه‌ای بین نهادها		درآمد نهادها از دنیای خارج	جمع درآمد نهادها
حساب انباشت			پس‌انداز نهادهای داخلی		قرض کردن از دنیای خارج	جمع پس‌انداز نهادها یا پس‌انداز ملی
حساب دنیای خارج	واردات کالا و خدمات	پرداختی به عوامل تولید خارجی	پرداختی نهادها به دنیای خارج	قرض دادن به دنیای خارج یا تراز تجاری		جمع درآمد دنیای خارج
جمع هزینه‌ها	جمع هزینه تولید کنندگان	جمع هزینه عوامل تولید	جمع هزینه نهادها	جمع هزینه سرمایه‌گذاری	جمع هزینه دنیای خارج	

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال نهم، شماره سی و ششم، پاییز ۱۳۹۸ (۱۴۳-۱۲۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 9, No. 36, September 2019 (129-143)

آزمون وجود منحنی لافر بدهی در اقتصاد ایران: شواهدی از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)

جلال منتظری شورکچالی
استادیار پژوهشکده اقتصاد و مدیریت پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی، تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۹/۱۳ پذیرش: ۱۳۹۷/۱۲/۲۶)

Testing the Validity of the Debt Laffer Curve in Iran: Evidence from a Smooth Transition Regression (STR)

Jalal Montazeri Shoorekchali
Assistant Professor, Department of Economics and Management, Institute for Humanities and Cultural Studies, Tehran, Iran
(Received: 4/Dec/2018 **Accepted:** 17/March/2019)

چکیده:

با توجه به اهمیت بحث اثرگذاری اندازه بدهی دولت بر رشد اقتصادی، مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۲ و روش رگرسیون انتقال ملایم (STR) به بررسی فرضیه وجود منحنی لافر بدهی در اقتصاد ایران می‌پردازد. در این مطالعه بدهی دولت به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی (GDP) به عنوان شاخصی برای اندازه بدهی دولت تعریف می‌شود. بر اساس نتایج به دست آمده، اندازه بدهی دولت به صورت نامتقارن و در قالب یک ساختار دو رژیمی بر رشد اقتصادی تأثیرگذاشته و مقدار آستانه‌ای برای اندازه بدهی دولت ۴۱/۷۰ درصد تعیین شده است. با توجه به اینکه اندازه بدهی دولت در رژیم اول (زمانی که اندازه بدهی دولت کوچک‌تر از ۴۱/۷۰ درصد می‌باشد) اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته، فرضیه وجود منحنی لافر بدهی در ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. عدم تأیید این فرضیه و اثرگذاری منفی اندازه بدهی دولت بر رشد اقتصادی – در سطوح پایین اندازه بدهی – می‌تواند ریشه در این مسئله داشته باشد که استقراض دولت در ایران بجای آنکه صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود، صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری می‌شود.

واژه‌های کلیدی: منحنی لافر بدهی، الگوی STR، آزمون ریشه واحد غیرخطی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: C22، H63، O40.

Abstract:

Considering the importance of discussing the effect of government debt size on economic growth, this study examines the validity of the debt laffer curve using a Smooth Transition Regression (STR) model in Iran during 1973-2016. The findings support a threshold behavior of two regimes between the government debt size and economic growth in the Iran's economy. The threshold level of government debt size is 41.70% of the GDP. In periods that the government debt size is less than 41.70 % or the first regime, government debt size has a negative effect on economic growth. Therefore, the evidence does not corroborate the existence of the Debt Laffer Curve in Iran's economy. The disapproval of this hypothesis and the negative impact of government debt on economic growth - at low levels of debt size - can be rooted in the fact that government spends the borrowed funds on the deficits that emerged from structural imperfection and institutional rigidity, while it should be used to develop infrastructures or foster productive investments.

Keywords: Debt Laffer Curve, Smooth Transition Regression (STR) Model, Nonlinear Unit Root Test, Iran.
JEL: C22, H63, O40.

*Corresponding Author: Jalal Montazeri Shoorekchali E-mail: jalalmontazeri@gmail.com

۱- مقدمه

وقوع بحران‌های مالی (مانند بحران بدهی دهه ۷۰-۱۹۶۰ کشورهای آفریقایی، ۸۰-۱۹۷۰ کشورهای آمریکای لاتین، ۱۹۹۷ آسیای شرقی و ۲۰۰۸-۲۰۰۷ کشورهای اروپایی و آمریکا) و آثار منفی و مخرب انباشت بدهی بر اقتصاد کشورهای مقروض موجب شده مسئله «آثار اقتصادی انباشت بدهی دولت و تعدیل سیاست‌ها در این حوزه» به یک موضوع حائز اهمیت در ادبیات اقتصاد بخش عمومی تبدیل شود. در این راستا، اگرچه در مورد وجود بدهی به عنوان جزء اجتناب‌ناپذیر امور مالی دولت اجماع وجود دارد، اما بدهی لجام گسیخته به عنوان یک عامل مخرب اثرگذار بر رشد اقتصادی مطرح شده است (فلاحتی و حیدری، ۱۳۹۷: ۵۰). گفته می‌شود که بدهی عمومی می‌تواند برای یک کشور خوب یا بد باشد. بدهی می‌تواند به کشورهای در حال توسعه و نوظهور در ۱) انجام سرمایه‌گذاری در بخش‌های اجتماعی و پروژه‌های زیربنایی، ۲) تسهیل سیاست هموارسازی مالیاتی[1] و ۳) پایداری سیاست‌های مالی ضد چرخه‌ای[2] کمک کند (گیل و پینتو[3]، ۲۰۰۵: ۲)[4]. از طرفی دیگر و بر اساس قید بودجه بین دوره‌ای[5]، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش مالیات در دوره‌های آتی، بر سطح بهره‌وری و در نتیجه سطح رفاه نسل‌های آتی اثر منفی خواهد گذاشت (استوسکاس[6]، ۲۰۱۷: ۱۰). در قالب الگوی نسل‌های هم‌پوش[7] نیز تأکید شده است که افزایش بدهی دولت به دلیل کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه (از طریق نرخ‌های بهره بالاتر) اثر منفی بر رشد اقتصادی بلندمدت دارد (ابرهاردت و پرسبیترو[8]، ۲۰۱۵: ۴۷). همچنین و بر اساس نظریه برآمدگی بدهی[9]، سطح بدهی بالا به دلیل ایجاد انتظاراتی مبنی بر افزایش مالیات‌های اختلال‌زا در آینده، موجب کاهش سرمایه‌گذاری داخلی و خارجی و در نتیجه کاهش انباشت سرمایه می‌شود. در ادبیات اقتصادی این بحث‌ها در قالب «منحنی لافر بدهی[10]» ارائه شده است. در چارچوب منحنی لافر بدهی بیان شده است که سطح بدهی بالا به دلیل کاهش احتمال بازپرداخت بدهی‌ها، می‌تواند موجب کاهش رشد اقتصادی از طریق کاهش بهره‌وری کل تولید (TFP) شود (کارادام[11]، ۲۰۱۸: ۲). بنابراین و بر اساس این دیدگاه، کنترل سطح بدهی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملاً ضروری و حائز اهمیت می‌باشد، که اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد.

بر اساس آنچه که شرح داده شد، مطالعه حاضر با هدف بررسی اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی، تلاش خواهد کرد مسئله «وجود منحنی لافر بدهی در اقتصاد ایران» را با کمک رهیافت مشتمل بر آستانه رگرسیون انتقال ملایم (STR)[12] مورد بررسی قرار دهد. در مورد مطالعه حاضر دو نکته اساسی وجود دارد: اولاً، استفاده از الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) و لحاظ نمودن اثرات نامتقارن بین متغیرها باعث می‌شود تا از خطاهای قابل ملاحظه تصمیم‌گیران اقتصادی، در نادیده گرفتن اثرات متفاوت تغییرات سطح بدهی در دامنه‌های مختلف بر رشد اقتصادی، پیشگیری شود (کریمی موغاری و مهر انگیز، ۱۳۹۷: ۱۶۵). ثانیاً، با توجه به اینکه استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی هنگام استفاده از الگوهای غیرخطی و نامتقارن کاملاً ضروری می‌باشد، مطالعه حاضر به پیروی از لی[13] (۲۰۰۷) و با هدف اجتناب از خطای مذکور، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF)[14] در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری زمانی استفاده خواهد کرد تا بر دقت برآوردها در این راستا بیافزاید.

