بسم الله الرحمن الرحیم

فصلنامه علمی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

صاحب امتیاز: دانشگاه پیام نور

مدیر مسئول: هادی غفاری

سردبیر: محمدرضا لطفعلی‌پور

مدیر داخلی: علی یونسی

هیئت تحریریه (به ترتیب حروف الفبا)

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

شاپا چاپی: ۵۹۵۴-۲۲۲۸ **شاپا الکترونیکی**: ۶۸۹۱-۲۲۵۱

ویراستار فارسی: هادی غفاری **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 پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی.

تلفن: ۳۴۰۶۲۴۷۳- ۰۸۶ نمابر: ۳۳۶۷۵۵۷۹- ۰۸۶ همراه: ۰۹۱۸۵۲۸۸۱۳۰

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

این فصلنامه به موجب نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۳۶۹۳۴ مورخ ۸۹/۸/۸ کمیسیون نشریات علمی کشور دارای درجه علمی 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 = 1.370) 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 =1.370) در بین تمام مجلات علمی پژوهشی و علمی ترویجی اقتصادی کشور گردید.

همچنین در چهاردهمین جشنواره ملی تجلیل از پژوهشگران و فناوران برتر سال ۱۳۹۲، این فصلنامه به عنوان تنها **نشریه برتر در زمینه علوم انسانی** انتخاب گردید و نیز در دومین، سومین و چهارمین جشنواره ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۳، ۱۳۹۴ و ۱۳۹۵ این فصلنامه به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفت

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

۲۵/۹/۹۴

رضا فرجی دانا

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

۲- مباحث تحلیلی و کمّی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی

۳- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی از دیدگاه اسلام

۴- نظریه پردازی رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران

۵- سیاست‌ها و راهبردهای رشد، توسعه و توسعه اقتصادی در ایران و کشورهای درحال‌توسعه

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی و پژوهشی داشته باشد.

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

۴- در هیچ یک از نشریات داخلی و خارجی یا مجموعه مقالات سمینارها و مجامع علمی به چاپ نرسیده یا به طور همزمان برای سایر مجلات ارسال نشده باشد (در ضمن تا سه ماه بعد از ارسال مقاله به این فصلنامه از ارسال آن به مجله دیگر خودداری فرمائید در غیر این صورت ضمن حذف مقاله از پذیرش مقالات بعدی معذوریم).

ب) شکل ظاهری

۱- مقاله شامل عنوان، معرفی نویسنده یا نویسندگان (آدرس محل کار، تلفن، نمابر و پست الکترونیکی)، چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی (۳ تا ۷ واژه)، طبقه‌بندی JEL، مقدمه، پیشینه، روش، چارچوب نظری، یافته‌ها، نتیجه‌گیری، پیوست‌ها و فهرست منابع باشد.

۲- استفاده از نرم‌افزار Microsoft Word 2003-2007 در اندازه کاغذ A4 (رحلی ۲۹/۷ * ۲۱) مطابق نمونه مقاله تدوین شود.

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

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

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

۶- متن فارسی مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲، برای متن‌های لاتین با قلم Times New Roman نازک ۱۱. تیترهای اصلی داخلی مقاله با قلم B Zar ضخیم ۱۲، تیترهای فرعی با قلم B Mitra ضخیم ۱۲ و فونت متن مقاله با قلم B Mitra نازک ۱۲ باشد.

۷- روش ارجاع داخل متون (APA) باشد، یعنی منابع مورد استفاده در متن به این صورت درج شود:

نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان، تاریخ انتشار و شماره صفحه **(مظفر، ۱۳۷۵: ۱۱)**. در صورت تکرار بلافاصله همان منبع کلمه همان با شماره جلد و صفحه آورده شود.

۸- در بخش پایانی مقالات در همه نشریات، زیر عبارت **"بحث و نتیجه‌گیری"** می‌آید.

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

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

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

۱۲- فهرست منابع در آخر مقاله بر حسب حروف الفبایی نام خانوادگی نویسنده، به شکل زیر تنظیم گردد:

الف) کتاب: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، نام کتاب، نام مترجم، محل انتشار، نام ناشر، شماره چاپ، تاریخ انتشار، شماره جلد.

ب) مقاله: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام نشریه، محل انتشار، شماره مجله و شماره صفحات.

ج) مجموعه مقالات: نام خانوادگی و نام نویسنده، سال انتشار، عنوان مقاله، نام و نام خانوادگی گردآورنده، عنوان مجموعه مقـالات، سال، شماره صفحات.

د) پی‌نوشت‌های توضیحی در پایان همان صفحه آورده شود.

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

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

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

۱۳- کلیه مقالاتی که در آنها از روش‌های کمّی و تجربی استفاده شده، لازم است داده‌ها، پرسشنامه یا خروجی کامپیوتری را به ضمیمه مقاله ارسال نمایند.

نحوه ارسال مقاله

۱- مراجعه به سایت فصلنامه به آدرس http://egdr.journals.pnu.ac.ir

۲- ثبت نام در سامانه

۳- ورود به سامانه با کلمه کاربری و کلمه عبور شخصی

۴- مطالعه راهنمای نویسندگان و تنظیم مقاله بر اساس آن.

۵- انتخاب گزینه ارسال مقاله.

۶- ارسال مقاله.

شایان ذکر است که نامه اعلام وصول به محض تکمیل فرایند ارسال مقاله به آدرس الکترونیکی شما ارسال خواهد شد.

سایر نکات

- ترتیب مقالات به ارزش علمی یا شخصیت نویسندگان ارتباطی ندارد.
- مسئولیت محتوای مقالات به عهده نویسندگان است و چاپ مقاله لزوماً به معنای تأیید آن نیست.
- فصلنامه در ویراستاری، تلخیص و تنظیم مطالب مقاله آزاد است.
- مقالات دریافت شده در صورت پذیرش یا عدم پذیرش، مسترد نخواهد شد.

منشور اخلاقی نشریات علمی 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 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 غیراخلاقی 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 تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی..... ۱۵
منصور خلیلی عراقی، سجاد برخورداری دورباش، امین گلوانی

تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری..... ۲۹
علی سرخوش سرا، خدیجه نصرالهی، کریم آذربایجانی، رسول بخشی دستجردی

بررسی اثر ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی: رویکرد پانل پویا (**SYS-GMM**)..... ۵۵
علیرضا کازرونی، حسین اصغرپور، مریم نفیسی مقدم

تأثیر مخارج دولت و حجم اعتبارات بانکی با لحاظ سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی در قالب یک مدل **DSGE** (مطالعه موردی ایران) ۷۵
جواد خلیل‌زاده، حسن حیدری، سحر بشیری

بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت بر اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی..... ۹۳
علی محمدی‌پور، علی سلمانپور زنوز، سید فخرالدین فخرحسینی

اثر نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه..... ۱۱۳
محمدشریف کریمی، مریم حیدریان، معصومه دورباش

رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر توسعه صنعتی: مطالعه موردی استان لرستان..... ۱۳۳
کاوه درخشانی درآبی، یوسف محنت‌فر

سخن سردبیر

سال ۹۹ سال «جهش تولید» نام گذاری شده است. این امر نشان‌دهنده اهمیت اقتصاد در ایران است. این سال، سال «جهش» است و دلیل آن تا حد زیادی واضح است. شوک‌ها و سختی‌های اقتصادی که در سال‌های اخیر بر کشور تحمیل شده است به راستی نیازمند یک حماسه‌سازی برای عبور دادن کشور از گردنه بحران اقتصادی است.

حماسه اقتصادی چیزی جز رفع وابستگی بودجه جاری کشور به نفت و لاجرم حمایت و تقویت تولید ملی نیست. بیش از یک قرن است که اقتصاد ایران، به لحاظ ساختاری وابسته به نفت است. به همین دلیل مشکلات امروز اقتصاد ایران همان مشکلات سال‌های متمادی گذشته بوده و کانون تحریم‌ها هم، همان‌جایی است که نقطه ضعف بزرگ اقتصاد ایران است.

از سوی دیگر تولید، نبض برنامه‌های اقتصادی است که تمام موج‌های بعدی تغییرات، از جمله اصلاح سیاست‌های ارزی باید از این نقطه آغاز شود. مجلس جدید نقشی کلیدی در حل این مشکلات دارد و می‌تواند با اصلاح برخی برنامه‌ها و سیاست‌های نامناسب در عرصه اقتصادی، مسیر بلندمدت را برای رشد و شکوفایی کشور فراهم کند.

بدون شک می‌توان گفت جهش تولید از هر دو جبهه – مردم و مسئولان – باید مد نظر واقع شود. در جبهه مردم، نگاه امیدوارانه و همت بلند، لازمه جهش تولید است و در جبهه مسئولان نیز با توجه به تجربیاتی که از سال‌های قبل به دست آمده است، برنامه‌ریزی دقیق، پرهیز از تصمیم‌گیری‌های خلق‌الساعه و مدیریت فضای اقتصاد کشور به شکل روشمند و هوشمندانه است. جهش تولید یک شرط اساسی دارد، و آن همدلی و همیاری کسانی است که قرار است در این مسیر گام بردارند. باید از مسئولان خواست که با مدیریت صحیح و علمی، مردم را با برنامه‌های خود در این برهه حساس همراه سازند.

"فصلنامه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی" نیز در راستای دستیابی به این هدف گام برمی‌دارد. امید است که انتشار آخرین یافته‌های علمی محققین کشور، در زمینه مباحث رشد و توسعه اقتصادی منجر به استفاده کارشناسان و سیاست‌گزاران جهت برنامه ریزی‌های علمی گردد.

محمدرضا لطفعلی‌پور

تابستان ۱۳۹۹

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۲۸-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (15-28)

بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی

***منصور خلیلی عراقی[۱]، سجاد برخورداری دورباش[۲]، امین گلوانی[۳]**

۱. استاد دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. استادیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تهران، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۶/۳۰)

The Impact of Financial Development on Monetary Policy Efficiency and Inflation Targeting

***Mansour Khalili Iraqi[1], Sajjad Barkhordari[2], Amin Gallavani[3]**

1. Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
2. Assistant Professor, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran
3. Ph.D. Student, Faculty of Economics, University of Tehran, Tehran, Iran

(Received: 28/Aug/2019 Accepted: 21/Sep/2019**)**

چکیده:

این مطالعه بر آن است تا تأثیر توسعه مالی را بر کارایی هدف‌گذاری تورمی و سیاست پولی برای کشورهای OECD و OPEC در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۱ بر اساس داده‌های سالانه مورد بررسی قرار دهد. برای این منظور روند بلندمدت تورم که توسط فیلتر هودریک پرسکات (HP) استخراج گردیده به‌عنوان پراکسی نرخ تورم هدف در نظر گرفته شده است و تفاوت آن از نرخ تورم واقعی به عنوان متغیر وابسته وارد مدل شده است و همچنین از شاخص جامع معرفی شده توسط صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۱۶ که با استفاده از منطق فازی بهینه گردیده است، به عنوان پراکسی توسعه مالی بهره گرفته شده است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد در کشورهای OPEC توسعه مالی نسبت به کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید خنثی می‌باشد که با نظریه خنثایی پول سازگار می‌باشد و همچنین توسعه مالی باعث تشدید کارایی هدف‌گذاری تورمی در این کشورها شده است. از طرف دیگر نتایج مطالعه نشان می‌دهد در کشورهای OECD توسعه مالی نسبت به کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید خنثی می‌باشد، اما برخلاف کشورهای OPEC، توسعه مالی نسبت به کارایی هدف‌گذاری تورمی در دوره مورد بررسی خنثی می‌باشد، که مؤید این موضوع می‌باشد که سطح بالای توسعه مالی، کارایی هدف‌گذاری تورمی را تضعیف می‌نماید.

واژگان کلیدی: هدف‌گذاری تورمی، توسعه مالی، شاخص ترکیبی، کارایی سیاست پولی، منطق فازی.

طبقه‌بندی JEL: E52، O23، G21.

Abstract:

This study attempts to find out the impact of financial development on inflation targeting and monetary policy efficiency in OECD and OPEC countries for the period 2001-2017 based on annual data. For this purpose, the long-term inflation trend, which was extracted by the Hodrick Prescott (HP) filter, is considered as a proxy for the target inflation rate, and the difference between this proxy and the actual inflation rate was entered to the model as a dependent variable. Also, the broad-based index, which had been introduced by the International Monetary Fund (IMF) in 2016, optimized by using fuzzy logic, has been used as a proxy for financial development. The results show that in OPEC countries, financial development has been neutral on monetary policy efficiency through output growth, which is consistent with the monetary neutral theory, and also financial development strengthen the efficiency of inflation targeting in these countries. On the other hand, the study indicates in OECD countries, financial development has been neutral on monetary policy efficiency through output growth, and unlike in OPEC countries, financial development has been neutral on inflation targeting efficiency in the period under review. This confirms that a high level of financial development reduces the efficiency of inflation targeting.

Keywords: Inflation Targeting, Financial Development, Combined Indicator, Monetary Policy Efficiency, Fuzzy Logic.

JEL: E52, O23, G21.

*** نویسنده مسئول:** منصور خلیلی عراقی
E-mail: khalili@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Mansour Khalili Iraqi

۱- مقدمه

توسعه مالی که به معنای ایفای نقش فعال و پایدار بازارهای اعتباری در اقتصاد است، می‌تواند از طریق مکانیزم خلق اعتبار و با ارتباط دادن پس‌انداز کنندگان به قرض گیرندگان در اقتصاد، کاهش هزینه‌های مبادله و سرمایه‌گذاری را در پی داشته باشد و با تسهیل تأمین هر چه بیشتر نیازهای سرمایه‌گذاری از منابع بیرونی به فرایند حیاتی انباشت سرمایه در یک اقتصاد منجر گردد (بکررا[1] و همکاران، ۲۰۱۲: ۶۲۶).

نظام‌های مالی کارآمد با شناسایی و تأمین مالی فرصت‌های مناسب کسب‌وکار، تجهیز پس‌اندازها، پوشش و متنوع سازی ریسک و همچنین تسهیل مبادلات کالاها و خدمات موجب گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری می‌گردند. از سوی دیگر، افزایش کارایی در سیستم مالی درنهایت با بهبود تخصیص منابع، ارتقای سرمایه‌گذاری و تسریع در انباشت سرمایه، موجبات رشد بالاتر اقتصادی را فراهم می‌آورند (کرین[2] و همکاران، ۲۰۰۴: ۴). مدیریت نظام مالی بر عهده بانک مرکزی می‌باشد، بانک مرکزی با استفاده از ابزارهای سیاستی، نهادی و مقرراتی در اختیار خود، می‌تواند در راستای اصلاح و بهینه‌سازی ساختار این نظام گام بردارد. به‌عبارت دیگر بانک مرکزی به‌واسطه مسئولیت مدیریت و نظارت بر بازار پول و سرمایه، نقش مهمی در شکل‌گیری توسعه مالی ایفا می‌نماید (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۰).

دیدگاه‌های کنونی درباره مکانیزم انتقال پول نقش مهمی در توسعه بخش مالی و درک کارایی سیاست پولی ایفا می‌نماید. اساساً، انتقال سیاست پولی یک پروسه مالی با استفاده از سیستم مالی می‌باشد که از طریق آن سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد اثر می‌گذارد (شاکری و همکاران، ۱۳۹۸: ۷۹). در واقع، هر دو نوع پول اعتباری و سنتی، کانال‌های انتقال سیاست پولی از طریق سیستم مالی محسوب می‌گردند. به‌ویژه پول اعتباری به عنوان یک کانال انتقال بسیار قوی برای تأثیرگذاری سیاست پولی بر بخش واقعی اقتصاد محسوب می‌گردد (برنانکه و گرتلر[3]، ۱۹۹۵: ۳۴). از این‌رو، درجه توسعه بخش مالی برای توضیح کارایی سیاست پولی مهم فرض شده است به‌طوری‌که تأثیر سیاست پولی به شدت به ساختار و شرایط سیستم مالی بستگی دارد (کارنزا[4] و همکاران، ۲۰۱۰: ۸۴۹؛ میشر[5] و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۷۱-۲۷۹؛ ما و لین[6]، ۲۰۱۶: ۲).