مطالب این مقاله در ۵ بخش ساماندهی شده که در بخش بعدی ادبیات تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. در بخش سوم الگو و روش شناسی تحقیق ارائه شده و بخش چهارم به برآورد الگو و تفسیر نتایج اختصاص داده شده است. نهایتاً، در بخش پنجم جمع‌بندی و نتیجه‌گیری تحقیق ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

رابطه بین بدهی دولت و رشد اقتصادی در ادبیات نظری از دو منظر مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. در یک منظر رشد

1. Tax Smoothing Policy
2. Counter-Cyclical Fiscal Policies
3. Gill and Pinto
۴. هموارسازی مالیاتی اشاره به آن دارد که هزینه‌های مدیریتی و زیان اجتماعی تغییرات مالیات‌ها باید توسط دولت بهینه‌سازی (حداقل) شود.
5. Inter-Temporal Budget Constrain
6. Stauskas
7. Overlapping Generations Models
8. Eberhardt and Presbitero
9. Debt Overhang Theories
10. Debt Laffer Curve
11. Karadam (2018)
12. Smooth Transition Regression Model
13. Li
14. Nonlinear Dickey-Fuller (NDF) Test

بخش عمومی را می‌توان به رشد درآمد سرانه نسبت داد. قانون توضیح رشد دولت یا قانون واگنر بیان می‌دارد که: «با رشد درآمد سرانه، اندازه بخش عمومی نیز افزایش می‌یابد». بیانیه واگنر بر مبنای حرکتی تجربی استوار است. به این صورت که وی بررسی مسئله رشد بخش عمومی چند کشور اروپایی، آمریکا و ژاپن را مورد توجه قرار داده، سپس عوامل تعیین‌کننده در تغییر نسبت هزینه عمومی به تولید ناخالص ملی را در مورد آن کشورها توضیح داده است. وی تصریح می‌کند: زمانی که اقتصاد به سوی صنعتی شدن پیش می‌رود، ماهیت ارتباط بین گسترش بازارها و رفتار کارگزاران اقتصادی پیچیده‌تر خواهد شد. حل و فصل این پیچیدگی در ارتباط بازارها و دیگر عناصر اقتصادی، نیاز به وضع قوانین و قراردادها و تلاش برای حفاظت از دست آوردهای جدید را بیشتر خواهد کرد. پس بالا رفتن درآمدها در نتیجه صنعتی شدن، مستلزم دخالت بیشتر دولت و بخش عمومی در اقتصاد است (دادگر و نظری، ۱۳۹۱: ۱۵۶–۱۵۵)، که این مسئله می‌تواند دولت‌ها را با مشکل تأمین مالی مواجه ساخته یا آنها را وادار به استقراض بیشتر نماید. لازم به ذکر است قانون واگنر علی‌رغم روشنگری‌هایی مفیدی که داشته، مشکلاتی نیز دارد که توسط اقتصاددانان مختلفی مورد نقد گرفته است[1].

رابطه بین بدهی دولت و رشد اقتصادی در ادبیات نظری، از منظر اثرگذاری بدهی دولت بر رشد اقتصادی نیز مورد بحث و بررسی قرار گرفته است که در این راستا، دیدگاه‌های نظری مختلفی مطرح شده است. این دیدگاه‌های نظری؛ همانند رویکردهای نظری مطرح شده درباره اندازه بهینه دولت در اقتصاد[2]؛ کاملاً حدی و به صورت صفر و یک مسئله بدهی دولت را مورد بحث قرار داده‌اند، اگرچه دیدگاه‌هایی که در میانه این دو طیف مطرح شده‌اند، بیشتر مورد تأکید و اقبال عمومی اقتصاددانان قرار گرفته‌اند. در دیدگاه متعارف[3] (الماندروف و منکیو[4]، ۱۹۹۹: ۱۶۳۰–۱۶۲۸) گفته می‌شود که در کوتاه مدت، کسری بودجه (یا سطح بالای بدهی دولت) یک اثر مثبت بر درآمد قابل تصرف و در نتیجه تقاضای کل و تولید کل دارد. این اثر مثبت زمانی که شکاف بین تولید واقعی و بالقوه زیاد باشد، بسیار محسوس و قابل ملاحظه خواهد بود. در حالی که در بلندمدت و در صورت نبود اثر ریکاردوئی[5]، کاهش در پس‌انداز عمومی که در نتیجه کسری‌های بودجه (یا بدهی‌های) بزرگ‌تر ایجاد شده است، توسط افزایش پس‌انداز بخش خصوصی جبران نمی‌شود. بنابراین پس انداز ملی و در نتیجه سرمایه‌گذاری کل کاهش یافته که این به نوبه خود بر رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (آپیره[6]، ۲۰۱۴: ۱۳۱). همچنین، در ادبیات نظری اثرگذاری منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت از طریق کانال‌های مختلفی: ۱- پس‌انداز خصوصی، ۲- سرمایه‌گذاری دولتی، ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت مورد تأکید قرار گرفته است (چچریتا و رودر[7]، ۲۰۱۰: ۶). گفته می‌شود: «بدهی دولت می‌تواند جایگزین سرمایه‌گذاری بخش خصوصی شده و از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت (گال و اورسزگ[8]، ۲۰۰۳: ۴۶۳ و کومار و بالداچی[9]، ۲۰۱۰: ۱۴)، تورم (بارو[10]، ۱۹۹۵: ۱ و کوکران[11]، ۲۰۱۱: ۵۸) و مالیات‌های اختلال‌زا در آینده (بارو، ۱۹۷۹: ۹۴۱ و دوتسی[12]، ۱۹۹۴: ۵۰۷)، بر رشد اقتصادی بلندمدت اثر منفی گذارد. همچنین، انباشت بدهی، توانایی دولت را برای انجام سیاست‌های ضدچرخه‌ای کاهش داده، در نتیجه نوسانات تولید افزایش و رشد اقتصادی کاهش می‌یابد (آقین و کروبی[13]، ۲۰۰۷: ۲؛ وو[14]، ۲۰۰۹: ۲۰: ۸۵۱)» (کارادام، ۲۰۱۸: ۱).

در بحث اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی

1. Gandhi (1971); Bird (1971); Abizadeh and Gray (1985) and Ram (1987).

۲. رویکردهای نظری مطرح شده درباره اندازه مداخله دولت در اقتصاد، در قالب ۳ دیدگاه کلی قابل طرح می‌باشند: ۱- رویکرد تقلیل گرایانه و ارتدکس که در تلاش به سوی دولت صفر حرکت می‌کند و در عمل واقعیت ندارد، ۲- دولت‌های تمامیت خواه (کمونیستی – سوسیالیستی) که رو به زوال یا فروپاشی هستند، ۳- دولت‌های مردم سالار که می‌تواند نوعی همراهی دولت و بخش خصوصی را تضمین نماید (دادگر و همکاران، ۱۳۹۲: ۳).

3. Conventional View

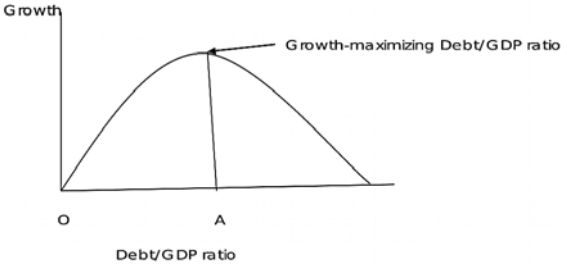
4. Elmendorf and Mankiw

۵. بر اساس اصل برابری ریکاردوئی، برای یک سطح مشخصی از مصرف دولت، انتقال بین دوره‌ای مالیات‌ها (انباشت بدهی‌ها یا کاهش بدهی‌های دولت) تأثیری بر مصرف بخش خصوصی ندارد، بنابراین در یک اقتصاد بسته نرخ بهره، سرمایه‌گذاری و تولید تغییری نخواهد کرد.

6. Apere
7. Checherita and Rother
8. Gale and Orszag
9. Kumar and Baldacci
10. Barro
11. Cochrane
12. Dotsey
13. Aghion and Kharroubi
14. Woo

گفته می‌شود که سطح پایین یا «معقول[1]» بدهی احتمالاً رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، در حالی که سطح بالای بدهی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. کشورها در مراحل اولیه توسعه باید قرض کنند تا از فرصت‌های سرمایه‌گذاری با نرخ بازدهی بالاتر سود ببرند. بنابراین، این کشورها می‌توانند با انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور از طریق وجوه استقراضی رشد اقتصادی خود را بهبود بخشند (به شرطی که بازپرداخت‌های بدهی‌های خود را به موقع انجام دهند). با این وجود افزایش سطح بدهی ریسک‌های مختلفی را به دنبال خواهد داشت. هنگامی که سطح بدهی افزایش می‌یابد توانایی دولت برای بازپرداخت بدهی نسبت به تغییرات سطح درآمد یا افزایش نرخ بهره به شدت حساس‌تر می‌شود و در صورت بروز یک شوک منفی، شدیداً بر سطح فعالیت‌های اقتصادی اثر منفی می‌گذارد (کارادام، ۲۰۱۸: ۲-۱).

بنابراین، بدهی بالا منجر به افزایش نوسانات بخش واقعی، شکنندگی بخش مالی و کاهش متوسط رشد اقتصادی بلندمدت خواهد شد. در ادبیات نظری، این استدلال در قالب «منحنی لافر بدهی[2]» یا «تئوری اندازه بهینه بدهی دولت» ارائه شده است. بر اساس این دیدگاه، بین بدهی دولت و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد (نمودار شماره ۱) که تا یک سطح آستانه‌ای خاص، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش پس‌انداز خصوصی (چون دولت روش استقراض را جایگزین روش افزایش مالیات برای جبران کسری می‌کند) اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما از آن حد آستانه خاص به بعد، انباشت بدهی دولت به دلیل اثر جانشینی موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود (ابراهیم و ساندی[3]، ۲۰۱۷: ۸).



نمودار ۱. رابطه غیرخطی بین بدهی و رشد اقتصادی

مأخذ: ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷: ۸

بررسی «وجود منحنی لافر بدهی» و «اندازه بهینه بدهی دولت» در ادبیات تجربی جدید نیز مورد بررسی و تأکید قرار گرفته است. رینهارت و رگف[4] (۲۰۱۰) با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۰۹-۱۷۹۰ (حدود دو قرن) ۴۴ کشور، به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی، بدهی دولت و تورم پرداختند. یافته اصلی این تحقیق این است که در کشورهای توسعه یافته و نوظهور تحت بررسی، سطوح بالای نسبت بدهی به تولید ناخالص داخلی (۹۰درصد و بالاتر) و سطوح پایین نسبت بدهی خارجی به تولید ناخالص داخلی (۶۰ و کمتر) اثر نامطلوبی بر رشد اقتصادی دارد (رینهارت و رگف، ۲۰۱۰: ۵۷۳).

بیلان و ایهاناتو[5] با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۰ مربوط به ۳۳ کشور اروپایی، رابطه غیرخطی بین بدهی دولت و رشد اقتصادی را، در یک الگوی رگرسیون پانلی با لحاظ توان دوم متغیر نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه ضمن تعیین مقدار آستانه‌ای ۹۴ درصدی برای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی، نشان داد بعد از مقدار آستانه‌ای برآورد شده، رشد بدهی‌های دولت اثر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی کشورهای تحت مطالعه داشته است (بیلان و ایهاناتو، ۲۰۱۵: ۲۴).

اهلبورن و اسچویکرت[6] با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۷۱ و روش داده‌های تابلویی ایستا به بررسی بحث بهینه‌گی بدهی دولت در ۱۱۱ کشور تحت مطالعه پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد هرگاه نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی از مقدار آستانه‌ای ۶۰ درصد بیشتر باشد، بدهی دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی خواهد داشت (اهلبورن و اسچویکرت، ۲۰۱۶: ۱).

ابراهیم و ساندی در مطالعه خود به تعیین مقدار آستانه‌ای نسبت بدهی کل، بدهی خارجی و بدهی داخلی دولت به تولید ناخالص داخلی پرداختند. آنها با استفاده از روش ARDL و داده‌های دوره زمانی ۲۰۱۵-۱۹۸۱، مقادیر آستانه‌ای نسبت بدهی کل، بدهی خارجی و بدهی داخلی دولت به تولید ناخالص داخلی را به ترتیب ۵۵/۲، ۵۰ و ۱۳/۶ درصد گزارش کردند (ابراهیم و ساندی، ۲۰۱۷: ۱).

1. Reasonable
2. Debt Laffer Curve
3. Eboreim and Sunday
4. Reinhart and Rogoff
5. Bilan and Ihnatov
6. Ahlborn and Schweickert

بریدا و همکاران[1] رابطه بین بدهی دولت و رشد اقتصادی را در ۱۶ کشور برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۷۷ مورد بررسی قرار دادند. نتایج برآوردها با کمک روش‌های ناپارامتریک نشان داد مقدار آستانه‌ای اندازه بدهی برای کشورهای تحت بررسی ۹۰ درصد تولید ناخالص داخلی است، اگرچه این آستانه بسته به سطح درآمدی کشورها می‌تواند متفاوت باشد (بریدا و همکاران، ۲۰۱۷: ۸۸۳).

کارادام در قالب یک پانل نامتوازن و با استفاده از داده‌های ۱۳۵ کشور (۲۴ کشور توسعه یافته و ۱۱۱ کشور در حال توسعه) و روش رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTAR)، رابطه غیرخطی بین اندازه بدهی و رشد اقتصادی را مورد بررسی قرار داد. نتایج این مطالعه نشان داد که اثرگذاری بدهی دولت بر رشد اقتصادی به صورت ملایم، از یک اثرگذاری مثبت (در سطوح پایین اندازه بدهی) به یک اثرگذاری منفی (در سطوح بالای اندازه بدهی) می‌رسد، اگرچه این آستانه در کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته پایین‌تر می‌باشد. مقدار آستانه‌ای برآورد شده اندازه بدهی در کل کشورهای تحت بررسی و کشورهای در حال توسعه به ترتیب ۱۰۶/۵۶ و ۸۸/۲۳ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است (کارادام، ۲۰۱۸: ۱).

یانگ و سو[2] با استفاده از الگوی رگرسیون آستانه ثابت هانسن[3] (۲۰۱۷) اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی آمریکا را برای دوره ۲۰۰۹-۱۷۹۱ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه ضمن تأیید وجود رابطه غیرخطی بین بدهی دولت و رشد اقتصادی، نشان می‌دهد مقدار آستانه‌ای اندازه بدهی به زمان و دولت حاکم وابسته است (یانگ و سو، ۲۰۱۸: ۱۳۳).

بررسی ادبیات تجربی اثرگذاری بدهی دولت بر رشد اقتصادی در تعدادی از مطالعات داخلی نیز مورد بررسی قرار گرفته است. مولایی و گلخندان با به‌کارگیری روش هم‌انباشتگی یوهانسن ـ یوسلیوس و الگو تصحیح خطای برداری (VECM) به بررسی تجربی رابطه بلندمدت و کوتاه‌مدت بین بدهی‌های خارجی و رشد اقتصادی ایران طی دوره زمانی (۱۳۹۰-۱۳۵۹) پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که اثر بدهی‌های خارجی بر رشد اقتصادی ایران در بلندمدت و کوتاه‌مدت منفی و معنادار است. همچنین توانایی پرداخت به‌موقع دیون خارجی و داخلی دارای تأثیرمثبت بر رشد اقتصادی در بلندمدت است (مولایی و گلخندان، ۱۳۹۳: ۸۳).

سلمانی و همکاران در مطالعه خود به بررسی تأثیرکوتاه مدت و بلندمدت بدهی‌های دولت بر رشد اقتصادی در ایران با استفاده از روش ARDL طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۵۴ پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان داد، نسبت بدهی دولت به GDPبر رشد اقتصادی ایران تأثیر منفی دارد. این تأثیر در الگوی رشد اقتصادی مبتنی بر درآمدهای نفتی نسبت به الگوی رشد مبتنی بر GDP غیرنفتی و همچنین در بلندمدت نسبت به کوتاه‌مدت بیشتر است (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۱).

چهرازی مدرسه و نجاتی در مطالعه خود به بررسی تأثیر بدهی‌های عمومی بر رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۵۹ پرداخته و با استفاده از مدل الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده (ARDL)، رابطه تعادلی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین بدهی‌های عمومی و رشد اقتصادی را بررسی کردند. نتایج مدل تصحیح خطا این مطالعه نشان می‌دهد که بدهی داخلی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای اثری منفی و بدهی خارجی در بلندمدت اثر مثبتی روی رشد اقتصادی دارند (چهرازی مدرسه و نجاتی، ۱۳۹۶: ۷).

به عنوان یک جمع‌بندی از مطالعات خارجی و داخلی انجام گرفته و دلایل اهمیت تحقیق حاضر، باید به این نکته اشاره کرد: اگرچه مسئله اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی در کشورها و نمونه‌های مختلف در ادبیات تجربی جدید مورد بررسی قرار گرفته است، اما این مطالعات با توجه به کشور یا کشورهای تحت بررسی، مقادیر آستانه‌ای مختلفی را برای نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی گزارش کرده‌اند. گزارش این مقادیر آستانه‌ای مختلف برای کشور یا کشورهای بررسی شده در پژوهش‌های خارجی، نشان دهنده ضرورت بررسی جداگانه مسئله اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی در هر کشوری می‌باشد، که اقتصاد ایران نیز از این اصل مستثنی نخواهد بود.

۳- روش‌شناسی

بر اساس ادبیات نظری مربوط به اثرگذاری غیرخطی بدهی

1. Brida et al.
2. Yang and Su
3. Constant-Threshold Regression Kink Model of Hansen

دولت بر رشد اقتصادی و به پیروی از کارادام (۲۰۱۸)، برای بررسی وجود منحنی لافر بدهی دولت الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) زیر لحاظ خواهد شد:

(۱)

$$EG_t = \beta_0 x_t + \beta_1 Z_t * g(GD_t, \gamma, c)$$

در این رابطه، EG رشد اقتصادی، Z برداری از متغیرهای کنترل (مقادیر جاری و وقفه‌دار نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی (GD) و مقادیر وقفه‌دار متغیر رشد اقتصادی) است. β_0 بردار ضرایب قسمت خطی و β_1 بردار ضرایب قسمت غیرخطی می‌باشد. ε_t جزء اخلال این معادله می‌باشد که فرض می‌شود شرط $\varepsilon_t \approx iid(0,\sigma^2)$ را تأمین می‌کند. ضمناً تابع انتقال g یک تابع لاجستیک، پیوسته و کراندار بین صفر و یک می‌باشد. با فرض یک تابع انتقال دو رژیمی که در آن یک بار تغییر رژیم اتفاق می‌افتد تابع لاجستیک به فرم زیر است:

(۲)

$$g(GD_t,\gamma,c) = \left[1+\exp\left\{\frac{-\gamma}{\sigma_{d_t}^k}\Pi_{k=1}^{k}(GD_t - c)\right\}\right]^{-1} \quad with \quad \gamma > 0$$

در این تابع، γ پارامتر سرعت انتقال و c نشان دهنده حد آستانه یا محل وقوع تغییر رژیم می‌باشد. پارامتر k تعداد دفعات تغیر رژیم را نشان می‌دهد. پارامتر مکان (c) نقطه‌ای مابین دو رژیم حدی $g(GD_t,\gamma,c)=0$ و $g(GD_t,\gamma,c)=1$ را نشان می‌دهد که $g(GD_t,\gamma,c)=0.5$ می‌باشد. γ نشانگر سرعت انتقال بین رژیم‌ها بوده و مقادیر بیشتر γ بیانگر تغییر سریعتر رژیم می‌باشد. هنگامی که $\gamma \to \infty$ و $S_t > c$ آنگاه g=1 بوده و زمانی‌که $S_t < c$ است g=0 خواهد بود، بنابراین رابطه (۱) به یک مدل آستانه‌ای (TR)[1] تبدیل می‌شود. هنگامی‌که $\gamma \to 0$ رابطه (۲) به یک مدل رگرسیون خطی تبدیل می‌شود[2].