کاهش تورم در سطح جهان در دوره ۱۹۹۰ تا ۲۰۰۷ به نوعی به انتخاب هدف گذاری تورمی به عنوان سیاست پولی توسط کشورهای توسعه یافته نسبت داده می‌شود (اسچمیدت-حبل[7]، ۲۰۰۸: ۱۳-۱۲). به تبعیت از آن، تعدادی از کشورهای در حال‌توسعه نیز هدف‌گذاری تورمی را به عنوان سیاست پولی و همچنین نرخ بهره را به عنوان مهم ترین ابزار سیاست پولی جهت حرکت به سمت نرخ ارز شناور انتخاب نمودند. در راستای انتخاب هدف‌گذاری تورمی به عنوان سیاست پولی در سال ۱۹۸۹ نیوزلند پیش‌قدم گردید و بعد از آن کشورهایی مانند کانادا و انگلستان این سیاست را اتخاذ نمودند، در دهه‌های اخیر هدف‌گذاری تورمی در میان بانک‌های مرکزی از محبوبیت گسترده‌ای برخوردار گردیده است (زرین اقبال و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۴). مطابق مطالعه صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۶)، در اواخر سال ۲۰۱۶، ۳۸ کشور (۱۰ کشور توسعه یافته و ۲۸ کشور در حال‌توسعه) سیاست هدف‌گذاری تورمی به عنوان سیاست پولی را اتخاذ نمودند. از نمونه‌های برجسته که اخیراً به سمت هدف‌گذاری تورمی حرکت کرده‌اند می‌توان به هند در اوایل سال ۲۰۱۵ و آرژانتین در سال ۲۰۱۷ اشاره نمود (اویانگ و راجان[8]، ۲۰۱۹: ۲۵).

با وجود محبوبیت هدف‌گذاری تورمی، این سیاست در طول بحران مالی جهانی و رکود اقتصادی به دلیل ناتوانی در مورد خطرات مالی، عدم تعادل و شکست در انتقال سیاست‌های نرخ بهره در طول این دوره، تحت انتقاداتی قرار دارد. به طور خاص، سونسون[9] (۲۰۱۰) اشاره می‌نماید که ممکن است فاکتورهای مالی اثر قوی و منفی بر روی مکانیسم انتقال داشته باشند. در مورد کشورهای در حال‌توسعه جایی که تورم در برخی موارد ناشی از طرف عرضه (مانند تورم مواد غذایی داخلی) می‌باشد، ممکن است کانال انتقال سیاست نرخ بهره به طور کارا عمل ننماید (اگنور و سیلوا[10]، ۲۰۱۳: ۷). در یک حالت پایه، سیاست

1. Becerra et al. (2012)
2. Creane et al. (2004)
3. Bernanke & Gertler (1995)
4. Carranza et al. (2010)
5. Mishra et al. (2012)
6. Ma & Lin (2016)
7. Schmidt-Hebbel (2008)
8. Ouyang & Rajan (2019)
9. Svensson (2010)
10. Agenor & Silva (2013)

نرخ بهره در دو مرحله عمل می‌نماید. مرحله اول: تغییر در نرخ‌های سیاستی نسبت به نرخ‌های بین‌بانکی بر حسب نرخ‌های بازار. این مرحله نیازمند دو پیش نیاز مهم می‌باشد: الف-نیاز به یک درجه از رقابت بین بانک‌های داخلی (همراه با کاهش نرخ بهره)؛ به‌طوری‌که تغییرات نرخ‌های سیاستی به نرخ‌های بین‌بانکی و وام‌های بانکی خرده‌فروشی و نرخ سپرده‌ها انتقال یابد و ب- بازار اوراق قرضه دولتی توسعه‌یافته؛ به‌طوری‌که نرخ‌های سیاستی بر نرخ‌های کوتاه‌مدت اسمی و بازده بلندمدت تأثیر بگذارد. مرحله دوم: تأثیر بر تقاضای کل و تورم (کوپلان و راجان[1]، ۲۰۱۷: ۳۷۴).

به صورت کلی انتظار می‌رود هدف‌گذاری تورمی در کشورهایی با ویژگی توسعه‌یافتگی مالی منجر به مدیریت تورم گردد، این در حالی است که تأثیر این سیاست‌گذاری بر تغییرات تورم مبهم می‌باشد. از یک طرف، سطح بالای توسعه مالی به بانک مرکزی این اجازه را می‌دهد تا با استفاده از نرخ‌های بهره به طور کارا تورم و نوسانات تورم را مدیریت نماید. به علاوه، اگر توسعه مالی دربردارنده دسترسی بیشتر به خدمات مالی باشد، این امر باعث هموارسازی مصرف گردیده و در نتیجه بانک مرکزی می‌تواند بیشتر بر روی تورم به عنوان عامل کاهنده ثبات تولید، تمرکز نماید. بنابراین تسهیلات با نرخ پایین‌تر و ثبات بیشتر نرخ تورم را به همراه دارد (مهروترا و یتمن[2]، ۲۰۱۵: ۸۸). از طرف دیگر یک بانک مرکزی با هدف‌گذاری تورمی، ممکن است کمتر به تغییرات نرخ‌هایی که عوامل اقتصادی با آن پوشش ریسک می‌نمایند علاقه داشته باشد، که به‌نوبه خود می‌تواند نوسانات قیمت‌های داخلی را در بر داشته باشد. به‌علاوه اینکه، دسترسی بیشتر به خدمات مالی به عوامل اقتصادی اجازه می‌دهد ریسک شوک‌های تورمی را پوشش دهند؛ بنابراین بانک مرکزی به تورم هدف اجازه تغییرات در دامنه گسترده‌تری را می‌دهد تا اهدافی مانند ثبات مالی و رشد تولید را حل نماید (اویانگ و راجان[3]، ۲۰۱۹: ۲۵).

اگرچه رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی پیچیده می‌باشد، اما به‌صورت کلی یک سیستم مالی کارا پیش‌نیاز یک سیاست پولی کارا در نظر گرفته می‌شود. با این حال تفاوت ساختار مالی در کشورهای مختلف منجر به ایجاد تفاوت در مکانیزم انتقال پول و همچنین اثرات نامتقارن سیاست پولی در آن کشورها می‌گردد. به عنوان مثال افزایش نوآوری مالی در اقتصادی توسعه‌یافته و رقابتی منجر به کاهش کارایی سیاست پولی می‌گردد، به این دلیل که ساختار رقابتی اقتصاد برای عوامل بخش خصوصی در مقابل شوک‌های پولی و تغییرات نامطلوب هزینه، یک مکانیسم بیمه‌ای فراهم می‌نماید. در حالی که کارایی سیاست پولی در اقتصادهایی با سیستم مالی ضعیف و وابستگی زیاد شرکت‌ها به اعتبارات بانکی، بیشتر می‌باشد. از طرف دیگر با کمبود منابع بانک‌ها، اعطای اعتبار به‌صورت قابل‌ملاحظه‌ای محدود می‌گردد و ممکن است سیاست پولی کارایی کمتری داشته باشد یا، در بهترین حالت در بلندمدت اثر مبهمی بر بخش واقعی اقتصاد داشته باشد (کارنزا و همکاران، ۲۰۱۰: ۸۵۰). بنابراین وجود هر دو رابطه مثبت و منفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی منطقی به نظر می‌رسد.

همان‌گونه که سیاست‌های بانک مرکزی و دولت بر عملکرد بازار سرمایه، بازار پول، مؤسسات مالی و شکل‌گیری توسعه مالی تأثیر می‌گذارند، تشکیل توسعه مالی نیز می‌تواند سیاست‌های دولت و بانک مرکزی را تحت تأثیر قرار دهد؛ این مطالعه در راستای درک درست این رابطه به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی هدف‌گذاری تورمی و سیاست پولی برای ۱۳ کشور عضو OPEC و ۳۶ کشور عضو OECD اقدام می‌نماید، چرا که درک درست این رابطه به سیاست‌گذاران کمک می‌نماید تا سیاست‌های مؤثرتر و کاراتری را در تقابل با تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی اتخاذ نمایند. در این راستا مطالعه حاضر به شرح زیر سازماندهی شده است.

بخش دوم به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته است؛ بخش سوم به بررسی مدل مورد استفاده در تحقیق تخصیص داده شده است، بخش چهارم برآورد شاخص جامع توسعه مالی، تصریح مدل و تفسیر نتایج تجربی را در بر دارد؛ و در نهایت بخش پایانی به نتیجه‌گیری و جمع‌بندی پرداخته است.

۲- ادبیات موضوع

توسعه مالی یک مفهوم چندوجهی است که افزون بر توسعه بخش بانکی، ابعاد دیگری چون توسعه بازار سرمایه، توسعه بخش پولی و سیاست‌گذاری پولی، مقررات و نظارت بانکی، باز بودن بخش مالی و محیط نهادی را نیز در بر می‌گیرد. همچنین توسعه مالی می‌تواند با فراهم آوردن بستر و توسعه کانال‌های

1. Gopalan & Rajan (2017)
2. Mehrotra & Yetman (2015)
3. Ouyang & Rajan (2019)

پولی و مالی بر چگونگی اثربخشی سیاست‌های پولی که هدف نهایی آنها ثبات قیمت‌ها و تولید و سطح بالای اشتغال است، اثرگذار باشد. همان‌گونه که سیاست پولی بر بازارهای پولی و مالی تأثیر می‌گذارد، روشن است که اندازه و عمق بخش مالی نیز بر کارایی سیاست پولی اثر می‌گذارد. در حقیقت با توجه به تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی و ثبات بلندمدت که توجه بسیاری از محققان را به خود جلب کرده است و مطالعات بسیاری در این زمینه صورت پذیرفته است، بررسی تأثیر بازارهای مالی توسعه‌یافته‌تر در ثبات کوتاه‌مدت و کارایی سیاست‌های پولی نیز امری مهم است که کمتر مورد توجه قرار گرفته است.

از جمله اولین مطالعاتی که در این زمینه انجام پذیرفته، مطالعه سچتی[1] است. در این مطالعه به مفهوم وابستگی بانک‌ها به وام‌های بانکی و ساختار قانونی و مالی پرداخته است. وی یک نمونه ۱۶ تایی از کشورها را که در اندازه، تمرکز و سلامت سیستم بانکی‌شان با هم متفاوت‌اند در نظر می‌گیرد و به دنبال این است که ثابت کند چگونه این تفاوت در ساختار مالی بر کارایی سیاست پولی اثر می‌گذارد. نتایج وی نشان می‌دهد که کشورهایی با بانک‌های کوچک‌تر و سیستم بانکی ناسالم‌تر، دسترسی ضعیف‌تری به بازار سرمایه دارند. کشورهایی با بانک‌های بزرگ‌تر و سیستم بانکی سالم‌تر، بازارهای سرمایه عمیق و توسعه‌یافته، حساسیت بیشتری به تغییرات سیاست نشان می‌دهند. نتیجه مهم مطالعه وی این است که ماهیت روش انتقال سیاست پولی به‌طور واضح از ساختار سیستم مالی یک کشور تأثیر می‌پذیرد (سچتی، ۱۹۹۹: ۲۶–۲۵).

در ادامه سچتی و کراس[2] در مقاله خود اقتصاد کلان را در تعدادی از کشورهای صنعتی و در حال‌توسعه در دو دهه ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰ بررسی کرده‌اند. نتایج بررسی حاکی از بهبود چشمگیر در عملکرد اقتصاد کلان و کاهش تغییرپذیری تورم و تولید است. ایشان نشان می‌دهند که این ثبات به دنبال تغییرات اساسی در ساختار مالی و کاراتر شدن سیاست‌های پولی بوده است. نه‌تنها بانک‌های مرکزی مستقل‌تر شده‌اند بلکه ماهیت دخالت دولت در سیستم‌های بانکی نیز به‌طور قابل‌ملاحظه‌ای تغییر کرده است. به عقیده آنها تغییر در ساختار مالی با تأکید بر دو مؤلفه کاهش مالکیت مستقیم دولتی دارایی‌های سیستم بانکی و ایجاد تضمین آشکار برای سپرده‌ها، کارایی سیاست پولی و ثبات بیشتر تولید و تورم را بهبود بخشیده است. سچتی و کراس مؤلفه‌های تغییر ساختار مالی را تغییر مالکیت دولتی دارایی‌های بانک‌ها و ایجاد تضمین سپرده و معیار کاراتر شدن سیاست پولی را کاهش تغییرپذیری تولید و تورم می‌دانند (سچتی و کراس، ۲۰۰۱: ۲۳–۲۲).

کراس و ریوجا[3] نیز در مقاله خود با استفاده از روش GMM به بررسی عملکرد اقتصاد کلان در ۳۷ کشور صنعتی و در حال‌توسعه در سال‌های ۱۹۹۸–۱۹۸۵ پرداخته‌اند. آنها در این مطالعه بهبود چشمگیر در عملکرد اقتصادی این کشورها را به توسعه بخش مالی نسبت می‌دهند که به عقیده آنها این توسعه بخش مالی سیاست‌های پولی را کاراتر کرده و عملکرد اقتصاد کلان را بهبود بخشیده است. همچنین اثر مؤلفه‌های استقلال بانک مرکزی (CBI)، هدف‌گذاری تورم (IT) و عضویت در اتحادیه پولی اروپا (EMU) را که مورد توجه بسیاری از محققان بوده، بر کارایی سیاست پولی بررسی کردند. نتیجه این مطالعه دلالت بر این داشته که بازارهای مالی توسعه‌نیافته‌تر، نظارت برای استقلال بانک مرکزی، هدف‌گذاری تورم و عضویت در اتحادیه پولی اروپا به طرز چشمگیری به تحقق سیاست پولی کاراتر کمک می‌کند و در این میان تفاوتی بین کشورهای صنعتی و در حال‌توسعه وجود ندارد (کراس و ریوجا، ۲۰۰۶: ۱۹–۱۸).

در مطالعات جدیدی که در این زمینه انجام پذیرفته، نتایج دیگری حاصل شده است. به عنوان مثال سامبا و امباسی[4] تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های کلان بر کشورهای عضو جامعه پولی و اقتصادی آفریقای مرکزی (CAEMC[5]) را در دوره ۱۹۸۶ تا ۲۰۰۶ مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در برخی کشورها توسعه مالی کارایی سیاست مالی را بهبود داده است و از طرف دیگر از سه متغیر توسعه مالی استفاده شده تنها عمق مالی با کارایی سیاست پولی ارتباط داشته است. شاخص اصلی مورد استفاده برای توسعه مالی در این مطالعه "اعتبار پرداختی بانک‌های داخلی به بخش خصوصی بر حسب درصدی از GDP" می‌باشد، که بر اساس نتایج این مطالعه ارتباطی با سیاست پولی ندارد (سامبا و امباسی، ۲۰۱۶: ۷–۶).