برآورد الگو STR دارای سه مرحله اساسی به ترتیب زیر می‌باشد:

۱) تشخیص الگو: شروع این مرحله با تنظیم یک الگو خطی AR است که به عنوان نقطه شروع برای تحلیل مورد استفاده قرار می‌گیرد. مرحله دوم شامل آزمون وجود رابطه غیرخطی بین متغیرها، انتخاب S_t و تصمیم‌گیری در مورد تعداد دفعات تغییر رژیم می‌باشد.

۲) تخمین الگو: این مرحله شامل یافتن مقادیر مناسب اولیه برای تخمین غیرخطی و تخمین الگو با استفاده از الگوریتم نیوتن- رافسون[3] و روش حداکثر درستنمایی می‌باشد.

۳) ارزیابی الگو: این مرحله معمولاً شامل تحلیل‌های گرافیکی همراه با آزمون‌های مختلفی نظیر عدم وجود خطاهای خودهمبستگی، ثابت بودن پارامترها بین رژیم‌های مختلف، عدم وجود رابطه غیرخطی باقیمانده در پسماندها و ... می‌باشد.

در مورد بحث آزمون ریشه واحد در مورد الگوهای غیرخطی باید به این نکته اشاره شود که در اکثر کارهای تجربی با روش غیرخطی، به منظور بررسی پایایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد با رویکرد خطی استفاده می‌شود، ولی در استفاده از نتایج این آزمون‌ها در روش‌های غیرخطی باید در نظر داشت که چون ممکن است رفتار آزمون‌های ریشه واحد در روش‌های غیرخطی تغییر کند، بنابراین، این احتمال وجود دارد که نتایج عاری از ایراد نباشند. بنابراین استفاده از آزمون ریشه واحد غیرخطی هنگام استفاده از الگوهای غیرخطی و نامتقارن کاملاً ضروری می‌باشد (رودریگوئز و اسلوبدا[4]، ۲۰۰۵: ۱۴۴). بر این اساس و به پیروی از لی (۲۰۰۷) و با هدف اجتناب از خطای مذکور، در این تحقیق از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF)[5] در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1)) برای بررسی پایایی متغیرهای سری زمانی استفاده می‌شود.

نهایتاً و در مورد آمار و اطلاعات سری زمانی بدهی دولت[6] باید به این نکته اشاره شود که تا پایان سال ۱۳۹۳ عملیات مالی خزانه کل بر مبنای نقدی کامل و نظام حسابداری دستگاه‌های اجرایی بخش دولتی بر مبنای نقدی تعدیل شده بوده است، لذا عملاً امکان ثبت و گزارش ارقام بدهی های دستگاه‌های اجرایی بخش دولتی و نیز کل دولت امکان‌پذیر نبوده است. بنابراین عملاً رقم کل بدهی دولت تنها برای

1. Threshold Regression
2. Van Dijk (1999) and Terasvirta (2004)

3. Newton-Raphson
4. Rodriguez and Sloboda
5. Nonlinear Dickey-Fuller (NDF) Test
۶. در این مطالعه منظور از بدهی، بدهی دولت مرکزی می‌باشد و شامل بدهی شرکت‌های دولتی نمی‌باشد.

انتهای سال مالی ۱۳۹۵ قابل گزارش‌گیری بوده است[1]. بر این اساس، مطالعه حاضر (به پیروی از اکثر مطالعات انجام گرفته در این حوزه) جهت برآورد بدهی دولت، از رابطه زیر که ریشه در قید بودجه بین زمانی دولت[2] دارد (بورگر و همکاران[3]، ۲۰۱۱: ۶) استفاده کرده است[4]:

$$GD_t = GD_{t-1} + iGD_{t-1} - B_t \qquad (۳)$$

به نحوی که:

GD: بدهی دولت

i: نرخ سود سپرده کوتاه‌مدت بانکی

B: وضعیت بودجه (+ مازاد بودجه، − کسری بودجه)

٤- نتایج برآورد مدل

در این بخش ابتدا و قبل از برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR)، حسب این ضرورت «که استفاده از آزمون‌های ریشه واحد غیرخطی هنگامی که الگو تحت بررسی غیرخطی است، کاملاً ضروری می‌باشد»، وضعیت پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی فولر غیرخطی (NDF)[5] در قالب الگوی رگرسیون انتقال ملایم مرتبه اول ((LSTR(1)) مورد بررسی قرار گرفته است. لازم به ذکر است که برای بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی- فولر غیرخطی (NDF) تحت الگو رگرسیون انتقال ملایم (STR)، ابتدا باید با استفاده از آماره آزمون F ساختار خطی یا غیرخطی بودن الگو بررسی شود، سپس بر اساس آماره آزمون‌های F2، F3 و F4، برای متغیر انتقال روند زمانی، الگو مناسب را انتخاب کرد که نتایج این بخش از برآوردها در جدول شماره ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. آزمون انتخاب الگو خطی در برابر آزمون STR و تشخیص الگو

متغیر تحت آزمون ریشه واحد	متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	الگو پیشنهادی
EG	Trend	۰/۰۸۹	۰/۳۰۶	۰/۱۰۲	۰/۱۴۸	خطی
GD	Trend	۰/۰۰۴	۰/۰۸۲	۰/۰۱۲	۰/۰۰۶	LSTR1

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به ارزش احتمال آماره F گزارش شده در جدول ۱، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر استفاده از الگوی غیرخطی جهت انجام آزمون ریشه واحد برای متغیر رشد اقتصادی (EG) رد شده و برای متغیر اندازه بدهی دولت (GD) رد نمی‌شود. بر این اساس، برای بررسی پایایی متغیر اندازه بدهی دولت از آزمون دیکی- فولر غیرخطی (NDF) و برای بررسی پایایی متغیر رشد اقتصادی از آزمون KPSS[6] استفاده شده است که نتایج در قالب جدول شماره ۲ گزارش شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون KPSS و مقایسه آن با مقادیر بحرانی گزارش شده، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر پایا بودن متغیر

---

۱. با استقرار نظام حسابداری تعهدی مبتنی بر استانداردهای حسابداری بخش عمومی در کلیه دستگاه‌های اجرایی بخش عمومی از ابتدای سال ۱۳۹۴، انتظار می رود به تدریج که نظام حسابداری تعهدی استقرار یابد و بسترهای لازم برای تبادل اطلاعات دستگاه‌های اجرایی با وزارت امور اقتصادی و دارایی فراهم گردد؛ اطلاعات مربوط به بدهی های دولت به صورت دقیق و قابل اتکاء در اختیار مدیران ارشد بخش دولتی (در سطوح مجاز) و حتی عموم مردم قرار گیرد. لذا فقدان اطلاعات مربوط و قابل اتکاء در خصوص بدهی ها و تعهدات دولت از مهم‌ترین موانع ایجاد یک ساختار منسجم برای تهیه و ارائه اطلاعات در این حوزه بوده است. بر این اساس به موجب مصوبه شماره ۲۳۶۰۹/ت۵۰۱۸۳ هـ مورخ ۴/ ۳/ ۱۳۹۳ هیئت محترم وزیران تشکیل واحد سازمانی جداگانه در وزارت امور اقتصادی ودارایی به منظور احصاء، ثبت و نگهداری متمرکز خلاصه حساب بدهی‌ها و تعهدات قانونی دولت به تصویب رسید. در راستای اجرای تصویب‌نامه یاد شده وزارت امور اقتصادی و دارایی با تشکیل کارگروه ویژه نسبت به بررسی ساختار و وظایف سازمانی مناسب اقدام و مراتب را به سازمان مربوط ارسال نمود که شرح وظایف (کلی) و تشکیلات تفصیلی سازمانی آن پس از تصویب، برای اجرا ابلاغ گردید. علاوه بر مصوبه یاد شده در قانون «رفع موانع تولید رقابت پذیر و ارتقای نظام مالی» مصوب اردیبهشت ماه سال ۱۳۹۴، وزارت امور اقتصادی و دارایی مکلف گردید تا از ابتدای سال ۱۳۹۵ واحد جداگانه ای برای احصاء و ثبت خلاصه مطالبات و بدهی های دولت تشکیل و نسبت به ارائه گزارشات سه ماهه و سالانه به مراجع ذیصلاح قانونی در موعد مقرر اقدام نماید (به نقل از مرکز مدیریت بدهی‌ها و دارایی‌های مالی عمومی، http://iridmo.mefa.ir).

2. Government Inter-Temporal Budget Constraint

3. Burger et al.

۴. مطابق گزارش مرکز مدیریت بدهی‌ها و دارایی‌های مالی عمومی رقم کل بدهی دولت در پایان اسفند سال ۱۳۹۵ برابر با ۳۳۹ هزار میلیارد تومان بوده است. همچنین و بر اساس بدهی‌های برآورد شده این مطالعه (بر مبنای کسری بودجه دولت طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۲)، رقم بدهی دولت برای سال ۱۳۹۵ معادل ۳۴۴ هزار میلیارد تومان بوده است. با توجه به خطای پایین مقدار برآوردی با مقدار گزارش رسمی در انتهای سال مالی ۱۳۹۵ (خطای حدود ۱/۲ درصد)، به نظر می‌رسد که دقت برآوردها در سطح قابل قبولی قرار دارد و اساساً دولت‌ها همواره جهت جبران کسری بودجه‌های ساختاری مجبور به استفاده از استقراض شده‌اند.

5. Nonlinear Dickey-Fuller (NDF) Test

6. Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

رشد اقتصادی (EG) برای سطح اعتماد ۹۰، ۹۵ و ۹۹ درصد رد نمی‌شود. همچنین و بر اساس مقدار آماره آزمون F دیکی- فولر غیرخطی (NDF) فرضیه صفر این آزمون مبنی بر ناپایایی متغیر اندازه دولت (GD) در سطح اعتماد ۹۹ درصد رد می‌شود.

بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد و با توجه به پایا بودن متغیرهای تحت بررسی، با استفاده از مقادیر سطح متغیرها به برآورد الگوی رگرسیون انتقال ملایم (STR) تحقیق پرداخته می‌شود. برای این منظور، در گام نخست باید وجود رابطه غیرخطی بین متغیر انتقال اندازه بدهی دولت (GD) و متغیر رشد اقتصادی (EG) مورد آزمون قرار گرفته و در صورت تأیید وجود رابطه غیرخطی، متغیر انتقال مناسب و تعداد رژیم‌های الگوی غیرخطی بر اساس آماره آزمون‌های F، F_2، F_3 و F_4 تعیین گردد. نتایج برآورد این مرحله از تحقیق در جدول شماره ۳ ارائه شده است. با توجه به ارزش احتمال آماره آزمون F گزارش شده در جدول ۳، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر خطی بودن الگو تنها برای مقدار جاری اندازه بدهی دولت (GD_t) رد می‌شود و این متغیر به عنوان متغیر انتقال تعیین می‌گردد. همچنین و با توجه به آماره آزمون‌های F_2، F_3 و F_4 گزارش شده در جدول ۳، الگوی پیشنهادی مناسب برای متغیر انتقال GD_t الگوی LSTR1 یعنی الگوی لاجستیک با یک نقطه آستانه‌ای انتخاب می‌گردد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد آزمون دیکی- فولر غیرخطی (NDF) و KPSS

نام متغیر	نوع آزمون	رگرسیون غیرخطی	مقدار آماره آزمون
EG	KPSS	-	۰/۰۵۶
GD	NDF	$0.06+0.96GD_{t-1}-0.27GD_{t-1}\left[\frac{1}{(1+\exp\{310.81(t-16.00\}}-\frac{1}{2}\right]$	۲۰۸/۴۸۹

* مقدار بحرانی آماره آزمون KPSS در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۰/۲۱۶، ۰/۱۴۶ و ۰/۱۱۹.

* مقدار بحرانی آماره آزمون NDF در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد به ترتیب ۱۶/۰۹، ۱۳/۱۱ و ۱۱/۸۶.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. آزمون انتخاب الگو خطی دربرابر آزمون STR و تشخیص الگو

متغیر انتقال	ارزش احتمال آماره F	ارزش احتمال آماره F4	ارزش احتمال آماره F3	ارزش احتمال آماره F2	الگو پیشنهادی
GD(t)	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۶۶	۰/۱۶	LSTR1
GD(t-1)	۰/۷۱	۰/۹۵	۰/۰۵	۰/۴۸	خطی
GD(t-2)	۰/۳۲	۰/۳۳	۰/۳۹	۰/۳۵	خطی
GD(t-3)	۰/۳۵	۰/۴۷	۰/۱۶	۰/۳۴	خطی
GD(t-4)	۰/۴۴	۰/۶۹	۰/۰۹	۰/۲۳	خطی

مأخذ: محاسبات تحقیق

مرحله دوم در الگوسازی یک الگوی STR، مرحله تخمین می‌باشد که در این مرحله با استفاده از الگوریتم نیوتن رافسن[1] و حداکثر سازی تابع ML پارامترها برآورد می‌شوند که نتایج در جدول شماره ۴ گزارش شده‌اند[2].

با توجه به نکات اشاره شده در بخش روش‌شناسی تحقیق، در رژیم اول G=0 و در رژیم دوم G=1 می‌باشد. بنابراین برای رژیم اول، رابطه رگرسیونی برآورد شده به صورت زیر خواهد بود:

(۴)

$$EG_t = 0.05 - 0.28EG_{t-3} - 0.48GD_t + 0.89GD_{t-1} - 0.98GD_{t-3} + 0.49GD_{t-4}$$

و برای رژیم دوم:

(۵)

$$EG_t = 0.05 + 0.32EG_{t-1} - 1.26EG_{t-2} - 0.28EG_{t-3} - 0.5EG_{t-4} - 0.48GD_t + 0.89GD_{t-1} - 2.07GD_{t-2} + 0.57GD_{t-3} + 1.13GD_{t-4}$$

1. Newton-Rafson

۲. لازم به ذکر است وقفه‌های اول، دوم و چهارم رشد اقتصادی و وقفه دوم اندازه بدهی دولت از بخش خطی و وقفه سوم رشد اقتصادی و مقدار جاری و وقفه اول اندازه دولت از بخش غیرخطی به دلیل عدم معناداری آماری از الگوی نهائی حذف شده‌اند.

جدول ٤. نتایج تخمین الگوی تحقیق با استفاده از روش STR

	p-value	t-stat	estimate
بخش خطی			
CONST	۰/۰۷	۱/۹۰	۰/۰۵
EG(t-3)	۰/۰۵	-۲/۰۰	-۰/۲۸
GD(t)	۰/۰۱	-۲/۷۷	-۰/۴۸
GD(t-1)	۰/۰۰	۳/۹۶	۰/۸۹
GD(t-3)	۰/۰۰	-۳/۲۳	-۰/۹۸
GD(t-4)	۰/۰۳	۲/۲۹	۰/۴۹
CONST	۰/۰۷	۱/۹۰	۰/۰۵
بخش غیرخطی			
EG(t-1)	۰/۰۲	۲/۵۲	۰/۳۲
EG(t-2)	۰/۰۰	-۵/۴۶	-۱/۲۶
EG(t-4)	۰/۰۰	-۴/۲۰	-۰/۵۰
GD(t-2)	۰/۰۰	-۵/۱۶	-۲/۰۷
GD(t-3)	۰/۰۰	۳/۱۱	۱/۵۵
GD(t-4)	۰/۰۷	۱/۹۱	۰/۶۴
Adjusted R2: ۸۵/۰۵			AIC: -۶/۰۴
-۵/۸۳			HQ: -۵/۴۵SC:

مأخذ: محاسبات تحقیق

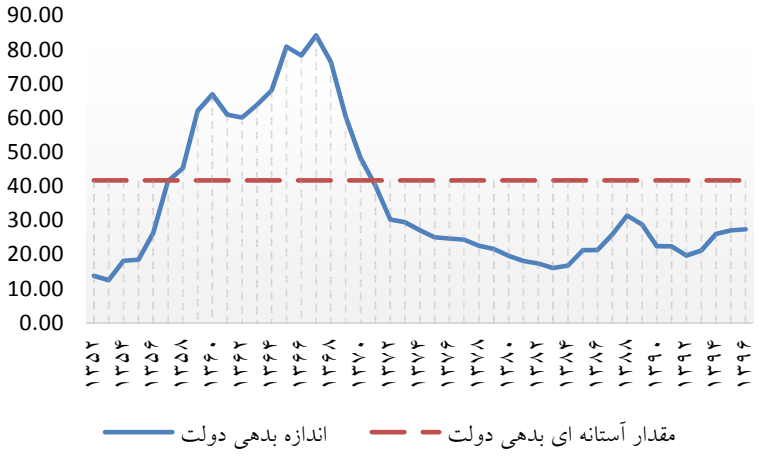
همچنین مقادیر نهایی تخمین زده شده برای پارامتر یکنواختی (γ) ۱۹/۸۷ و برای مقدار آستانه‌ای اندازه بدهی دولت (c) برابر با ۴۱/۷۰ می‌باشد. بنابراین تابع انتقال به صورت زیر خواهد بود:

(۶)

$$G\left(19.87,41.70,GD_t\right)=\left(1+\exp\left\{-19.87\left(GD_t-41.70\right)\right\}\right)^{-1}$$

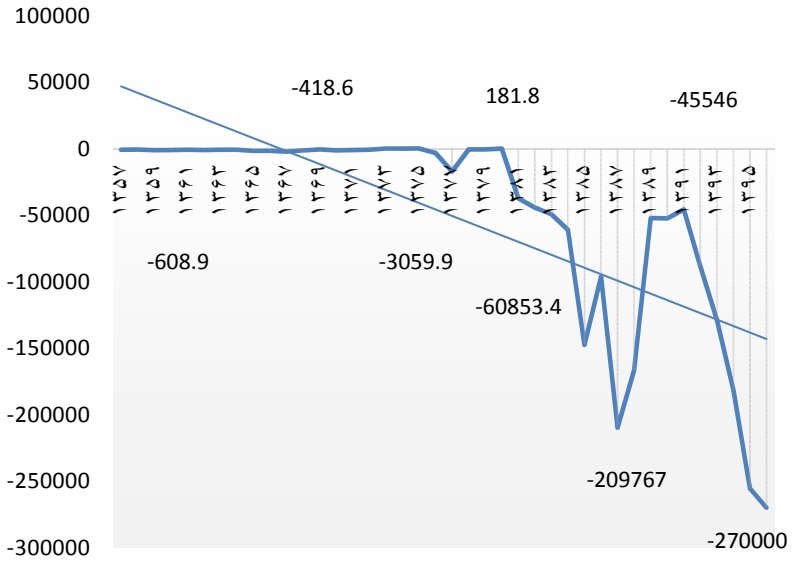
قبل از تجزیه و تحلیل یافته‌های تحقیق و با هدف مشخص نمودن سال‌های رژیم اول و دوم، روند اندازه بدهی دولت و مقدار آستانه‌ای آن در نمودار ۲ ترسیم شده است. با توجه به نمودار، رژیم اول شامل دوره‌های ۱۳۵۷-۱۳۵۲ و ۱۳۹۶-۱۳۷۱ می‌باشد که در این سال‌ها اندازه بدهی دولت کمتر از ۴۱/۷۰ درصد بوده و رژیم دوم شامل دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۸ می‌باشد که در این سال‌ها اندازه بدهی دولت بیشتر از ۴۱/۷۰ درصد بوده است.