از طرف دیگر، ما و لین[6] در مطالعه‌ای تحت عنوان توسعه

1. Cecchetti (1999)
2. Cecchetti & Krause (2001)
3. Krause & Rioja (2006)
4. Samba & Mbassi (2016)
5. Central African Economic and Monetary Community
6. Yong Ma & Xingkai Lin (2016)

مالی و کارایی سیاست پولی به بررسی رابطه بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی برای ۴۱ کشور با استفاده از پنل دیتا پرداختند. در این مطالعه از نسبت اعتبارات بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی، نسبت ارزش بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی و نسبت اعتبارات بخش خصوصی به‌علاوه ارزش بازار سرمایه به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان نماینده متغیر توسعه مالی بهره گرفته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که کارایی سیاست مالی در سیستم‌های توسعه‌یافته مالی کاهش می‌یابد (ما و لین، ۲۰۱۶: ۱۱-۱۰).

همچنین افیونگ[1] و همکاران در مطالعه خود با استفاده از روش پنل برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰، ۳۹ کشور آفریقایی را مورد مطالعه قرار دادند، در این مطالعه از "اعتبار اعطایی به بخش خصوصی به GDP" به‌عنوان نماینده متغیر توسعه مالی بهره گرفته شده است. نتایج این مطالعه نشان داده که رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی در آفریقا وجود دارد، همچنین رابطه معناداری بین توسعه مالی و رشد اقتصادی وجود ندارد. از طرف دیگر رابطه منفی با تورم وجود دارد (افیونگ و همکاران، ۲۰۱۷: ۲۲-۲۱).

اویانگ و راجان در مطالعه خود به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی هدف‌گذاری تورمی پرداختند. برای این منظور آنها از برآوردگر پنل پویا برای ۵۴ کشور در حال‌توسعه برای دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۰ استفاده نموده‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد بدون در نظر گرفتن سطح توسعه مالی، هدف‌گذاری تورمی به صورت چشمگیری در کشورهای در حال‌توسعه تورم را کاهش می‌دهد، در حالی که هدف‌گذاری تورمی زمانی تغییرات نرخ تورم را کاهش می‌دهد که بازارهای مالی توسعه‌یافته باشند. اما با لحاظ نمودن توسعه مالی، در سطوح بالای توسعه بازار مالی تأثیر هدف‌گذاری تورمی بر تورم تقویت می‌گردد در حالی که تأثیر آن بر تغییرات تورم تضعیف می‌گردد. این مطالعه تأکید می‌نماید که عملکرد هدف‌گذاری تورمی به شدت وابسته به دسترسی به خدمات مالی و ویژگی‌های سیستم بانکی می‌باشد. در حالی که عملکرد هدف‌گذاری تورمی در تغییرات تورم بیشتر به اجزای بازارهای مالی مرتبط می‌باشد (اویانگ و راجان، ۲۰۱۹: ۳۴).

در این زمینه تنها یک مطالعه در داخل کشور توسط جهانگرد و علی عسگری انجام گرفته است. نویسندگان در این مطالعه به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی پرداخته‌اند. در این مطالعه از سه شاخص اعتبارات بخش خصوصی، تعهدات نقدینگی یا بدهی‌های نقدی و شاخص کلیت مالی برای بازار سهام (شامل سرمایه‌ای شدن، نسبت گردش وجوه و ارزش مبادله شده)، به‌عنوان شاخص‌های توسعه مالی استفاده شده است. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که در کشورهای مورد بررسی توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی اثر مثبت و معنی‌دار دارد. این نتیجه‌گیری با مطالعات جدید صورت گرفته در این زمینه مغایر می‌باشد (جهانگرد و علی عسگری، ۱۳۹۰: ۱۶۷-۱۶۶).

به لحاظ اهمیت متغیر توسعه مالی، همان‌گونه که در مطالعات اشاره شده فوق مشخص می‌باشد در سالیان اخیر از جنبه‌های گوناگونی به این موضوع پرداخته شده است، که گستردگی تأثیر این متغیر را بر بخش واقعی اقتصاد نشان می‌دهد. یکی از کاستی‌هایی که در اکثر مطالعات ارائه شده در زمینه توسعه مالی ملاحظه می‌گردد، عدم استفاده از یک شاخص جامع که تمام جوانب این متغیر را نشان دهد می‌باشد که این موضوع باعث می‌گردد در برخی موارد نتایج گمراه‌کننده‌ای نیز از این مطالعات استخراج گردد که نمونه‌هایی از آن در قسمت فوق ملاحظه می‌گردد. این مطالعه در راستای تکمیل نمودن مطالعات پیشین، اقدام به بهره‌گیری از شاخص جامع توسعه مالی در کنار روش‌های به‌روز سنجش کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی نموده است.

۳- روش‌شناسی

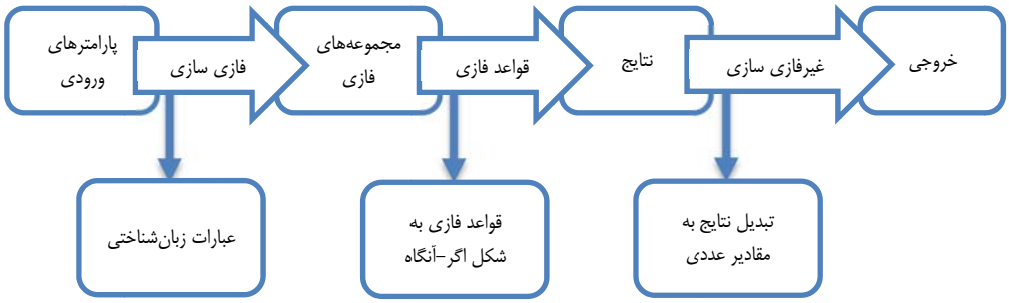
اولین گام در برآورد شاخص توسعه مالی، انتخاب متغیرهای مؤثر بر توسعه مالی می‌باشد. برای این منظور، متغیرهای مورد نظر از مطالعه اسوریدزنکا (۲۰۱۶) استخراج شده و طبق نمودار (۲) شاخص جامع توسعه مالی از طریق منطق فازی برآورد شده است.

۳-۱- متدولوژی منطق فازی

امروزه منطق فازی به ابزاری مهم در زمینه‌های مختلف اعم از مهندسی کنترل و سیستم‌های تجاری تبدیل شده است. منطق فازی، الگوریتم متکی بر استفاده از عبارات زبان شناختی برای توصیف مقادیر متغیرها و روابط بین آنها می‌باشد. این نظریه قادر است بسیاری از مفاهیم، متغیرها و سیستم‌هایی را که نادقیق و مبهم هستند (شاخص‌ها و متغیرهایی که داده‌های

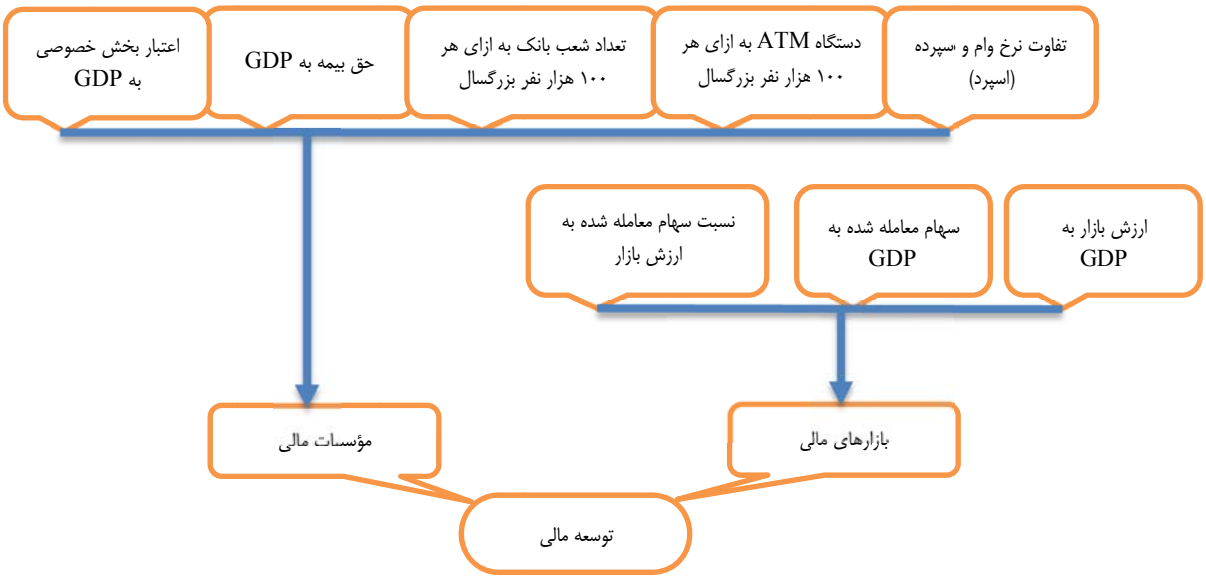
1. Effiong et al. (2017)

مستقیمی برای آنها وجود ندارد مانند امنیت اقتصادی، توسعه مالی و ...) در قالب ریاضی درآورده و قابل سنجش نماید و زمینه را برای استدلال، استنتاج، کنترل و تصمیم‌گیری در شرایط عدم اطمینان را فراهم نماید.



نمودار ۱. فرایند کلی منطق فازی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. فرایند کلی برآورد شاخص توسعه مالی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌کارگیری منطق فازی دارای سه مزیت عمده می‌باشد: ۱- اجتناب از محاسبات پیچیده مدل‌های اقتصادسنجی و ریاضی، ۲- استفاده از قواعد فازی با الفاظ وابسته زبان‌شناختی برای فهمیدن و درک آسان‌تر آن ۳- قدرت اندازه‌گیری بالا. فرایند کلی منطق فازی در نمودار (۱) آورده شده است. همچنین در نمودار (۲) فرایند کلی برآورد شاخص توسعه مالی (متغیرهای مورد استفاده و روند محاسبات) آورده شده است.

۳-۲- مدل مطالعه

در این مطالعه کارایی سیاست پولی با توجه به وضعیت توسعه مالی مطابق روش به کار گرفته شده توسط افیونگ و همکاران (۲۰۱۷) مورد بررسی قرار می‌گیرد. مدل تجربی مطالعه به شرح زیر است:

(۱)

$$\Delta y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{Q} \beta_i^{y} \Delta y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \beta_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + X_{j,t} + u_{j,t}^{y}$$

(۲)

$$\Delta \pi_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{Q} \gamma_i^{p} \Delta \pi_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} \gamma_i^{m} \Delta m_{j,t-i} + X_{j,t} + u_{j,t}^{p}$$

که در آن j اندیس کشورها و t اندیس زمان می‌باشد. Δy نرخ رشد تولید، $\Delta\pi$ تفاوت نرخ تورم واقعی از نرخ تورم هدف، Δm نرخ رشد پول، X سایر متغیرها (متغیرهای معادله نرخ رشد تولید عبارت‌اند از: سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی، مخارج مصرفی دولت، تورم و نرخ ارز واقعی مؤثر و متغیرهای معادله تورم عبارت‌اند از: واردات و نرخ ارز واقعی مؤثر) و ΔOIL نرخ رشد قیمت نفت به عنوان شوک‌های احتمالی سمت عرضه می‌باشند.

برای محاسبه تأثیر توسعه مالی بر تأثیرات رشد پول بر تولید و هدف‌گذاری تورمی، یک دوره اثر متقابل برای توسعه به شکل زیر در نظر گرفته شده است:

(۳)

$$\beta_{j,t-i}^{m} = v_i^m + v_i^f fd_{j,t-1}$$

(۴)

$$\gamma_{j,t-i}^{m} = \phi_i^m + \phi_i^f fd_{j,t-1}$$

که در آن $fd_{j,t}$ توسعه مالی کشور j در زمان t می‌باشد، Φ و v پارامتر می‌باشند با ترکیب معادله ۳ در معادله ۱، معادله تولید که اثر توسعه مالی بر رشد پول و رشد تولید را نشان می‌دهد، ارائه می‌گردد. این در حالی است که از ترکیب معادله ۴ در معادله ۲، معادله تورم به دست می‌آید تا تأثیر توسعه مالی بر رشد پول و هدف‌گذاری تورمی محاسبه گردد. معادلات حاصل به شرح زیر می‌باشد:

(۵)

$$\Delta y_{j,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^{Q} \beta_i^y \Delta y_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \beta_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} (v_i^m \Delta m_{j,t-i} + v_i^{fm} fd_{j,t-1} \Delta m_{j,t-1}) + X_{j,t} + u_{j,t}^{y}$$

(۶)

$$\Delta \pi_{j,t} = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{Q} \gamma_i^p \Delta \pi_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{R} \gamma_i^{oil} \Delta OIL_{j,t-i} + \sum_{i=0}^{S} (\phi_i^m \Delta m_{j,t-i} + \phi_i^{fm} fd_{j,t-1} \Delta m_{j,t-1}) + X_{j,t} + u_{j,t}^{p}$$

که در آن $fd_{j,t-1}\Delta m_{j,t-1}$ اثر متقابل بین توسعه مالی و رشد پول بر رشد تولید و هدف‌گذاری تورمی را نشان می‌دهد. قدرت کلی سیاست پولی در رشد تولید و هدف‌گذاری تورمی در معادلات ۵ و ۶ به راحتی از مجموع ضرایب رشد پول تعیین می‌شود، یعنی به ترتیب $\sum_{i=0}^{s} v_i^m$ و $\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$ می‌باشد. برای مثال، شوک‌های سیاست پولی (یک افزایش در Δm) مقدار بزرگ‌تر در این ضرایب، به یک اثر بزرگ‌تر در تأثیر سیاست پولی بر رشد تولید و هدف‌گذاری تورمی منجر می‌گردد. در حالت معکوس برای مقادیر کوچک‌تر، نشان‌دهنده تعدیل اثر سیاست پولی می‌باشد. علاوه بر این، تمرکز اصلی در این مقاله، بر ضرایب اثرات متقابل بین توسعه مالی و رشد پول است. به این معنا که $\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$ و $\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$ اندازه‌گیری تأثیر توسعه مالی بر رشد پول بر تولید و هدف‌گذاری تورمی می‌باشد. مخصوصاً اگر علامت ضرایب مثبت (منفی) باشد، به این مفهوم می‌باشد که سطح بالاتری از توسعه مالی، تأثیر سیاست پولی را بر رشد تولید و هدف‌گذاری تورمی تقویت (تعدیل) خواهد کرد. شایان ذکر است که میزان تأثیر به اندازه ضریب بستگی دارد.

در این مطالعه از روند بلندمدت تورم به عنوان پراکسی تورم هدف بهره گرفته شده است و تفاوت آن از تورم واقعی به عنوان متغیر وابسته وارد مدل شده است. جهت استخراج روند بلندمدت تورم از فیلتر هودریک–پرسکات استفاده شده است.

منطق استفاده از فیلتر هودریک– پرسکات آن است که این روش می‌تواند به تفکیک یک تکانه مشاهده شده به اجزای دائمی و موقت کمک نماید. فیلتر هودریک– پرسکات با حداقل کردن مجموع مجذورات انحراف متغیر سری زمانی y_t از روند آن (t) به دست می‌آید. y_t در قالب معادله زیر از یک مؤلفه روند، یک مؤلفه چرخه و یک مؤلفه خطا تشکیل شده است:

(۷)

$$y_t = \tau_t + c_t + \epsilon_t$$

در واقع مقادیر روند فیلتر هودریک–پرسکات مقادیری هستند که رابطه زیر را حداقل می‌کند:

(۸)

$$\left(\sum_{t=1}^{T} (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2 \right)$$

که در آن T تعداد مشاهدات، λ پارامتر عامل موزون است که میزان هموار بودن روند را تعیین می‌کند و مقدار آن برای آمارهای سالانه برابر با ۱۰۰ و برای آمارهای فصلی برابر با ۱۶۰۰ می‌باشد. تأثیر این پارامتر در این است که از آمار سری زمانی مورد بررسی، دوره‌هایی با فرکانس کمتر از هشت سال را

حذف می‌کند. این فیلتر دوطرفه بوده و از این‌رو شکل تغییر فاز دوره را از بین می‌برد.

۳-۳- داده‌ها و متغیرها

متغیرهـا عبارتنـد از: عرضـه پـول (M2) شـاخص قیمـت مصرف‌کننده (CPI) تولید ناخالص داخلی (GDP) قیمت نفـت (OIL)، سرمایه‌گذاری ناخـالص داخلـی (FC)، واردات کـالا و خدمات (IMPG)، مخارج دولت (GGE)، نرخ ارز واقعی مـؤثر (REI)، تورم (INF)، هدف‌گذاری تورمی (π) و مقـدار توسـعه مالی (FD). هفت متغیر اول به صورت نرخ رشد (یعنـی درصـد تغییر سالانه) بیان می‌گردند. در این مطالعه داده‌های ۴۹ کشور[1] بـرای دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۱ از مرکـز داده‌هـای بانـک جهـانی استخراج و مورد استفاده قرار خواهد گرفت. این مطالعه ابتدا بـر روی برآورد شاخص جامع توسعه مالی تمرکز دارد. بـدین گونـه که متغیرهای تأثیرگذار بر توسعه مالی از مطالعه (اسـوریدزنکا[2]، ۲۰۱۶) تحت عنوان "معرفی یک شاخص جدید گسترده توسعه مـالی" اسـتخراج شـده و بـا اسـتفاده از روش منطـق فـازی دومرحله‌ای، شاخص ترکیبی توسعه مالی برآورد می‌گردد.

٤- نتایج برآورد مدل

٤-١- نتایج برآورد شاخص توسعه مالی

در این بخش با استفاده از مطالعه اسـوریدزنکا (۲۰۱۶) درصـدد برآورد شاخص ترکیبی توسعه مالی برمی‌آییم. برای این منظـور متغیرهای مدنظر مطالعه مذکور (نمودار ۲) استخراج و با استفاده از منطق فازی (نمودار ۱) شاخص ترکیبی توسعه مـالی بـرآورد گردید. این شاخص توسـط منطـق فـازی دو مرحلـه‌ای بـرآورد گردیده است. بدین صورت که ابتدا زیرشاخص‌های "مؤسسـات مالی" و "بازارهای مالی" برآورد گردیده و سپس بر اساس این زیرشاخص‌ها، شاخص توسعه مـالی بـرآورد شـده اسـت. نتـایج برآورد شاخص توسعه مالی برای سـال‌هـای ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ در جدول (۱) آورده شده است. شاخص برآورد شده عـددی بـین ۰ تا ۱۰۰ می‌باشد، که عدد ۱۰۰ نشان دهنده توسعه‌یافتگی کامل مالی می‌باشد و عدد صفر نشان دهنده عدم توسعه‌یافتگی کامل مالی می‌باشد.

همان‌طور که در جدول (۱) مشـخص مـی‌باشـد، بـالاترین امتیاز شاخص توسعه مالی در کشورهای مورد بررسی مربوط به ایالات متحده آمریکا با ۹۴/۱ امتیاز بوده که این رقـم در سـال ۲۰۱۳، ۹۳/۹ بوده است که بـا شـاخص محاسـبه شـده توسـط صندوق بین‌المللی پول (۸۷/۷) متفـاوت مـی‌باشـد و همچنـین کمترین میزان نیز متعلق به کشور لیبی با ۱/۹ امتیاز مـی‌باشـد که این رقم در سال ۲۰۱۳، ۱/۸ می‌باشد، این در حالی است که این رقم در محاسبات شاخص بین‌المللی پول ۱۳/۶ بوده است.

٤-٢- نتایج مدل اصلی

جهت تحلیل یافته‌ها در این مطالعه از روش به کار گرفته شـده در مطالعه کـاراس[3] (۱۹۹۹) بهـره گرفتـه شـده اسـت. در ایـن مطالعه نیز مانند مـدل کـاراس بـرای بـه دسـت آوردن درجـه پایداری رگرسیون، تنها از وقفه درجه اول رشد تولیـد ناخـالص داخلی و تورم در رگرسیون‌های هـدف‌گـذاری تـورمی و تولیـد استفاده شده است. همچنین جهت سنجش تأثیر هم‌زمان، وقفه اول متغیر رشد قیمت نفت را نیز وارد مـدل مـی‌کنـیم. منطـق ایجاب می‌کند برای داشتن مدل ساده[4] وقفه‌های مختلف رشـد پول و رابطه متقابل آن با توسعه مالی کاهش داده شود. قبـل از اینکه اثرات احتمالی توسعه مالی وارد مـدل گـردد، مـدل‌هـای اولیه برای معادلات (۱) و (۲) برآورد شده است. تخمین معادلـه (۱) و (۲) رگرسیون هدف‌گـذاری تـورمی و رشـد تولیـد بـرای کشورهای OECD و OPEC به ترتیب در ستون‌های ۵-۱ و ۱۰-۶ جداول (۲) و (۳) ارائه شده است:

همان‌طور که در جداول (۲) و (۳) مشخص می‌باشد، رشـد تولید و هدف‌گذاری تورمی میـزان قابـل‌تـوجهی از پایـداری را نشان می‌دهد. در کشـورهای OECD رشـد قیمـت نفـت، در سطح و وقفه درجه اول به ترتیب تأثیر مثبت و منفـی بـر رشـد تولید دارد و در سطح تأثیر منفی و مثبت بر هدف‌گذاری تورمی دارد، که هر دوی این اثرات از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشـند. این در حالی است که در کشورهای OPEC رشد قیمت نفـت، در سطح و وقفه درجه اول تأثیر مثبت بر رشد تولیـد دارد، ایـن اثرات در سطح از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد. ایـن در حـالی است که در سطح و وقفه درجه اول بـه ترتیـب تـأثیر منفـی و

۱. کشورهای OPEC: الجزایر، ایران، عراق، کویت، لیبی، نیجریه، عربسـتان سعودی، امارات متحده عربی، اکوادور، آنگولا، ونزوئلا و کنگـو، کشـورهای OECD: اتریش، بلژیک، کانادا، دانمارک، فرانسـه، آلمـان، یونـان، ایسـلند، ایرلند، لوکزامبورگ، هلند، نروژ، پرتغـال، اسـپانیا، سـوئد، سـوئیس، ترکیـه، انگلیس، آمریکا، ایتالیا، ژاپن، نیوزیلنـد، فنلانـد، اسـترالیا، جمهـوری چـک، مجارستان، مکزیـک، کـره جنـوبی، لهسـتان، جمهـوری اسـلواکی، لتـونی، اسلوونی، استونی، لیتوانی، یونان و فلسطین اشغالی

2. Svirydzenka (2016)

3. Karras (1999)

4. Parsimonious Model

مثبت بر هدف‌گـذاری تـورمی دارد و فقـط سـطح آن معنـی‌دار می‌باشد.

جدول ۱. رتبه و امتیاز توسعه مالی سال‌های ۲۰۱۶ و ۲۰۱۷ برای کشورهای اوپک و OECD

رتبه	کشور	2016	2017	رتبه	کشور	2016	2017
1	ایالات‌متحده	94/4	94/1	26	اتریش	16.4	16/7
2	ژاپن	92	92/8	27	یونان	14/7	14/9
3	کره جنوبی	88/5	90	28	استونی	15	14/9
4	سوئیس	87/5	87/9	29	لهستان	13/4	14/5
5	کانادا	79/6	86/5	30	امارات متحده عربی	15/1	14/5
6	ایتالیا	83/6	83/2	31	لتونی	15/7	14
7	استرالیا	73/6	74	32	عربستان سعودی	19/8	13/2
8	انگلستان	71/9	72/8	33	بلژیک	13/1	13/1
9	اسپانیا	52/1	64/9	34	مکزیک	13/6	12/9
10	هلند	41/9	52/1	35	مجارستان	13/3	12/9
11	پرتغال	48/8	48	36	اسلوونی	12/4	12/1
12	سوئد	43/2	43/9	37	ایران	10/5	10/7
13	فرانسه	42/2	43	38	جمهوری اسلواکی	8/7	9/1
14	لوکزامبورگ	35/6	35	39	ونزوئلا	6/9	8/9
15	دانمارک	34/9	34/1	40	لتونی	11	7/2
16	ایسلند	21/1	33/7	41	کویت	7/1	6/8
17	نروژ	30/8	30/6	42	اکوادور	5/2	5/1
18	نیوزلند	29/8	29/8	43	کنگو	3	3/1
19	فنلاند	29/5	27/6	44	الجزایر	2/9	3/1
20	آلمان	24/9	26/5	45	گابن	3/2	3
21	ترکیه	24	23/7	46	نیجریه	2/2	2/8
22	جمهوری چک	20/3	20/4	47	گینه	2/4	2/3
23	شیلی	18/8	19/7	48	آنگولا	2/8	2/3
24	ایرلند	19/6	17/6	49	لیبی	2/9	1/9
25	فلسطین اشغالی	16/9	17/2				

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یافته جدول ۲ نشان می‌دهد در کشـورهای OECD نـرخ ارز واقعی مؤثر بر رشد تولید تأثیر منفی و بر تورم تأثیر مثبـت و معنی‌داری دارد، از طرف دیگر سرمایه‌گذاری داخلـی و مخـارج دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشـد تولیـد دارد و همچنـین تورم تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد تولید دارد.

بر اساس جدول (۲)، در کشورهای OECD، اثر رشد پـول بر رشد تولید در سطح و وقفه‌های ۱، ۲ و ۳، مثبت می‌باشد کـه در وقفه‌های ۲ و ۳ معنی‌دار نمی‌باشد که نشان دهنـده خنثـایی پول در بلندمدت می‌باشد. متغیـر رشـد پـول در وقفـه ۴، تـأثیر منفی و معناداری بر رشد تولید داشته است. همچنین تأثیر رشـد پول بر هدف‌گذاری تورمی منفی بوده و از نظر آماری معنـی‌دار نمی‌باشد. در کشورهای OPEC، اثر رشد پول بر رشد تولید در سطح، وقفه دوم و وقفه چهارم، مثبت می‌باشد. متغیر رشد پـول در وقفه‌های ۱ و ۳، تأثیر منفـی بـر رشـد تولیـد داشـته اسـت. همچنین تـأثیر رشـد پـول بـر هـدف‌گـذاری تـورمی معنـی‌دار نمی‌باشد. شایان ذکر است که در ایـن مطالعـه اثـرات انفـرادی متغیرها مدنظر نبوده و بیشتر تمرکـز بـر اثـرات تجمیعـی آنهـا می‌باشد. بـه‌عبـارت دیگـر تأکیـد بـر میـزان مجمـوع ضـرایب ($\sum_{i=0}^{s} v_i^m \ \sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$) می‌باشد.

اثر تجمعی رشد پول بر رشد تولیـد در معـادلات اول و دوم به ترتیب اثر ۵ و ۹ درصدی می‌باشد. این در حالی است که اثر تجمعی رشد پول بر رشد تولید در کشـورهای اوپـک معـادلات اول و دوم به ترتیب اثر ۵ و ۵ درصدی می‌باشد.

جدول ۲. معادلات اولیه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OECD

متغیر وابسته: هدف‌گذاری تورمی						متغیر وابسته: رشد تولید					
معادله ۱۰	معادله ۹	معادله ۸	معادله ۷	معادله ۶	متغیرها	معادله ۵	معادله ۴	معادله ۳	معادله ۲	معادله ۱	متغیرها
0/09	0/09	0/10	0/11	0/12	$\Delta\pi_{t-1}$	0/02	0/03	0/03	0/03	0/04	Δy_{t-1}
0/06	0/06	0/03	0/03	0/01		0/63	0/49	0/49	0/49	0/30	
0/04	0/04	0/04	0/05	0/04	IMPG	0/17	0/17	0/17	0/17	0/17	FC
0/00	0/00	0/00	0/00	0/00		0/00	0/00	0/00	0/00	0/00	
0/05	0/05	0/05	0/05	0/04	REI	-0/06	-0/06	-0/06	-0/06	-0/05	REI
0/00	0/00	0/00	0/00	0/00		0/00	0/00	0/00	0/00	0/00	
						0/23	0/23	0/24	0/24	0/27	GGE
						0/00	0/00	0/00	0/00	0/00	
						-0/25	-0/27	-0/27	-0/26	-0/20	INF
						0/00	0/00	0/00	0/00	0/01	
−0/03	−0/03	−0/03	−0/03	−0/03	Δoil_t	0/02	0/02	0/02	0/02	0/02	Δoil_t
0/00	0/00	0/00	0/00	0/00		0/00	0/00	0/00	0/00	0/00	
0/00	0/00	0/00	0/00	0/00	Δoil_{t-1}	-0/01	-0/01	-0/01	-0/01	-0/01	Δoil_{t-1}
0/42	0/48	0/49	0/47	0/54		0/25	0/19	0/19	0/17	0/16	
-0/01	-0/01	-0/01	-0/01	-0/01	Δm_t	0/04	0/04	0/04	0/04	0/05	Δm_t
0/39	0/46	0/50	0/57	0/28		0/01	0/01	0/01	0/01	0/00	
−0/02	−0/02	−0/02	−0/02		Δm_{t-1}	0/05	0/05	0/05	0/05		Δm_{t-1}
0/00	0/00	0/00	0/00			0/00	0/00	0/00	0/00		
-0/02	-0/02	-0/02			Δm_{t-2}	0/00	0/01	0/00			Δm_{t-2}
0/01	0/01	0/01				0/75	0/64	0/78			
-0/01	-0/01				Δm_{t-3}	0/00	0/00				Δm_{t-3}
0/18	0/13					0/78	0/91				
-0/00					Δm_{t-4}	-0/02					Δm_{t-4}
0/46						0/07					
-3/96	-4/00	-4/10	-4/20	-4/03	مقدار ثابت	6/95	6/92	6/89	7/01	6/51	مقدار ثابت
0/00	0/00	0/00	0/00	0/00		0/00	0/00	0/00	0/00	0/000	
−0/06	−0/06	−0/05	−0/03	−0/01	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	0/07	0/10	0/09	0/09	0/05	$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بر اساس جدول (۳)، سرمایه‌گذاری ناخالص داخلی و مخارج دولت تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد تولید دارد و همچنین واردات کالا و خدمات تأثیر مثبت و معنی‌داری بر تورم دارد.

پس از رگرسیون‌های ابتدایی که در جداول (۲) و (۳)، تأثیر توسعه مالی در جدول (۴) و (۵) آورده شده است. همان‌طور که مشخص می‌باشد، معرفی متغیر توسعه مالی نتایج جدول (۴) را به‌طور قابل‌توجهی تغییر نمی‌دهد. AR(1) برای هدف‌گذاری تورمی هنوز هم سطح قابل‌توجهی از پایداری را نشان می‌دهد. رشد قیمت نفت به طور معنی‌داری در سطح و با یک وقفه، به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر رشد تولید دارد. بنابراین مقدار کمی و علامت تأثیر تجمعی رشد پول با وجود معرفی متغیر توسعه مالی در مقایسه با جدول (۲) تفاوت چندانی نشان نمی‌دهد. اثرات تجمعی توسعه مالی بر رشد تولید از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. علاوه بر این، تأثیر توسعه مالی بر رشد بسیار ناچیز و در حد صفر می‌باشد. این در حالی است که اثر تجمعی توسعه مالی بر هدف‌گذاری تورمی ناچیز می‌باشد. نتایج حاصل از این برآوردها نشان می‌دهد در کشورهای OECD برای دوره مدنظر، توسعه مالی نسبت به کارایی سیاست‌های پولی خنثی می‌باشد.