بر اساس رگرسیون غیرخطی برآورد شده، در رژیم اول (زمانی که اندازه بدهی دولت کمتر از ۴۱/۷۰ درصد بوده)، و در رژیم دوم (زمانی که اندازه بدهی دولت بزرگ‌تر از ۴۱/۷۰ درصد بوده) جمع ضرایب متغیر اندازه بدهی دولت و وقفه‌های آن به ترتیب برابر با ۰/۰۸- و ۰/۰۴ می‌باشد. بر این اساس، اگرچه وجود رابطه غیرخطی بین اندازه بدهی دولت و رشد اقتصادی رد نمی‌شود اما وجود منحنی لافر بدهی مبنی بر اینکه «بین اندازه بدهی دولت و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد»، برای نسبت بدهی کل دولت به تولید ناخالص داخلی (شاخص اندازه دولت) در اقتصاد ایران مورد پذیرش قرار نمی‌گیرد. در ضمن و بر اساس نمودار ۲ به جز دوره انقلاب و جنگ (۱۳۷۰-۱۳۵۸)، در اکثر سال‌های تحت بررسی (دوره‌های زمانی ۱۳۵۷-۱۳۵۲ و ۱۳۹۶-۱۳۷۱) بدهی دولت حتی در سطوح پایین اندازه بدهی دولت (از مقدار حداقلی ۱۱/۶۴ درصد تا مقدار آستانه‌ای ۴۱/۷۰ درصد) اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است.



نمودار ۲. روند اندازه بدهی دولت و مقدار آستانه آن طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۲

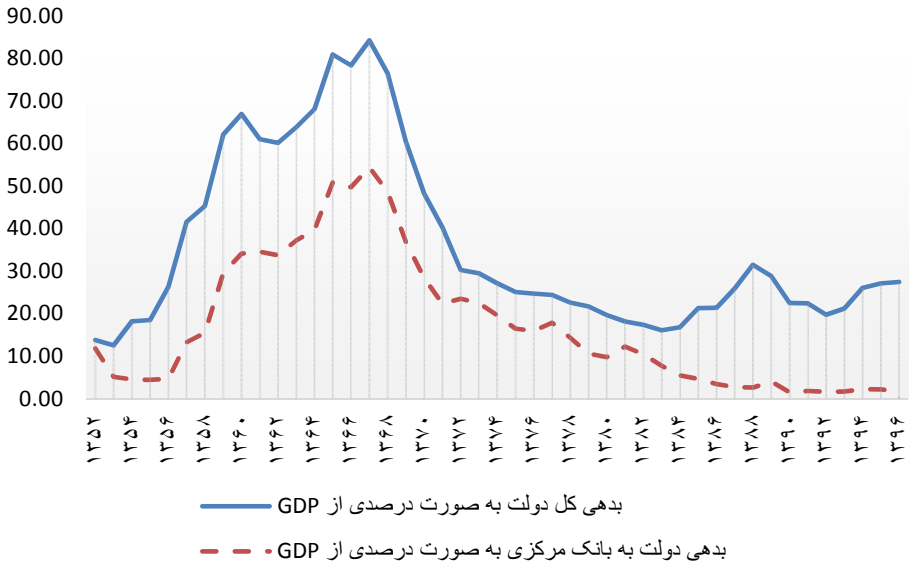
مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۳. وضعیت عملکرد بودجه طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷ (بر حسب میلیارد ریال)

مأخذ: گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران

در مورد اثرگذاری منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی حتی در سطوح پایین اندازه بدهی دولت باید به این نکته اشاره شود که بر اساس ادبیات نظری موجود، در سطوح پایین و معقول بدهی در صورتی که استقراض صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود، می‌تواند رشد اقتصادی را بهبود بخشند (به شرطی که بازپرداخت‌های بدهی‌ها توسط دولت به موقع انجام شود). این در حالی است که استقراض دولت در ایران صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری می‌شود. وضعیت عملکرد بودجه دولت برای سال‌های بعد از انقلاب در نمودار ۳ ترسیم شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود به جز در چند سال خاص، دولت همواره دارای کسری بودجه بوده و می‌توان گفت کسری بودجه جزء ویژگی‌های ساختاری اقتصاد ایران می‌باشد.



نمودار ٤. روند بدهی دولت طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۲

مأخذ: گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق

لازم به ذکر است ایجاد بدهی جهت جبران کسری ساختاری می‌تواند پیامدهای مختلفی به همراه داشته باشد. در کشورهای دارای کسری ساختاری، بانک مرکزی و دولت تحت یک چارچوب هماهنگ قرار دارند که طی آن بخشی از کسری بودجه دولت با وام‌گیری از بانک مرکزی و با انتشار پول تأمین مالی می‌شود. در واقع می‌توان گفت در حالی که یکی از اهداف بلندمدت بانک‌های مرکزی، حفظ و ارتقاء ثبات مالی سیستم‌های مالی از طریق کنترل تورم است، در رویارویی با مسئله تأمین مالی کسری بودجه دولت و روآوری به خلق پول، این هدف نادیده گرفته می‌شود. در ادبیات اقتصادی این پدیده اصطلاحاً «حاکمیت مالی[1]» نامیده می‌شود (صباغ کرمانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲).

حاکمیت مالی منجر می‌شود که سیاست‌های پولی حالت انفعالی پیدا کنند. در نتیجه، بانک مرکزی چندان قادر نخواهد بود بر اساس سیاست‌های پولی، اهداف تعیین شده برای آن (همچون ثبات قیمت، رشد اقتصادی و کمک به اشتغال) را دنبال کند. بدهی دولت به بانک‌های تجاری نیز دسترسی بخش خصوصی به اعتبارات را محدود می‌کند و از این طریق منجر به افزایش نرخ بهره بانکی می‌شود. در نتیجه این امر، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی می‌تواند کاهش یابد. از سوی دیگر بدهی دولت به بنگاه‌های اقتصادی نیز می‌تواند فرآیند سرمایه‌گذاری بنگاه‌های خصوصی و در نتیجه تولید آنها را با وقفه مواجه سازد. همچنین بدهی دولت به خانوارها (تحت تأمین مالی عمومی نامناسب) می‌تواند سطح مصرف و پس‌انداز آنها را کاهش دهد. در کل ایجاد بدهی جهت جبران کسری ساختاری، می‌تواند دوره رکود در اقتصاد را طولانی کند و همچنین در زمان رونق نیز منجر به توسعه تصدی‌گری غیرسازنده دولت شود. باید در نظر داشت که پرداخت‌های جاری بهره‌ای و دائمی رو به رشد بدهی‌های دولتی (ناشی از کسری بودجه ساختاری) خود منجر به تشدید کسری بودجه ساختاری می‌شود. این در حالی است که ایجاد بدهی در دوره رکود و جبران آن در دوران رونق می‌توانست نوسانات تولید ملی را تعدیل کند (سلمانی و همکاران، ۱۳۹۵: ۸۷-۸۶).

در مورد رژیم دوم و اثرگذاری مثبت بدهی دولت بر رشد اقتصادی در دوره انقلاب و جنگ، با توجه به نمودار ۴ می‌توان گفت که افزایش محسوس نسبت بدهی دولت به GDP در این دوره به دلیل افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی بوده است. بنابراین استقراض از بانک مرکزی در دوران انقلاب و جنگ یکی از اصلی‌ترین ابزار تأمین مالی دولت بوده است.

به لحاظ نظری، انباشت بدهی محسوس دولت به بانک مرکزی، به دلیل بسط پایه پولی، تورم‌زا بوده و به دلیل تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی، اثر جایگزینی داشته و موجب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و در نتیجه کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. اما در مورد اینکه چرا در دوره انقلاب و جنگ چنین آثار منفی‌ای بروز نکرده است، می‌توان به چند نکته اشاره کرد: ۱- متوسط رشد نقدینگی در رژیم اول (۱۳۵۷-۱۳۵۲ و ۱۳۹۶-۱۳۷۱) و رژیم دوم (دوره ۱۳۷۰-۱۳۵۸) به ترتیب برابر با ۲۹/۹۲ و ۲۰/۵۶ درصد بوده است. این نشان می‌دهد افزایش بدهی دولت به بانک مرکزی که در دوران انقلاب و جنگ رخ داده از معدود عوامل محرک نقدینگی بوده، بنابراین تسری آثار منفی افزایش نقدینگی بر سایر متغیرهای کلان اقتصادی (نظیر تورم و رشد اقتصادی) در این دوره کمتر بوده است. لازم به ذکر است در سال‌های بعد از سال ۱۳۷۰ عواملی نظیر آزادسازی اقتصادی، یکسان سازی نرخ ارز و توسعه بانک‌ها و مؤسسات مالی غیربانکی نیز از عوامل افزایش نقدینگی در کشور بوده‌اند. ۲- در دوره نااطمینانی (نظیر جنگ) به دلیل افزایش ریسک سرمایه‌گذاری، میل به سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد، بنابراین می‌توان گفت اثر جایگزینی افزایش بدهی دولت (از طریق تحت فشار قرار دادن منابع مالی در دسترس برای بخش خصوصی) در این دوران به صورت محسوسی کاهش می‌یابد. ۳- بر اساس ادبیات نظری موجود (الماندروف و منکیو، ۱۹۹۹) سطح بالای بدهی دولت یک اثر مثبت بر درآمد قابل تصرف و در نتیجه تقاضای کل و تولید کل در کوتاه‌مدت دارد. این اثر مثبت زمانی که شکاف بین تولید واقعی و بالقوه زیاد باشد، بسیار محسوس و قابل ملاحظه خواهد بود. بنابراین و با توجه به اینکه در دوره انقلاب و جنگ شکاف تولید افزایش یافته (جعفری صمیمی و همکاران، ۱۳۹۱: ۲۰)[2]، می‌توان گفت افزایش بدهی دولت در این دوره اثر مثبتی