همان‌طور که در جدول (۵) آورده شده است اثرات تجمعی توسعه مالی بر رشد تولید از لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد. علاوه بر این، تأثیر توسعه مالی بر رشد ناچیز می‌باشد. این در حالی است که اثر تجمعی توسعه مالی بر هدف‌گذاری تورمی از نظر آماری معنی‌دار می‌باشد. نتایج حاصل از این برآوردها نشان می‌دهد در کشورهای OPEC برای دوره مدنظر، توسعه مالی باعث تشدید کارایی هدف‌گذاری تورمی می‌گردد.

جدول ۳. معادلات اولیه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OPEC

متغیر وابسته: رشد تولید						متغیر وابسته: هدف‌گذاری تورمی					
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	معادله ۴	معادله ۵	متغیرها	معادله ۶	معادله ۷	معادله ۸	معادله ۹	معادله ۱۰
Δy_{t-1}	0/07 0/26	0/08 0/23	0/07 0/26	0/08 0/25	0/05 0/40	$\Delta\pi_{t-1}$	0/95 0/00	0/95 0/00	0/95 0/00	0/94 0/00	0/96 0/00
FC	0/10 0/00	0/10 0/00	0/10 0/00	0/10 0/00	0/10 0/00	IMPG	0/11 0/00	0/11 0/00	0/11 0/00	0/12 0/00	0/12 0/00
GGE	0/05 0/00	0/05 0/00	0/05 0/00	0/05 0/00	0/06 0/00						
Δoil_t	0/03 0/01	0/03 0/01	0/03 0/01	0/03 0/02	0/03 0/02	Δoil_t	-0/05 0/01	-0/04 0/02	-0/05 0/01	-0/06 0/00	-0/06 0/00
Δoil_{t-1}	0/01 0/64	0/01 0/61	0/01 0/63	0/01 0/68	-0/01 0/64	Δoil_{t-1}	0/00 0/82	0/00 0/86	0/00 0/88	-0/01 0/6	0/00 0/92
Δm_t	0/05 0/02	0/05 0/04	0/05 0/03	0/05 0/04	0/05 0/02	Δm_t	0/04 0/21	0/03 0/32	0/04 0/28	0/03 0/39	0/02 0/54
Δm_{t-1}		0/00 0/76	-0/01 0/65	-0/01 0/72	0/00 0/87	Δm_{t-1}		0/01 0/8	-0/01 0/8	0/01 0/41	0/01 0/68
Δm_{t-2}			0/01 0/45	0/01 0/79	0/01 0/42	Δm_{t-2}			0/03 0/22	0/00 0/99	-0/01 0/78
Δm_{t-3}				0/01 0/55	-0/01 0/44	Δm_{t-3}				0/08 0/00	0/1 0/00
Δm_{t-4}					0/06 0/00	Δm_{t-4}					-0/04 0/1
مقدار ثابت	1/65 0/00	1/74 0/00	1/56 0/00	1/50 0/01	0/49 0/44	مقدار ثابت	-0/25 0/7	-0/3 0/67	-0/67 0/39	-1/9 0/02	-1/13 0/23
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	0/05	0/05	0/05	0/06	0/11	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	0/04	0/04	0/06	0/12	0/08

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. معادلات ثانویه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OECD

متغیر وابسته: رشد تولید				متغیر وابسته: هدف‌گذاری تورمی			
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	متغیرها	معادله ۴	معادله ۵	معادله ۶
Δy_{t-1}	0/04 0/36	0/02 0/55	0/02 0/67	$\Delta\pi_{t-1}$	0/12 0/01	0/10 0/03	0/09 0/06
FC	0/17 0/00	0/17 0/00	0/17 0/00	IMPG	0/04 0/00	0/05 0/00	0/04 0/00
REI	-0/05 0/00	-0/05 0/00	-0/05 0/00	REI	0/04 0/00	0/04 0/00	0/05 0/00
GGE	0/28 0/00	0/23 0/00	0/23 0/00				
INF	-0/18 0/02	-0/24 0/00	-0/25 0/00				
Δoil_t	0/02 0/00	0/02 0/00	0/02 0/00	Δoil_t	-0/03 0/00	-0/03 0/00	-0/03 0/00
Δoil_{t-1}	-0/01 0/14	-0/01 0/14	-0/01 0/17	Δoil_{t-1}	0/00 0/56	0/00 0/53	0/00 0/59
Δm_t	0/10 0/00	0/09 0/00	0/09 0/00	Δm_t	0/00 0/82	0/02 0/38	0/01 0/44

Δm_{t-1}		0/04 0/10	0/04 0/07	Δm_{t-1}		−0/05 0/00	−0/05 0/00
Δm_{t-2}			0/03 0/23	Δm_{t-2}			-0/03 0/01
$\Delta m_t fd_t$	0/00 0/04	0/00 0/04	0/00 0/04	$\Delta m_t fd_t$	0/00 0/35	0/00 0/18	0/00 0/19
$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		0/00 0/52	0/00 0/59	$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		0/00 0/01	0/00 0/01
$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			0/00 0/18	$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			0/00 0/19
مقدار ثابت	5/64 0/00	6/27 0/00	6/15 0/00	مقدار ثابت	-4/22 0/00	-4/12 0/00	-4/05 0/00
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	0/10	0/13	0/16	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	0/00	−0/03	-0/07
$\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$	0/00	0/00	0/00	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$	0/00	0/00	0/00

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵. معادلات ثانویه تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی کشورهای OPEC

متغیر وابسته: رشد تولید				متغیر وابسته: هدف‌گذاری تورمی			
متغیرها	معادله ۱	معادله ۲	معادله ۳	متغیرها	معادله ۴	معادله ۵	معادله ۶
Δy_{t-1}	0/06 0/38	007 0/32	0/07 0/3	$\Delta \pi_{t-1}$	0/95 0/00	0/96 0/00	0/95 0/00
FC	0/11 0/00	0/11 0/00	0/11 0/00	IMPG	0/11 0/00	0/10 0/00	0/11 0/00
GGE	0/06 0/00	0/06 0/00	0/05 0/00				
Δoil_t	0/03 0/01	0/03 0/01	0/03 0/01	Δoil_t	−0/05 0/01	−0/05 0/02	−0/05 0/01
Δoil_{t-1}	0/01 0/27	0/01 0/27	0/01 0/3	Δoil_{t-1}	0/00 0/82	0/00 0/85	0/00 0/89
Δm_t	0/06 0/00	0/06 0/01	0/06 0/01	Δm_t	0/04 0/22	0/02 0/5	0/03 0/44
Δm_{t-1}		0/00 0/87	-0/01 0/61	Δm_{t-1}		0/02 0/53	0/00 0/97
Δm_{t-2}			0/02 0/29	Δm_{t-2}			0/03 0/2
$\Delta m_t fd_t$	-0/01 0/00	-0/01 0/06	-0/01 0/08	$\Delta m_t fd_t$	-0/05 0/00	-0/04 0/00	-0/04 0/00
$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		0/00 0/48	0/00 0/81	$\Delta m_{t-1} fd_{t-1}$		-0/01 0/29	0/00 0/68
$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			0/00 0/61	$\Delta m_{t-2} fd_{t-2}$			-0/03 0/00
مقدار ثابت	2/22 0/00	2/38 0/00	2/17 0/00	مقدار ثابت	-0/39 0/67	-0/39 0/67	-0/39 0/67
$\sum_{i=0}^{s} v_i^m$	0/171	0/22	0/211	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^m$	0/04	0/04	0/06
$\sum_{i=0}^{s} v_i^{fm}$	-0/01	-0/01	-0/01	$\sum_{i=0}^{s} \Phi_i^{fm}$	-0/05	−0/05	-0/07

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌طورکلی نتایج این مطالعه نشان می‌دهد رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی (در دوره زمانی و کشورهای مورد بررسی) وجود دارد. به‌طور خاص، شواهد آماری معناداری در خصوص تأثیر توسعه مالی بر رشد تولید وجود ندارد. یافته‌های این مطالعه با کارانزا و همکاران (۲۰۱۰)، افیونگ و همکاران (۲۰۱۷) و ما و لین (۲۰۱۶) مطابقت دارد که در آنها بیان شده است ممکن است در کوتاه‌مدت سیاست پولی کارایی داشته باشد یا در بعضی موارد بی‌اثر باشد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه به بررسی تأثیر توسعه مالی بر کارایی سیاست‌های پولی و هدف‌گذاری تورمی با تأکید بر بهره‌گیری از شاخص ترکیبی توسعه مالی برای کشورهای OECD و OPEC در دوره ۲۰۱۷-۲۰۰۱ بر اساس داده های سالانه پرداخته است. برای این منظور روند بلندمدت تورم که توسط فیلتر هودریک پرسکات (HP) استخراج گردیده به عنوان پراکسی نرخ تورم هدف در نظر گرفته شده است و تفاوت آن از نرخ تورم واقعی به عنوان متغیر وابسته وارد مدل شده است و همچنین از شاخص جامع معرفی شده توسط صندوق بین‌المللی پول در سال ۲۰۱۶ که با استفاده از منطق فازی بهینه گردیده است، به عنوان پراکسی توسعه مالی بهره گرفته شده است. شاخص توسعه مالی توسط منطق فازی دو مرحله‌ای برآورد گردیده است. بدین صورت که ابتدا زیر شاخص‌های "مؤسسات مالی" و "بازارهای مالی" برآورد گردیده و سپس بر اساس این زیرشاخص‌ها، شاخص توسعه مالی برآورد شده است. نتایج این مطالعه ترکیبی از شواهد مطالعات قبلی در این زمینه را نشان می‌دهد. نتایج مطالعه نشان می‌دهد به‌طورکلی رابطه ضعیفی بین توسعه مالی و کارایی سیاست پولی و هدف‌گذاری تورمی در کشورهای OECD وجود دارد. به‌عبارت دیگر هیچ شواهد آماری از رابطه بین رشد تولید و توسعه مالی وجود ندارد. این در حالی است که در کشورهای OPEC توسعه مالی تأثیر قابل‌توجهی بر تشدید کارایی هدف‌گذاری تورمی دارد ولی همانند کشورهای OECD بر کارایی سیاست پولی از طریق رشد تولید تأثیر معنی‌داری ندارد.

از آنجایی که سیستم مالی در کشورهای OPEC کمتر توسعه‌یافته می‌باشد این عدم توسعه‌یافتگی می‌تواند بر کارایی سیاست‌های پولی تأثیر مثبتی داشته باشد یا به عبارتی کارایی سیاست پولی در کشورهای با سطح توسعه‌یافتگی بالای مالی (کشورهای OECD) تضعیف می‌گردد. هر چه سطح توسعه مالی در کشورها افزایش یابد، کارایی سیاست‌های پولی تضعیف خواهد گردید (خنثایی پول).

منابع

جهانگرد، اسفندیار و علی عسگری، سارا (۱۳۹۰). "بررسی اثر توسعه مالی بر کارایی سیاست پولی در کشورهای توسعه‌یافته و در حال‌توسعه". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱، شماره ۴، ۱۶۹-۷۸

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

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

شاکری بستان‌آباد، رضا؛ جلیلی، زهرا و صالحی کمرودی، محسن (۱۳۹۸). "تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری(SFAVAR) ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۰۲-۷۹.

Agenor, P. & Silva, L. A. P. (2013). "Inflation Targeting and Financial Stability: A Perspective from the Developing World". *Banco Central do Brasil*, Working Paper No.324.

Becerra, O., Cavallo, E. & Scartascini, C. (2012). "The Politics of Financial Development: The Role of Interest Groups and Government Capabilities". *Journal of Banking and Finance*, *36*(3), 626-643.

Bernanke, S. & Gertler, M. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Perspect*, 9(4), 27-48.

Carranza, L., Galdon-Sanchez, E. & Galdon-Sanchez, J. (2010). "Understanding the Relationship between Financial Development and Monetary Policy". *Review of International Economics*, 18(5), 849–864.

Cecchetti, S, G. & Krause, S. (2001). "Financial Structure, Macroeconomic Stability and Monetary Policy". *NBER Working Paper* No. 8354.

Cecchetti, Stephen G. (1999). "Legal Structure, Financial Structure, and the Monetary Transmission Mechanism". *NBER Working Paper* 7151.

Creane, S., Goyal, F., Mobarak, A. & Sab, R. (2004). "Financial Sector Development in the Middle East and North Africa". *IMF Working Paper* No. 04/201.

Effiong, E., Esu, G. & Chuku, C. (2017). "Financial Development and Monetary Policy Effectiveness in Africa". *MPRA Paper* No. 79732.

Gopalan, S. & Rajan, R. S. (2017). "Does Foreign Bank Presence Affect Interest Rate Pass Passthrough in Emerging and Developing Economies?". *Journal of Macroeconomics*, 54(1), 373–392.

Hauner, D. (2006). "Fiscal Policy and Financial Development". *IMF Working Paper* No. 06/26.

Karras, G. (1999). Openness and the Effects of Monetary Policy". *Journal of International Money and Finance*, 18(1), 13-26.

Krause, S. & Rioja, F. (2006). "Financial Development and Monetary Policy Efficiency". *Department of Economics, Emory University*.

Ma, Y. & Lin, X. (2016). "Financial Development and the Effectiveness of Monetary Policy". *Journal of Banking & Finance*, 68(1), 1–11.

Mehrotra, A. & Yetman, J. (2015). "Financial Inclusion – Issues for Central Banks". *BIS Quarterly Review*, March 2015, 83–96.

Mishra, P., Montiel, P. J. & Spilimbergo, A. (2012). "Monetary Transmission in Low-Income Countries: Effectiveness and Policy Implications". *IMF Economic Review*, 60(2), 270-302.

Ouyang, A. & Rajan, R. (2019). "The Impact of Financial Development on the Effectiveness of Inflation Targeting in Developing Economies". *Japan & the World Economy*, 50(1), 25-35.

Samba, M. & Mbassi, C. (2016). "Does Financial Development Spur Macroeconomic Policy Efficiency in the Cemac Countries? An Empirical Evaluation". *Business and Economics Journal*, 7(2), 1-7.

Schmidt-Hebbel, K. (2008). "Great Moderation and Inflation Targeting in the World". *Distinguished Lecture Series 27. The Egyptian Center for Economic Studies*.

Svennson, L. (2010). "Inflation Targeting". *NBER Working Paper No*. 16654.