1. Financial Dominance

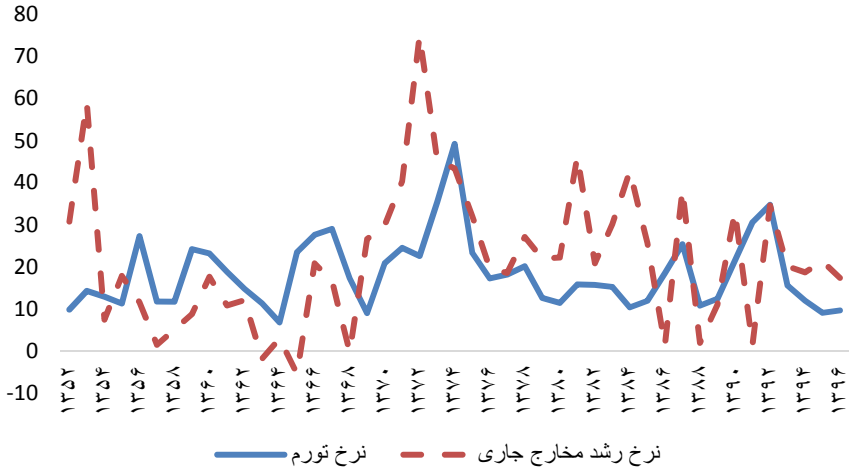
۲. صمیمی و همکاران (۱۳۹۱) با استفاده از فیلتر ALS و داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ نشان دادند که در دوره ۱۳۵۶-۱۳۶۹ شکاف بین تولید بالقوه و بالفعل در اقتصاد ایران حداکثر بوده و تلاطمات این دوره (تکانه‌های پیاپی افزایش قیمت نفت، وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی) اقتصاد را از روند بلندمدت خود دور کرده و به تبع آن مقدار شکاف تولید به صورت محسوسی افزایش یافته است.

بر تقاضای کل و در نتیجه رشد اقتصادی داشته است. ۴- بر اساس نمودار ۵ نرخ رشد مخارج جاری در دوره انقلاب و جنگ نسبت به نرخ تورم به صورت محسوسی کمتر بوده و مدیریت هزینه‌ها در این دوره نسبت به دوران قبل از انقلاب و سال‌های بعد از سال ۱۳۷۰ مطلوب‌تر بوده است. بنابراین قابل استنباط خواهد بود که بدهی دولت به دلیل آنکه کمتر معطوف به انجام هزینه‌های جاری بوده است، می‌توانسته محرک رشد اقتصادی در دوره مذکور باشد. لازم به ذکر است متوسط نرخ رشد مخارج جاری و تورم در رژیم اول به ترتیب ۲۸/۱۸ و ۱۸/۴۵ و در رژیم دوم ۱۱/۰۳ و ۱۸/۲۹ درصد بوده است.

مرحله سوم و به عبارتی مرحله بعد از تخمین الگو، مرحله ارزیابی الگو می‌باشد. این قسمت با تحلیل گرافیکی آغاز می‌شود. با توجه به تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم در نمودار ۶ می‌توان لحظه تغییر رژیم را برای الگوی برآورد شده ملاحظه نمود. همان‌طور که در نمودار هم مشخص است هنگامی که نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی ۴۱/۷۰ درصد است تابع انتقال برابر با:

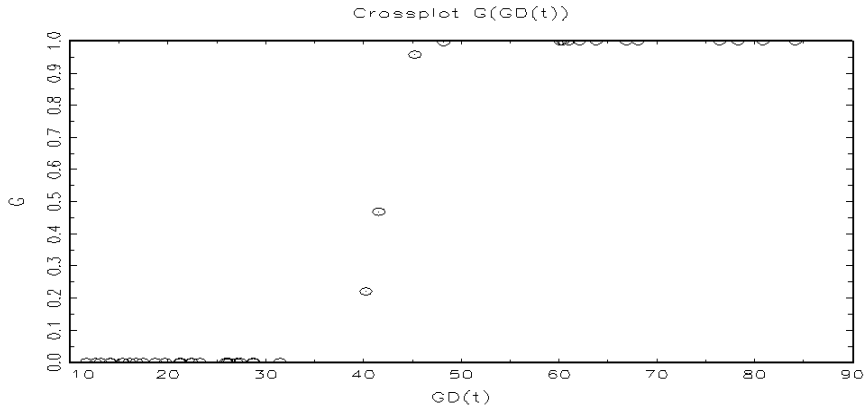
$$G(19.87, 41.70, GD_t) = 0.5$$

بوده و با توجه به اینکه پارامتر یکنواختی (γ) ۱۹/۸۷ برآورد شده است انتقال بین دو رژیم حدی $G(19.87, 41.70, GD_t) = 0$ و $G(19.87, 41.70, GD_t) = 1$ با یک سرعت متوسط صورت پذیرفته است.



نمودار ۵. روند نرخ رشد مخارج جاری و تورم در ایران

مأخذ: گزارش‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و محاسبات تحقیق



نمودار ٦. نمودار تابع لاجستیک مربوط به تغییر رژیم

مأخذ: خروجی نرم افزار

در مرحله ارزیابی علاوه بر تحلیل گرافیکی به بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین نیز پرداخته می‌شود که نتایج در قالب جدول ۵ ارائه شده است. بر اساس ارزش احتمال آماره F آزمون عدم وجود خطای خود همبستگی؛ فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود خطای خود همبستگی در سطح اعتماد مناسبی برای تمامی وقفه‌ها رد نمی‌شود. همچنین بر اساس ارزش احتمال آمار F آزمون باقی نماندن رابطه غیرخطی در پسماندهای الگو و ثابت بودن پارامترها در رژیم‌های مختلف، فرضیه عدم وجود رابطه غیرخطی اضافی رد نشده؛ و فرضیه یکسان بودن ضرایب در قسمت خطی و غیرخطی رد می‌شود. نهایتاً فرضیه صفر آزمون ARCH-LM مبنی بر عدم وجود ناهمسانی واریانس مشروط به خود رگرسیونی (ARCH) و فرضیه صفر آزمون جارک-برا[1] مبنی بر نرمال بودن پسماندها در سطح اعتماد مناسبی رد نمی‌شود. به‌طور خلاصه، مطابق آزمون‌های ارزیابی الگو، الگوی غیرخطی تخمین زده شده از نظر کیفی قابل قبول ارزیابی می‌شود.

جدول ۵. بررسی خطاهای احتمالی در مرحله تخمین الگوی STR

نام آزمون	احتمال آماره آزمون
Test of No Error Autocorrelation	0.17<p-value F (lag 1 to 8)<0.82
Test of No Remaining Nonlinearity	p-value F=0.52
Parameter Constancy Test	p-value F (H1)=0.01
ARCH-LM Test with 8 lags	p-value F=0.82 and p-Value (Chi^2)=0.88
JARQUE-BERA Test	p-Value (Chi^2)=0.96

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

صرف نظر از دیدگاه‌های حدی نظری که درباره اثرگذاری مثبت یا منفی اندازه بدهی دولت بر رشد اقتصادی مطرح شده است، در ادبیات جدید اقتصاد بخش عمومی مسئله اثرگذاری غیرخطی اندازه بدهی دولت بر رشد اقتصادی در قالب «منحنی لافر بدهی» مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. بر اساس این دیدگاه، بین بدهی دولت و رشد اقتصادی یک رابطه به شکل U معکوس وجود دارد که تا یک سطح آستانه‌ای خاص، افزایش بدهی دولت به دلیل افزایش پس‌انداز خصوصی (چون دولت روش استقراض را جایگزین روش افزایش مالیات برای جبران کسری می‌کند) اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد، اما از آن حد آستانه خاص به بعد، انباشت بدهی دولت به دلیل اثر جانشینی موجب کاهش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. بنابراین، کنترل سطح بدهی دولت برای اقتصادهای مختلف کاملاً ضروری و حائز اهمیت می‌باشد، که اقتصاد ایران نیز نمی‌تواند از این اصل مستثنی باشد. بر این اساس، مطالعه حاضر با هدف بررسی اثرگذاری غیرخطی بدهی دولت بر رشد اقتصادی، تلاش کرده است مسئله «وجود منحنی لافر بدهی در اقتصاد ایران» را با کمک رهیافت مشتمل بر آستانه رگرسیون انتقال ملایم (STR)[2] مورد بررسی قرار دهد.

بر اساس نتایج به دست آمده، اندازه بدهی دولت به صورت نامتقارن و در قالب یک ساختار دو رژیمی بر رشد اقتصادی تأثیرگذاشته و مقدار آستانه‌ای برای اندازه بدهی دولت ۴۱/۷۰ درصد تعیین شده است. با توجه به اینکه اندازه بدهی دولت در رژیم اول (زمانی که اندازه بدهی دولت کوچک‌تر از ۴۱/۷۰ درصد می‌باشد) اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته، فرضیه وجود منحنی لافر بدهی در ایران مورد تأیید قرار نمی‌گیرد. در ضمن، به جز دوره انقلاب و جنگ (۱۳۷۰-۱۳۵۸)، در اکثر سال‌های تحت بررسی (دوره‌های زمانی ۱۳۵۷-۱۳۵۲ و ۱۳۹۶-۱۳۷۱) بدهی دولت حتی در سطوح پایین اندازه بدهی دولت (از مقدار حداقلی ۱۱/۶۴ درصد تا مقدار آستانه‌ای ۴۱/۷۰ درصد) اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است که این مسئله می‌تواند ریشه در این واقعیت داشته باشد که استقراض دولت بجای آنکه صرف انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور و ایجاد زیرساخت‌های لازم شود صرف جبران کسری‌های بودجه ساختاری در دوره‌های مذکور شده است. اما اینکه چرا در رژیم دوم (دوران انقلاب و جنگ) بدهی دولت اثر مثبتی بر رشد اقتصادی داشته است می‌تواند ریشه در نوع بدهی

1. Jarque - Bera

2. Smooth Transition Regression Model

دولت، افزایش ریسک سرمایه‌گذاری و کاهش اثر جانشینی بدهی دولت، وضعیت کلی اقتصاد (شکاف تولید و حجم نقدینگی) و رویکرد مطلوب‌تر مدیریت هزینه دولت در این سال‌ها داشته باشد. بنابراین و با توجه به اثرگذاری منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی در سال‌های بعد از سال ۱۳۷۰ و همچنین اثرگذاری منفی بدهی دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت از طریق کانال‌های مختلف (۱- پس‌انداز خصوصی، ۲- سرمایه‌گذاری دولتی، ۳- بهره‌وری کل عوامل تولید (TFP) و ۴- نرخ بهره اسمی و واقعی بلندمدت)، توصیه می‌شود ۱- کاهش پلکانی سطح بدهی دولت برای یک دوره میان‌مدت از طریق مدیریت هزینه و انضباط مالی و ۲- هدایت وجوه استقراضی به سمت انجام سرمایه‌گذاری‌های بهره‌ور در تابع هدف سیاست‌های اتخاذی دولت به عنوان متغیرهای اصلی لحاظ شوند.

منابع

جعفری صمیمی، احمد؛ علمی، زهرا (میلا) و هادی‌زاده، آرش (۱۳۹۱). "کاربرد روش حداقل مربعات تطبیقی برای برآورد شکاف تولید در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۱، شماره ۲، ۲۶-۱.

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

دادگر، یداله و نظری، روح‌اله (۱۳۹۱). "آزمون قانون واگنر در کشورهای منتخب و ایران (۲۰۱۰-۱۹۸۰)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۶، ۱۷۲-۱۴۹.

دادگر، یداله؛ نظری، روح‌اله و صیامی عراقی، ابراهیم (۱۳۹۲). "دولت و مالیات بهینه در اقتصاد بخش عمومی و کارکرد دولت و مالیات در ایران". *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۲، شماره ۵، ۲۹-۱.

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

صباغ کرمانی، مجید؛ موسوی نیک، سید هادی؛ یاوری، کاظم و باقری پرمهر، شعله (۱۳۹۳). "بررسی اثر حاکمیت مالی بر نرخ تورم اقتصاد ایران در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE)". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۴، شماره ۱، ۲۶-۱.

فلاحتی، علی و حیدریان، مریم (۱۳۹۷). "بررسی اثرات آستانه‌ای سرمایه‌گذاری دولتی و بدهی عمومی در یک مدل رشد اقتصادی برای استان های ایران؛ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پانلی (PSTR)". فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۳، ۵۶-۴۱.

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.

مولایی، محمد و گلخندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). "اثر بدهی‌های خارجی دولت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، دوره ۱۳، شماره ۵۳، ۱۰۸-۸۳.

Abizadeh, S. & Gray, J. (1985). "Wagner's Law: A Pooled Time Series Cross Section Comparison". *National Tax Journal*, 38(2), 209-238.

Aghion, P. & Kharroubi, E. (2007). "Cyclical Macro Policy and Industry Growth: The Effect of Countercyclical Fiscal Policy". *WP Harvard University*.

Ahlborn, M. & Schweickert, R. (2016). "Public Debt and Economic Growth – Economic Systems Matter". *World Economy Working Paper*, No: 2015/02.

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

Barro, R. J. (1979). "On the Determination of the Public Debt". *Journal of Political Economy*, 87(5, Part 1), 940–971.

Barro, R. J. (1995). "Inflation and Economic

Growth". *NBER Working Paper*, No: 5326.

Bilan, I. & Ihnatov, I. (2015). "Public Debt and Economic Growth: A Two-Sided Story". *International Journal of Economic Sciences*, 4(2), 24-39.

Bird, R. M. (1971). "Wagner's Law of Expanding State Activity". *Public Finance*, 26(1), 1-26.

Brida, J. G., Gómez, D. M. & Seijas, M. N. (2017). "Debt and Growth: A Non-Parametric Approach". *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 486(17), 883-894.

Burger, P., Stuart, I., Jooste, C. & Cuevas, A. (2011). "Fiscal Sustainability and the Fiscal Reaction Function for South Africa". *IMF Working Paper*, No: 11/69.

Checherita, C. & Rother, P. (2010). "The Impact of High and Growing Government Debt on Economic Growth: An Empirical Investigation for the Euro Area". *Working Paper Series*, No. 1237 / AUGUST 2010.

Cochrane, J. H. (2011). "Inflation and Debt". *National Affairs*, 9(2), 56–78.

Dotsey, M. (1994). "Some Unpleasant Supply Side Arithmetic". *Journal of Monetary Economics*, 33(3), 507–524.

Eberhardt, M. & Presbitero, A. F. (2015). "Public Debt and Growth: Heterogeneity and Non-Linearity". *Journal of International Economics*, 97(1), 45-58.

Eboreime, M. I. & Sunday, B. (2017). "Analysis of Public Debt-Threshold Effect on Output Growth in Nigeria". *Economic and Financial Review*, 55(3), 25-45.

Elmendorf, D. W. & Mankiw, N. G. (1999). "Government Debt". Elsevier , Series *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1615–1669.

Gale, W. G. & Orszag, P. R. (2003). "Economic Effects of Sustained Budget Deficits". *National Tax Journal,* 56(3), 463–485.

Gandhi, V. P. (1971). "Wagner's Law of Public Expenditure: Do Recent Cross Section Studies Confirm it?". *Public Finance*, 26(1), 44-56.

Gill, I. & Pinto, B. (2005). "Public Debt in Developing Countries: Has the Market-Based Model Worked". *The World Bank*.

Karadam, D. Y. (2018). "An Investigation of Nonlinear Effects of Debt on Growth". *The Journal of Economic Asymmetries,* 18, e00097.

Kumar, M. M. S. & Baldacci, M. E. (2010). "Fiscal Deficits, Public Debt, and Sovereign Bond Yields". *IMF Working Paper*, No. 10-184.

Li, Y. (2007). "Testing the Unit Root Hypothesis in Smooth Transition Autoregressive (STAR) Models". Master's Thesis, *Department of Economics and Society, Dalarna University.*

Ram, R. (1987). "Wagner's Hypothesis Evidence for 115 Countries". *Review of Economics and Statistics*, 69(2), 194-204.

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

Rodríguez, G. & Sloboda, M. J. (2005). Modeling Nonlinearities and Asymmetries in Quarterly Revenues of the US Telecommunications Industry". *Structural Change and Economic Dynamics*, 16(1), 137-158.

Stauskas, O. (2017). "The Long-Run Relationship between Public Debt and Economic Growth in Advanced Economies". *Master's Thesis, Department of Economics*, Lund University.

Terasvirta, T. (2004). "Smooth Transition Regression Modelling". in H. Lutkepohl and M. Kratzig (eds); *Applied Time Series Econometrics, Cambridge University Press.*

Van Dijk, D. (1999). "Smooth Transition Models: Extensions and Outlier Robust Inference". *Ph.D. Thesis. Erasmus University Rotterdam.*

Woo, J. (2009). "Why Do More Polarized Countries Run More Pro-Cyclical Fiscal Policy?". *The Review of Economics and*

International Money and Finance, 87, 133-143.

Statistics, 91(4), 850–870.

Yang, L. & Su, J. J. (2018). "Debt and Growth: Is There a Constant Tipping Point". *Journal of*

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

Investigating Economic Factors Affecting Happiness in Selected Countries: Panel Threshold Regression Approach **15**
Abdolali Monsef, Mozhgan Moalemi, Jahangir Biabani, Mehdi Nejati, Javad Taherizadeh Anaripour

Investigating the Effects of Price and Non-Price Factors on Iran's Non-Oil Exports: The Latent Variable Approach **35**
Somaye Alikarami, Ebrahim Hadian, Parviz Rostamzadeh, Ahmad Sadraei Javaheri

The Policy of Increasing Public Investment in Iran: A DSGE Approach **57**
Esmael Torkamani, Mohammad Hassan Fotros

The Effect of Countercyclical Fiscal Rules on the Iranian Economy with an Emphasis on the Oil Sector (With the National Development Fund) **77**
Hadi Keshavarz, Hosseinali Danesh, Habib Ansari Samani, Davood Farhadi Sartangi

Simulation of the Effect of Factors Affecting on Recession in Iran: Comparison of Markov Chain Monte Carlo and Bayesian Approaches **95**
Ramiar Refaei, Morteza Sameti, Sara Ghobadi

Investigating the Impact of Value Added Tax (VAT) on Iran's Economic Growth Using the Computable General Equilibrium Model (CGE) **109**
Ahmad Chehreghani, Mansour Zaranejhad

Testing the Validity of the Debt Laffer Curve in Iran: Evidence from a Smooth Transition Regression (STR) **129**
Jalal Montazeri Shoorekchali

- 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 1.043 (IF =1.043) 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

Persian Editor: Mohsen Zolfaghari
English Editor: Hadi Ghaffari
Price: 50000 Rials
Published by: Payame Noor University of Markazi Province
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-34062601
Fax: 086-34021151
Mobile: 09185288130
E-mail: egdr@pnu.ac.ir
Web: egdr.journals.pnu.ac.ir

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Vol. 9, No. 36, September 2019