Svirydzenka, K. (2016). "Introducing a New Broad-Based Index of financial Development". *International Monetary Fund Working Paper No. 16/5.*

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۵۴-۲۹)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (29-54)

تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی: رویکرد خودتوضیح برداری ساختاری

علی سرخوش سرا[۱]، *خدیجه نصرالهی[۲]، کریم آذربایجانی[۳]، رسول بخشی دستجردی[۴]

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

(دریافت: ۱۳۹۸/۳/۱۵ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۲۸)

Analysis of the Factors Affecting Income Inequality in Iran in the Framework of Thomas Piketty's Perspective: Structural VAR Approach

Ali Sarkhosh Sara[1], *Khadije Nasrollahi[2], Karim Azarbayejani[3], Rasol Bakhshi[4]

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

(**Received:** 5/June/2019 **Accepted:** 19/Aug/2019)

چکیده:

کاهش نابرابری و برقراری عدالت اجتماعی از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت یکی از دغدغه‌های سیاست‌گذاران اقتصادی بوده و در ایران نیز مورد تأکید قانون اساسی قرار گرفته است. در این میان، تبیین ارتباط میان نابرابری و عوامل مؤثر بر آن از عرصه‌های چالش برانگیز مباحث اقتصادی در دهه‌های اخیر بوده و باوجود تحقیقات گسترده در این زمینه، هنوز هم موضوعات مبهم فراوانی در این خصوص وجود دارد. در این راستا در چند سال اخیر فرضیه‌های جدیدی توسط توماس پیکتی اقتصاددان فرانسوی در زمینه عوامل اصلی گسترش نابرابری ارائه شده است. پیکتی در تحلیل‌های خود عامل اصلی نابرابری را شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی (r-g) می‌داند. اما علیرغم ارائه توضیحات منطقی سازگار با تغییرات در الگوهای نابرابری، آزمون تجربی برای زنجیره علمی–نظری خود انجام نداده است. لذا این سؤال مطرح می‌شود که فرضیه پیکتی از نظر تجربی چه‌قدر قابل تأیید بوده و توانایی توضیح افزایش نابرابری کشورهای مختلف را دارد؟ بدین منظور این پژوهش، با استفاده از الگوی خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) و در طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ به تحلیل عوامل مؤثر بر نابرابری درآمدی در ایران در چارچوب دیدگاه‌های توماس پیکتی پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش شکاف (r-g) ارتباط مثبت و معنی‌داری با افزایش نابرابری و سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران نداشته و شواهد محکمی برای تأیید فرضیه پیکتی در ایران وجود ندارد. همانطور که عجم اغلو و رابینستون (۲۰۱۵) مطرح می‌کنند این نتیجه می‌تواند ناشی از در نظر نگرفتن نقش سیستماتیک نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری، توسط پیکتی باشد.

واژگان کلیدی: نابرابری درآمدی، نرخ بازده سرمایه، رشد اقتصادی، مدل خود توضیح برداری ساختاری.
طبقه‌بندی JEL: O43، C33، C14.

Abstract:

Reduction of inequality and social justice by balancing the distribution of income and wealth is one of the concerns of economic policy makers and has been underlined by the constitution law in Iran. In the meantime, the explanation of the relationship between inequality and the factors affecting it has been a challenging area of economic debate in recent decades, and despite extensive research in this area, there are still many ambiguous issues in this regard. In this regard, in recent years, a new hypothesis has been presented by the French economist Thomas Piketty. In his analysis, Piketty's main factor of inequality is the gap between the rate of return on capital and the economic growth rate (r-g). But, despite offering logical explanations consistent with changes in the patterns of inequality, no empirical test has been done for the scientific-theoretical chain. Therefore, the question arises as to how much Piketty's hypothesis is empirically convincing and capable of explaining the rise of inequality for different countries? For this purpose, this paper, using the Structural Vector Autoregressive pattern (SVAR), analyzes the factors affecting income inequality in Iran within the framework of Thomas Piketty's perspective during the period of 1973-2016. The results of this study showed that the increase of gap (r-g) has no positive and significant relationship with the increase of inequality and share of capital from national income in Iran and there is no evidence to confirm Piketty's hypothesis in Iran.

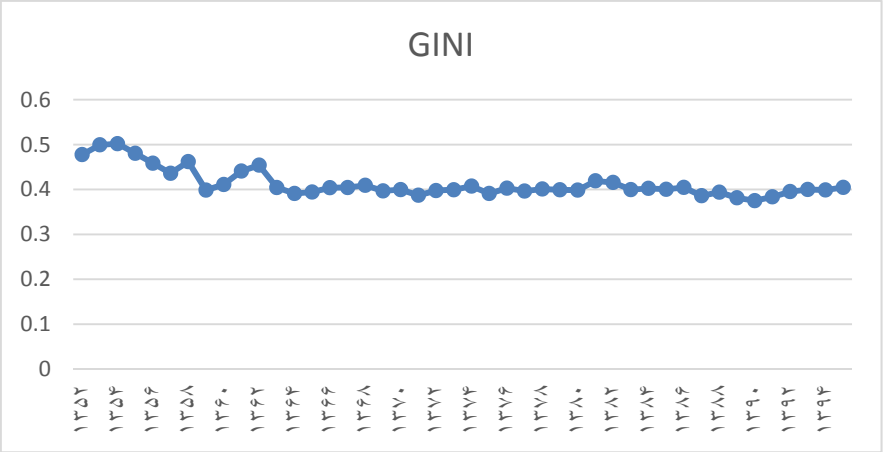
Keywords: Income Inequality, Rate of Return on Captial, Economic Growth.
JEL: O43, C33, C14.

*** نویسنده مسئول:** خدیجه نصرالهی
E-mail: kh.nasrollahi@ase.ui.ac.ir

*Corresponding Author: Khadije Nasrollahi

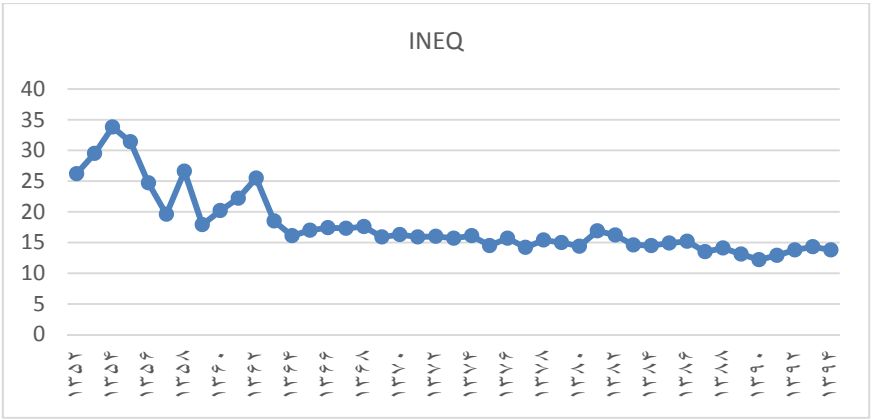
۱- مقدمه

کاهش نابرابری همواره یکی از اصلی‌ترین دغدغه‌های مصلحین اجتماعی و سیاست‌گذاران بوده و به‌عنوان یکی از مشکلات اساسی در بسیاری از کشورهای توسعه یافته و درحال‌توسعه به شمار می‌رود. در ایران نیز مسئله نابرابری به دلایل مختلفی اهمیت مضاعفی دارد؛ بسط و تحقق عدالت اجتماعی و کاهش نابرابری، یکی از مهم‌ترین آرمان‌های نظام جمهوری اسلامی در طی چند دهه گذشته بوده است، اما علیرغم تلاش‌ها در این زمینه، دولت‌ها نتوانسته‌اند به اهداف مورد نظر خود در زمینه کاهش نابرابری دست یابند (نصرالهی و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۵). آمارهای بانک مرکزی (۱۳۹۶) نشان می‌دهد در ایران در سال ۱۳۹۵، نابرابری بر اساس شاخص ضریب جینی به بالاترین میزان خود (۰/۴۰) در چهارده سال اخیر رسیده، هرچند طی این مدت با نوساناتی همراه بوده است (نمودار ۱). همچنین براساس این آمارها سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول در ایران در سال ۱۳۹۵ معادل ۱۴/۴ بوده، که در مقایسه با بسیاری از کشورهای در حال توسعه مانند اندونزی (۸/۷)، مصر (۸)، هند (۸/۶) و ... از شرایط مطلوبی برخوردار نیست. آمارهای صندوق بین‌المللی پول (۲۰۱۴) نیز نشان می‌دهد در طول سه دهه اخیر نابرابری در توزیع درآمد هم در کشورهای در حال‌توسعه و هم کشورهای توسعه‌یافته افزایش‌یافته است. افزایش نابرابری در چند دهه اخیر می‌تواند ناشی از عدم شناخت عوامل مؤثر بر نابرابری در کشورهای مختلف ازجمله ایران باشد. به همین دلیل این سؤال مطرح می‌شود که چه عواملی بر نابرابری تأثیرگذار هستند؟ در این راستا اقتصاددانان سعی در تحلیل مجدد عوامل مؤثر بر نابرابری نموده و بدین منظور نظریات جدیدی را مطرح کرده‌اند.



نمودار ۱. روند توزیع درآمد (ضریب جینی) در ایران

مأخذ: بانک مرکزی



نمودار ۲. روند سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول در ایران

مأخذ: بانک مرکزی

باوجوداینکه در طی سال‌های اخیر نظریه‌های متعددی در زمینه نابرابری مطرح شده است؛ اما جدیدترین نظریه‌ها و جامع‌ترین بررسی‌ها درباره نابرابری توسط اقتصاددان فرانسوی توماس پیکتی[1] در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم[2] ارائه شده است (کروگمن[3]، ۲۰۱۵ و موسلی[4]، ۲۰۱۵). پیکتی در این کتاب توضیحات منطقی سازگار با تغییرات در الگوهای نابرابری ارائه داده و در تحلیل‌های خود عامل اصلی نابرابری را شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی می‌داند. از نظر پیکتی وقتی رشد اقتصادی اندک و بازده سرمایه[5] (شکاف بین نرخ رشد اقتصادی و نرخ بازده سرمایه) زیاد باشد، باعث تمرکز ثروت و افزایش نابرابری درآمد خواهد شد (پیکتی، ۲۰۱۴: ۲۴). با توجه به اینکه این روابط گزاره‌های تجربی بوده، از این‌رو قابل آزمون هستند. به‌رغم اینکه این کتاب غنی از داده‌ها و اطلاعات درباره روند نابرابری است؛ ولی پیکتی هیچ آزمون تجربی برای زنجیره علمی-تئوریکی خود برای کشورهای مختلف ارائه نداده است. از طرف دیگر مطالعات گذشته در ایران بیشتر بر اثرگذاری متغیرهایی مانند درآمد ارزی، اندازه دولت، تورم، بیکاری و نرخ رشد جمعیت و ... بر الگوی توزیع درآمد تأکید کرده و تاکنون در چارچوب دیدگاه پیکتی نابرابری در ایران مورد بررسی قرار نگرفته است. لذا این سؤال مطرح می‌شود که فرضیه پیکتی از نظر تجربی چه‌قدر قابل تأیید بوده و توانایی توضیح افزایش نابرابری در ایران را دارد؟

در این راستا این مطالعه می‌کوشد با استفاده از داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک جهانی و مرکز آمار ایران به آزمون فرضیه توماس پیکتی برای کشور ایران در طی دوره ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۴ و با استفاده از روش خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR[6]) بپردازد. در ادامه این تحقیق بعد از مبانی نظری و ادبیات تحقیق، در بخش سوم الگوی پژوهش معرفی‌شده و بخش چهارم به معرفی داده‌ها و آزمون‌های آماری اختصاص داده‌شده است. در بخش پنجم الگوی پژوهش برآورد و نتایج و یافته‌های آن تحلیل شده است. در نهایت در بخش آخر مطالعه، نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی ارائه شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

مهم‌ترین رابطه پیکتی در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم عبارت است از "اگر نرخ بازده سرمایه از نرخ رشد اقتصادی بیشتر باشد نابرابری رشد می‌کند". این نابرابری بنیادی که به‌شکل $r>g$ بیان می‌شود در این کتاب جایگاهی بسیار مهم دارد (r نرخ متوسط سالانه بازده سرمایه و g نماد نرخ رشد اقتصادی است). وقتی نرخ بازده سرمایه بیشتر از نرخ رشد اقتصادی باشد، آنگاه ثروت به ارث رسیده، طبق قاعده سریع‌تر از تولید و درآمد ملی رشد می‌کند؛ مفهوم این رابطه است که به تعبیری چکیده نتیجه‌گیری‌های توماس پیکتی است. بنابراین مردمی که ثروت به ارث برده‌اند لازم است فقط بخشی از درآمد خود از محل سرمایه را پس‌انداز کرده و در نتیجه انباشت سرمایه سریع‌تر از کل نظام اقتصادی رشد می‌کند (پیکتی، ۲۰۱۴). از نظر پیکتی سطوح بالای نابرابری حالت طبیعی اقتصادهای مدرن است و تنها حوادث غیرمعمول، نظیر دو جنگ جهانی و رکود دهه ۱۹۳۱ این تعادل طبیعی را مختل کرده است. به همین دلیل پیکتی به خود اصلاحی نظام بازار خوش‌بین نیست و اعتقاد دارد که باید نیروهایی مانند مالیات بر درآمد تصاعدی وارد عمل شوند تا نابرابری کاهش یابد (همان).

پیکتی بر اساس یک مدل رشد استاندارد استدلال می‌کند که الگوهای تمرکز ثروت و درآمد به‌وسیله تفاوت واقعی در بازده سرمایه (r) و نرخ رشد (g) تعریف می‌شوند. گویس[7] (۲۰۱۶) یک مفهوم بسیار ساده شده از مدل پیکتی و پیامدهای آن را به‌صورت زیر بیان می‌کند: در یک اقتصاد بسته که در آن درآمد ملی (Y) تابعی از سرمایه (K) و نیروی کار (L) به‌صورت $Yt = K_t^{\alpha} L_t^{1-\alpha}$ است، بازده واقعی سرمایه به‌وسیله تولید نهایی سرمایه برابر با $r \equiv \frac{\partial Y_t}{\partial K_t}$ تعریف می‌شود. از آنجاکه $r = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \alpha \frac{Y_t}{K_t}$ است، بنابراین می‌توان سهم سرمایه از درآمد ملی (α) را به‌صورت تابعی از نرخ بازده واقعی سرمایه (r) نشان داد. این تعریف اولیه چیزی است که پیکتی از آن به‌عنوان "اولین قانون بنیادی سرمایه‌داری" نام می‌برد:

(۱)

$$\alpha = \frac{rK_t}{Y_t}$$

اگر معادله انباشت سرمایه به‌صورت $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + sY_t$

1. Piketty
2. Capital in the Twenty-First Century
3. Krugman (2015)
4. Moseley (2015)
5. Return on Capital
6. Structural Vector Autoregressive Models
7. Góes (2016)

باشد که در آن s نرخ ثابت پس‌انداز و δ نرخ ثابت استهلاک است، و نرخ رشد جمعیت ثابت و $Y_{t+1} = (1+g)Y_t$ باشد در آن صورت در وضعیت یکنواخت [۱] $\frac{d}{d_t}\left[\frac{K_t}{Y_t}\right]=0$ است و به این معنی که:

(۲)

$$\dot{K}=\dot{Y}\ ,\ \frac{K_{t+1}-K_t}{K_t}=\frac{Y_{t+1}-Y_t}{Yt}\ ,\ \frac{sY-\delta K}{K_t}=\frac{gY}{Yt}\ ,\ \frac{\bar{K}}{\bar{Y}}=\frac{\bar{s}}{\bar{g}+\bar{\delta}}$$

که در آن علامت بار (-) متغیرها را در وضعیت یکنواخت، و نقطه (۰) رشد متغیرها را نشان می‌دهد. با جای‌گذاری معادله (۲) در (۱) آنچه پیکتی "قانون بنیادی دوم سرمایه‌داری" می‌نامند به‌دست می‌آید: یعنی یک رابطه معکوس بین سهم سرمایه از درآمد ملی و رشد اقتصادی:

(۳)

$$\bar{\alpha}=\frac{\bar{r}\bar{s}}{\bar{g}+\bar{\delta}}$$

با توجه به اینکه نرخ پس‌انداز خالص تا حدودی ثابت است، پیکتی استدلال می‌کند که سهم سرمایه، نابرابری درآمد و نابرابری ثروت تابعی افزایشی از (r-g) هستند. در صورت صحیح بودن این گفته پیکتی، انتظار می‌رود که تغییرات در سهم سرمایه و نابرابری به‌وسیله تغییرات گذشته و کنونی شکاف بین r و g (یا مانند مدل کتاب‌های درسی، بین r و g+δ) توضیح داده شود. پیکتی چنین استدلال می‌کند که بازده سرمایه دارای توزیع نابرابرتری نسبت به درآمد نیروی کار است در نتیجه سهم بیشتر سرمایه از درآمد ملی منجر به افزایش نابرابری درآمد و ثروت نیز خواهد شد (پیکتی، ۲۰۱۴: ۲۵).

اما چرا بازده سرمایه بزرگ‌تر از نرخ رشد است؟ پیکتی این را یک واقعیت تاریخی می‌داند، نه یک ضرورت منطقی. این مسئله در نمودار (۳) نشان داده‌شده است.

مک کلاسکی [۲] نیز بیان می‌کند که بازده سرمایه معمولاً بالاتر از نرخ رشد اقتصادی است و سهم درآمد سرمایه از درآمد ملی در حال افزایش است (مک کلاسکی، ۲۰۱۴: ۹۴).

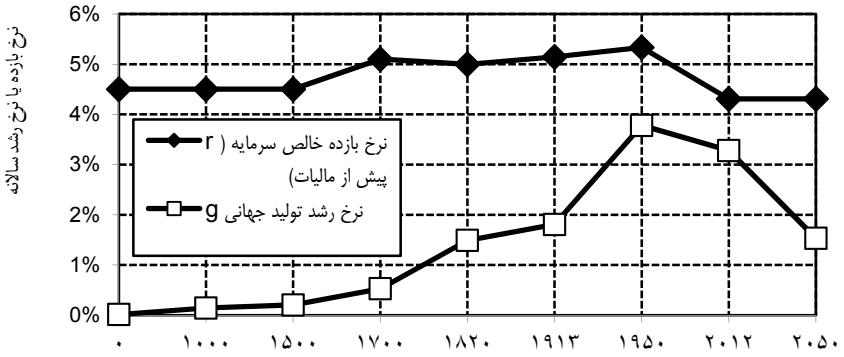
اما راگنیل [۳] نشان می‌دهد که به‌صورت تئوری، درون‌زایی r و تخمین‌های استاندارد کشش جانشینی بین نیروی کار و سرمایه، به‌طورکلی تضمین نمی‌کنند که نرخ‌های بازده سرمایه به‌صورت ادامه‌دار رشد کند (راگنیل، ۲۰۱۴: ۵).

انجی [۴] به‌وسیله یک مثال خاص و یک استدلال منطقی و شواهد نشان می‌دهد که امر ادعا شده (تأثیر بزرگ‌تر بودن نرخ بازده از نرخ رشد روی نابرابری) معتبر نیست. از نظر او حتی زمانی که نرخ رشد سرمایه بیشتر از درآمد کل باشد باید یک ضرورت اضافی دیگر نیز در نظر گرفته شود و آن اینکه پس‌انداز ناشی از درآمد غیرسرمایه از مصرف درآمد ناشی از سرمایه بزرگ‌تر نباشد. همچنین ممکن است سهم درآمد سرمایه از درآمد کل وقتی‌که نرخ بازده کاهش می‌یابد افزایش پیدا نکند و درآمد غیرسرمایه ممکن است با انباشت سرمایه افزایش یابد. بنابراین با توجه به جوامع و زمان‌های مختلف (r-g) می‌تواند نتایج متفاوتی روی نابرابری داشته باشد (انجی، ۲۰۱۵: ۱۴).

میلانویچ [۵] (۲۰۱۴: ۵۲۸) بیان می‌کند که توماس پیکتی یک چارچوب بسیار غنی و جدید را فراهم کرده است که به ما اجازه می‌دهد درباره افزایش نابرابری نه به‌عنوان پدیده‌ای همانند گذشته که بر پایه شایستگی و عدم شایستگی افراد در کسب درآمدهای بیشتر تحلیل می‌شد، نگاه شود؛ بلکه افزایش نابرابری باید به‌عنوان بخشی از تغییرات طبیعی سرمایه‌داری مدرن دیده شود. هرچند از نظر او پیکتی شاید برخلاف یکی از قوانین بنیادی تئوری‌های اقتصادی عمل کرده است: و آن عدم کاهش بازدهی عامل فراوان تولید است. مطابق تابع تولید نئوکلاسیک‌ها، نرخ تعادلی بازده سرمایه (r) از تولید نهایی سرمایه مشتق می‌شود، بنابراین وان‌تریک [۶] (۲۰۱۵) این سؤال را مطرح می‌کند که آیا افزایش در نسبت سرمایه به درآمد ملی (β)، منجر به کاهش بازده سرمایه (r) و در نتیجه کاهش سهم درآمد سرمایه از درآمد کل نمی‌شود؟ پیکتی در پاسخ به این سؤالات استدلال می‌کند که موضوع اصلی کاهش تولید نهایی سرمایه در برابر افزایش ذخیره سرمایه نیست، بلکه سرعت کاهش آن است. بنابراین نکته مهم این است که وقتی نسبت سرمایه به درآمد (β) زیاد می‌شود، بازده سرمایه (r) به چه میزان کم می‌شود. در اینجا دو حالت امکان دارد: اگر سرعت کاهش بازده سرمایه یعنی r بیشتر از سرعت افزایش نسبت سرمایه به درآمد β باشد در آن صورت سهم درآمد سرمایه از درآمد کل (یعنی $\alpha=r\times\beta$) با افزایش β کاهش‌یافته و باعث کاهش نابرابری خواهد شد. برعکس اگر سرعت کاهش بازده سرمایه کمتر از سرعت افزایش نسبت سرمایه به درآمد باشد آنگاه سهم سرمایه از درآمد کل با افزایش β افزایش می‌یابد و باعث افزایش نابرابری می‌شود. در این حالت کاهش بازده

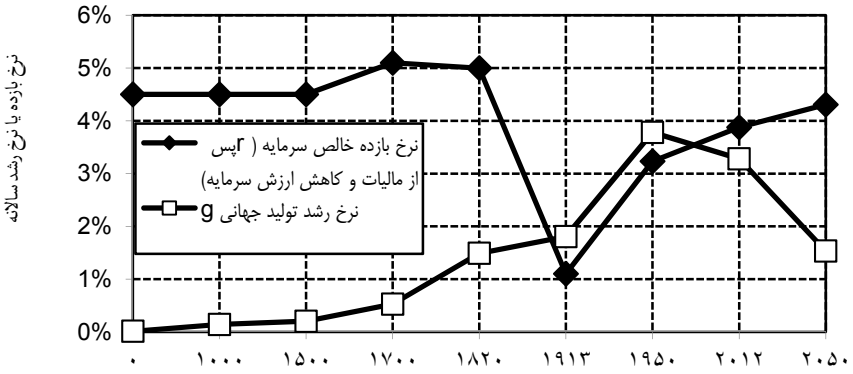
1. Steady State
2. McCloskey (2014)
3. Rognlie (2014)
4. Ng (2015)
5. Milanovic (2014)
6. Van Treeck (2015)

سرمایه صرفاً به‌مثابه کاهنده فشار افزایش سهم سرمایه عمل می‌کند اما نمی‌تواند سهم سرمایه را کاهش دهد (پیکتی، ۲۰۱۴: ۴۲).



نمودار ۳. نرخ بازده سرمایه در مقایسه با نرخ رشد جهانی، از عهد باستان تا سال ۲۰۵۰

مأخذ: پیوست فنی آنلاین کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم



نمودار ٤. نرخ بازده سرمایه پس از کسر مالیات در مقایسه با نرخ رشد در مقیاس جهانی، از عهد باستان تا ۲۰۵۰

مأخذ: پیکتی (۲۰۱۴)

اما وان‌تریک (۲۰۱۵) در چارچوب یک مدل پساکینزی و در چارچوب حسابداری ملی بیان می‌کند که شکاف بین r و g بستگی به شرایط خاصی در اقتصاد دارد. اگر بخش مخارج تولید ناخالص داخلی (GDP) به‌صورت رابطه۴ تعریف شود:

(۴)

$$Y = C_L+C_P+I+G+(X-M)$$

که در آن C_L مصرف ناشی از دستمزد، C_P مصرف ناشی از درآمد سرمایه، I سرمایه گذاری خصوصی، G تقاضای نهایی دولت و (X-M) صادرات خالص است. درآمد ملی می‌تواند به‌صورت رابطه ۵ نیز نوشته شود:

(۵)

$$Y = L^{net} + \pi^{net} + T$$

که در آن Lnet، πnet و T به‌ترتیب دستمزد پس از مالیات، سود پس از مالیات و درآمد مالیاتی دولت است. از برابری معادله (۳) و (۴) معادله (۶) به دست می‌آید:

(۶)

$$\pi^{net}= C_p+ I+(C_L- L^{net})+(G-T)+(X-M)$$

اگر سرمایه تولیدی به همان میزان درآمد رشد کند، معادله (۶) می‌تواند به‌صورت رابطه (۷) نیز نوشته شود:

(۷)

$$r - g = \frac{C_P}{K} - \frac{S_L}{K} + \frac{G-T}{K} + \frac{X-M}{K}$$

معادله (۷) نقطه شروع مدل‌های پساکینزی توزیع و رشد است که به شرایط اقتصاد کلانی که لازم است اجازه داده شود تا نرخ سود ($r=\pi^{net}/K$) نسبت به نرخ رشد ($g = I/K$) افزایش یابد، اشاره می‌کند. بنابراین افزایش (r-g)، به افزایش مصرف از درآمد حاصل از سرمایه (CP) به سهم سرمایه، یا کاهش پس‌انداز از درآمد حاصل از دستمزد ($S_L = L^{net} - C_L$) به سهم سرمایه، یا افزایش کسری بودجه (G-T) به سهم

سرمایه یا افزایش صادرات خالص (X-M) نسبت به سهم سرمایه بستگی دارد (وان تریک، ۲۰۱۵: ۳۱).

آلسینا و رودریک[1] (۱۹۹۴: ۴۷۱) مطرح می‌کنند در کشورهای توسعه‌یافته نرخ‌های مالیاتی به‌دلیل در نظر گرفتن ملاحظات توزیعی ممکن است بیشتر از مقدار بهینه برای رشد وضع شده و در نتیجه منجر به کاهش رشد اقتصادی شود. اما پیکتی (۲۰۱۴) افزایش نرخ مالیات بر درآمد و سود پس از جنگ جهانی اول تا ۱۹۸۰ را از عوامل اصلی گسترش طبقه متوسط و کاهش نابرابری در قرن بیست می‌داند (نمودار۴).

در ایران چون استفاده از ابزار مالیاتی جهت سیاست‌های توزیعی کمتر موردتوجه است، ممکن است این فرایند تشدید شود (حیدری و حسن‌زاده، ۱۳۹۵: ۹۱). زیرا اعمال سیاست‌هایی چون پرداخت یارانه، قیمت‌گذاری کالاها و ... می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی از طریق افزایش مصرف و در نتیجه کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه شود.

پیکتی یگانه عامل جبران‌کننده طبیعی[2] (منظور از "طبیعی" همان بدون مداخله دولت است)، را رشد اقتصادی می‌داند؛ اگر نرخ رشد اقتصادی زیاد باشد، نرخ رشد نسبی دارایی‌های بزرگ نسبتاً ملایم مانده و چندان از نرخ میانگین رشد درآمد بیشتر نخواهد بود. این نکته‌ای است که میلانویچ (۲۰۱۴: ۵۳۱) هم بر آن تأکید دارد. میلانویچ نشان می‌دهد، زمانی‌که درآمدهای واقعی چهار برابر شده است، نابرابری به نصف کاهش‌یافته است. این نشان‌دهنده این واقعیت است که در بلندمدت، نابرابری پایین‌تر و درآمدهای بالاتر در کنار هم وجود خواهند داشت و رشد اقتصادی قدرتمندترین ابزار برای کاهش نابرابری است. در این راستا، هیراگوچی[3] (۲۰۱۷: ۷-۵) با استفاده از مدل نسل‌های هم‌پوشان[4] (OLG) با انباشت مداوم سرمایه و احتمال مرگ ثابت عوامل، نشان می‌دهد که شکاف (r-g) و مالیات بر ثروت در ارتباط نزدیک با نابرابری ثروت هستند. در وضعیت یکنواخت اگر تابع تولید کاب-داگلاس به‌صورت $f(k) = k^{\alpha}$، که در آن $\alpha \in (0, 1)$ و $r = \alpha k^{\alpha-1}$ باشد. در این حالت $c_1(k)$ و $c_2(k)$ که به‌ترتیب به مصرف نسل اول و دوم اشاره می‌کنند به‌صورت روابط (۸) و (۹) بیان می‌شوند:

(۸)

$$c_1(k)= n(\rho + d)\frac{k}{\alpha k^{\alpha-1} - g - \tau - \rho - d}$$

(۹)

$$c_2(k)=k^{\alpha} -(g+\tau+n)k$$

که در آن d احتمال مرگ با توزیع پوآسن، ρ عامل تنزیل، τ نرخ مالیات بر مصرف است. در این حالت تابع $c_1(k)$ افزایشی، محدب و مقدار $c_1(0) = 0$ است و به‌طور مشابه تابع $c_2(k)$ مقعر و مقدار $c_2(0) = 0$ است. در یک نقطه $c = c_1(k)$ و $c = c_2(k)$ بوده و یک نقطه مشترک منحصر به‌فرد دارند. برای مشخص کردن $\bar{r} - g$ در طول مسیر رشد تعادلی[5](BGP)، معادله (۱۰) باید برای x حل شود:

(۱۰)

$$\{x + (1 - \alpha)(g + \tau) - \alpha n\}(x - \rho - d) = \alpha n(\rho + d)$$

که در آن شکاف $r - g$ یک تابع اکیداً کاهشی از g و τ است. که اثبات آن به‌صورت زیر است: همان‌طور که $f(k)/k = k^{\alpha-1}$ $= r/\alpha$ است، در معادلات (۸) و (۹) اگر $c_1(k) = c_2(k)$ باشد درنتیجه:

(۱۱)

$$(r/\alpha - g - \tau - n)(\bar{r} - g - \rho) = nd\,(\rho + d)$$

بنابراین، $\bar{r} - g$ حل معادله (۱۰) است. در معادله (۱۰) اگر g و $x(=\bar{r} - g)$ با هم افزایش یابند، سمت چپ افزایش می‌یابد در حالی‌که سمت راست ثابت بوده، که این غیرممکن است. در نتیجه $\frac{d(\bar{r} - g)}{dg} < 0$ خواهد بود که همین مسئله برای τ نیز مصداق دارد. بنابراین ثابت می‌شود زمانی‌که نرخ رشد اقتصادی کاهش می‌یابد، شکاف $r-g$ گسترش می‌یابد که این با پیش‌بینی پیکتی (۲۰۱۴) سازگار است.

۲-۲- پیشینه پژوهش

برخلاف نظریات پیکتی، مطالعه اخیر رابین و سگل[6] نشان داد که در کشور امریکا برای دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۵۳ رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری مثبت بوده و حساسیت گروه‌های درآمدی بالا به نرخ رشد اقتصادی بیشتر است. آنها استدلال می‌کنند که افراد متعلق به دهک‌های بالایی، درآمد خود را بیشتر از محل ثروت و دارایی‌ها به دست می‌آورند که به رشد اقتصادی حساس‌تر هستند در نتیجه با افزایش رشد اقتصادی درآمد ناشی از ثروت، افزایش‌یافته و نابرابری افزایش می‌یابد (رابین و سگل، ۲۰۱۵: ۲۵۸).

1. Alesina & Rodrik (1994)
2. Natural
3. Hiraguchi (2017)
4. Overlapping Generations Model
5. Balanced Growth Path
6. Rubin & Segal (2015)

مطالعه آلتمن[1] نشان داد که رابطه بین رشد اقتصادی و نابرابری کاملاً بستگی به چگونگی فرایند توسعه دارد (آلتمن، ۲۰۰۳: ۱۱۴). بنابراین در کشوری مانند ایران نیز چگونگی فرایند توسعه می‌تواند در نوع ارتباط میان رشد و توزیع درآمد مؤثر باشد

عجم اغلو و رابینسون[2] بیان می‌کنند با توجه به اینکه پیکتی نقش سامانمند نهادها و عوامل سیاسی در شکل‌گیری نابرابری را در نظر نگرفته است بنابراین قوانین کلی او قدرت توضیحی کمی داشته بنابراین یافتن همبستگی بین شکاف r و g با نابرابری غیرممکن است (عجم اغلو و رابینسون، ۲۰۱۵: ۲۴).

۳- روش شناسی

پیکتی (۲۰۱۴) استدلال می‌کند که سهم سرمایه، نابرابری درآمد و نابرابری ثروت، تابعی افزایشی از (r-g) است. اگر استدلال پیکتی صحیح باشد، باید تغییرات در سهم سرمایه به‌طور هم‌زمان به‌وسیله تغییرات گذشته در شکاف بین r و g توضیح داده شود. این به این معنی است که انتظار می‌رود که تغییر (تکانه) برون‌زای موقت (r-g)، وضعیت یکنواخت را تغییر داده، و به‌طور موقت α در جهت یکسان با تکانه، تغییر می‌کند. بنابراین اگر رشد اقتصادی موقتاً افزایش یابد (یا بازده واقعی سرمایه کاهش یابد)، انتظار می‌رود که سهم سرمایه به‌طور موقت کاهش یابد (همان).

یکی از روش‌های مرسوم در بررسی روابط میان این متغیرها استفاده از مدل خود توضیح برداری ساختاری (SVAR) است، چنان‌که گریگولی و همکاران[3] (۲۰۱۷: ۳۰-۲۸) و گویس (۲۰۱۶: ۲۴-۲۱) نیز در مطالعه خود از این مدل به‌منظور بررسی روابط بین عوامل مؤثر بر نابرابری استفاده نموده‌اند. بنابراین با توجه به اهداف مطالعه و شاخص‌های نابرابری مورد استفاده، سه مدل در چارچوب الگوی SVAR برآورد خواهد شد.

۳-۱- الگوی خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR)

در این پژوهش، برای بررسی آثار متغیرهای مؤثر بر نابرابری از مدل خودتوضیح برداری ساختاری (SVAR) استفاده می‌شود.

مدل‌های VAR اولیه تجزیه چولسکی[4] را برای به دست آوردن توابع واکنش آنی به کار می‌برند. تجزیه چولسکی بر یک ترتیب علّی دلالت می‌کند؛ درصورتی‌که پژوهشگر بخواهد آثار بیش از یک تکانه را بررسی کند، ممکن است قابل‌پذیرش نباشد (البرون[5]، ۲۰۰۸: ۷۵). بنابراین بلانچارد و گوا[6] (۱۹۸۹: ۶۶۵) با در نظر گرفتن محدودیت‌های نظری بر آثار هم‌زمان تکانه‌ها، الگوی SVAR را توسعه داده‌اند، سپس کلاریدا و گالی[7] (۱۹۹۴) با به‌کارگیری محدودیت‌های نظری بر آثار بلندمدت تکانه‌ها، توابع واکنش آنی را شناسایی کرده‌اند.

مزیت عمدهٔ مدل‌های SVAR نسبت به مدل‌های VAR اولیه این است که برخلاف الگوی VAR نامقید که در آنها شناسایی تکانه‌های ساختاری به‌طور ضمنی و سلیقه‌ای صورت می‌گیرد، الگوهای خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور صریح دارای یک منطق اقتصادی مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی برای به‌کارگیری قیدها و محدودیت‌ها است. این محدودیت‌ها می‌توانند کوتاه‌مدت یا بلندمدت باشند. در این مرحله بعد از لحاظ کردن محدودیت‌ها، تصریح تکانه‌های ساختاری انجام می‌گیرد. این تکانه‌ها برای ایجاد توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس به‌منظور ارزیابی آثار پویا بر متغیرهای مختلف به‌کار گرفته می‌شوند. مدل‌های VAR پژوهش‌های مربوط به نابرابری که تجزیه چولسکی را مورد استفاده قرار داده‌اند، به‌طور معمول، بر تصریح جزئی تأکید کرده‌اند. تکیه بر شناسایی جزئی به این مفهوم است که در هر مدل تنها با یک تکانه می‌توانند بررسی شود (کریستیانو و همکاران[8]، ۲۰۰۵: ۲۳).

بردار K بُعدی سری زمانی Y_t را در نظر گرفته و فرض می‌شود که Y_t بتواند با یک بردار خودتوضیح مرتبه محدود p تقریب زده شود. هدف، آگاهی از پارامترهای مدل خودتوضیح ساختاری معادله (۱۲) است (کیلیان[9]، ۲۰۱۱: ۱۸).

(۱۲)

$$B_0Y_t = B_1Y_{t-1} + B_2Y_{t-2} + \ldots / + B_pY_{t-p} + \varepsilon_t$$

که در آن ε_t بردار جمله‌های اخلال ناهمبسته سریالی با میانگین صفر هستند و از آنها به‌عنوان تکانه‌های ساختاری نام‌برده می‌شود. مدل را می‌توان به‌طور خلاصه به‌صورت رابطه (۱۳) نوشت:

1. Altman (2003)
2. Acemoglu & Robinson (2015)
3. Grigoli et al. (2017)
4. Cholesky Decomposition
5. Elbourne (2008)
6. Blanchard & Quah (1989)
7. Clarida & Gali (1994)
8. Christiano et al. (2005)
9. Kilian (2011)

(۱۳)

$$B(L)Yt=\varepsilon_t$$

که در آن $B(L)=B_0-B_1L_1-B_2L_2-\ldots-B_PL_P$ چندجمله‌ای عمل‌گر وقفه‌ای است. ماتریس واریانس-کوواریانس جز خطای ساختاری به‌گونه‌ای نرمال‌سازی می‌شود که رابطه ۱۴ برقرار باشد:

(۱۴)

$$E(\varepsilon_t \varepsilon'_t)=\sum\varepsilon = I_K$$

معادله (۱۴) به این معنی است که نخست، به تعداد متغیرهای موجود در مدل ساختاری، تکانه‌های ساختاری وجود دارد. دوم، تکانه‌ها بنا به‌تعریف، به‌طور متقابل ناهمبسته هستند؛ که نشان دهندهٔ این است که $\Sigma\varepsilon$ قطری است. سوم، واریانس تمام تکانه‌های ساختاری برای سادگی، به ۱ نرمال می‌شوند، در همین حال، عناصر قطری B_0 محدود نمی‌شوند. مدل خودتوضیح برداری ساختاری به‌طور مستقیم قابل‌مشاهده نیست. برای تخمین مدل ساختاری لازم است ابتدا فرم تعدیل‌یافته آن استخراج شود؛ که عبارت است از تصریح y_t برحسب وقفه‌های آن. برای استخراج فرم تعدیل‌یافته هر دو طرف، فرم ساختاری در B_0^{-1} ضرب می‌شود:

(۱۵)

$$B_0^{-1}B_0Y_t = B_0^{-1}B_1Y_{t-1}+ B_0^{-1}B_2Y_{t-2}+\ldots+ B_0^{-1}B_pY_{t-p}+B_0^{-1}\varepsilon_t$$

بنابراین، مدل مشابهی برحسب اجزای قابل‌مشاهده به‌صورت معادله (۱۶) نوشته می‌شود:

(۱۶)

$$Y_t= A_1Y_{t-1}+ A_2Y_{t-2}+\ldots+ A_pY_{t-p}+u_t$$

که در آن $A_i=B_0^{-1}B_i$, $i=1,2,\ldots p$ است. همچنین، معادله (۱۶) بیان می‌کند که:

(۱۷)

$$U_t=B_0^{-1}\varepsilon_t \quad \text{یا} \quad \varepsilon_t = B_0u_t$$

برای برآورد پارامترهای ساختاری لازم است تعدادی قید بر روابط بین پسماندهای رگرسیون (u_t) و جمله‌های اخلال سیستم ساختاری (ε_t) وضع شود تا فرم ساختاری قابل‌تشخیص گردد (کیلیان، ۲۰۱۱: ۲۴).

۳-۲- معرفی متغیرها و تصریح مدل

با توجه به توضیحات ارائه شده در بخش‌های قبلی، در این پژوهش آثار متغیر اصلی مورد نظر پیکتی (r-g) بر مهم‌ترین شاخص‌های نابرابری (سهم درآمد۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین جامعه، سهم سرمایه از درآمد ملی و ضریب جینی) مورد بررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. همچنین از متغیرهای تورم، بیکاری، درآمدهای نفتی و مخارج کل دولت به‌عنوان متغیرهای کنترل استفاده می‌شود. با توجه به توضیح‌های بالا و مبانی نظری مدل، متغیرهای استفاده شده در این پژوهش به شرح زیر است:

LOIL: لگاریتم شاخص درآمدهای نفتی؛ LEXP: لگاریتم مخارج دولت؛ LINF: لگاریتم شاخص تورم؛ LUNE: لگاریتم شاخص بیکاری؛ LIND: لگاریتم شاخص نابرابری و RLG=(r-g) بوده که در آن r بازده سرمایه و g خالص رشد واقعی تولید ناخالص داخلی است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه به‌صورت سالانه و دوره زمانی مورد بررسی (۱۳۹۴-۱۳۵۲) است. تمامی داده‌ها از سایت مرکز آمار ایران، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و بانک جهانی استخراج‌شده‌اند.

پیکتی با توجه به ایرادهایی که به معیارهای مرسوم نابرابری مانند ضریب جینی می‌گیرد، بر استفاده از معیارهای دیگری مانند درآمد دهک‌ها و صدک‌ها (ازجمله سهم درآمدی صدک آخر از درآمد ملی) و مقایسه آنها باهم به‌عنوان شاخص نابرابری تأکید می‌کند. همچنین در بسیاری از تحلیل‌ها، پیکتی افزایش نابرابری را با افزایش سهم سرمایه از درآمد ملی و در نتیجه افزایش درآمد صاحبان سرمایه در یک راستا می‌داند. با توجه به عدم وجود داده‌های مربوط به صدک آخر برای دوره مورد مطالعه در ایران، در این مطالعه از متغیر سهم درآمدی دهک آخر (۱۰ درصد ثروتمندترین) به دهک اول (۱۰ درصد فقیرترین) به‌عنوان یکی از شاخص‌های نابرابری استفاده شده است.

برای به‌دست آوردن متغیر (r-g)، ابتدا نیاز به محاسبه نرخ بازده واقعی سرمایه (r) است، که سپس نرخ رشد واقعی اقتصادی از آن کم شود. با توجه به اینکه بازده کل سرمایه، یک میانگین وزنی بازده از کل سرمایه‌گذاری‌ها در اقتصاد است، فاکیر و همکاران[1] (۲۰۱۷) تأکید می‌کنند که درهرصورت برآورد مقدار دقیق متغیر r غیرممکن است. پیکتی (۲۰۱۴) نیز یادآور می‌شود که نرخ بازده سرمایه می‌تواند متفاوت از نرخ بهره واقعی باشد. به همین دلیل در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم و بر اساس قانون اول سرمایه‌داری، نرخ بازده سرمایه را برابر با نسبت سهم سرمایه از درآمد ملی (α) به نسبت سرمایه به درآمد ملی (β) می‌داند. به‌عبارت دیگر قانون

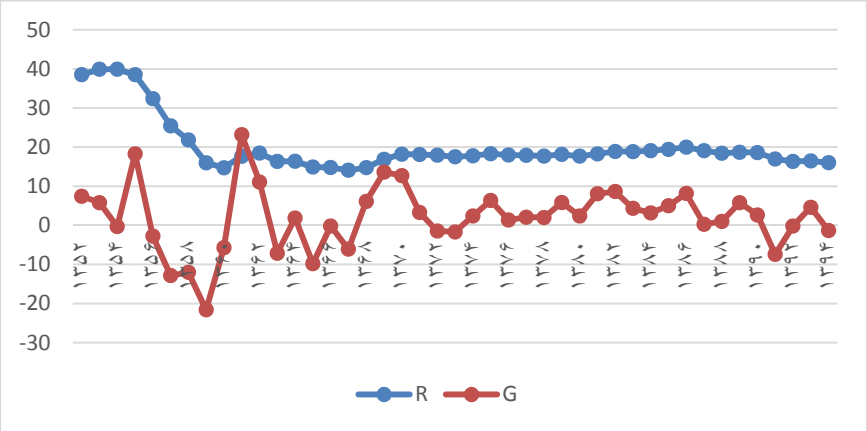
1. Fakir et al. (2017)

اول سرمایه‌داری را به‌صورت $\alpha = r \times \beta$ یا $r = \alpha / \beta$ بیان می‌کند که در آن α سهم سرمایه از درآمد ملی و $\beta=k/y$ و معرف نسبت سرمایه به درآمد ملی و r نرخ بازده سرمایه است. به عنوان مثال در صورتی‌که β =۶۰۰% و α = ۳۰% باشد، بنابراین نرخ بازده سرمایه برابر با r = ۵% می‌شود. به‌عبارت دیگر اگر میزان سرمایه (ثروت) معادل ۶ سال درآمد ملی باشد و نرخ بازده سرمایه ۵ درصد در سال باشد، سهم سرمایه از درآمد ملی ۳۰ درصد خواهد بود. معادله زیر یک رابطه حسابداری کامل است و می‌تواند برای همه جوامع و در همه زمان‌ها مورد استفاده قرار گیرد (همان).

$$\alpha = r \times \beta \qquad (۱۸)$$

بنابراین بر اساس قانون اول سرمایه‌داری اولین قدم جهت محاسبه نرخ بازدهی سرمایه محاسبه سهم سرمایه از درآمد ملی است. جهت محاسبه این پارامتر مطابق مطالعه طیبی (۱۳۹۶)، از تابع تولید کاب–داگلاس برای اقتصاد ایران استفاده شده است. بر اساس نتایج تخمین تابع تولید (که در پیوست مطالعه ارائه شده است)، سهم سرمایه از درآمد ملی برابر (۰/۶۷) است. با به دست آمدن سهم سرمایه از درآمد ملی و با در اختیار داشتن داده‌های مربوط به نسبت سرمایه به درآمد ملی در ایران، بر اساس قانون اول سرمایه‌داری نرخ بازدهی سرمایه محاسبه شده است.

نمودار (۵) روند تاریخی نرخ بازدهی سرمایه (r) و رشد اقتصادی (g) در دوره مورد مطالعه در ایران را نشان می‌دهد.



نمودار ۵. نرخ بازدهی سرمایه در برابر رشد اقتصادی در ایران ۱۳۹۴-۱۳۵۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

در این پژوهش، سه سناریوی خودتوضیح برداری ساختاری جداگانه برآورد می‌گردد که فرم تعدیل‌یافته آنها به‌صورت معادله (۱۹) است:

$$X_t=C+D(L)\, X_{t-1}+U_t \qquad (۱۹)$$

که در آن (LOIL, LEXP, LINF, LUNE, LRLG, LIND) Xt = است و LIND بیانگر لگاریتم یکی از شاخص‌های نابرابری یعنی LINEQ: لگاریتم سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول؛ LSC: شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی؛ LGINI: لگاریتم شاخص ضریب جینی است. در هر سناریو (مدل)، یکی از شاخص‌های نابرابری در سطر آخر ماتریس وارد می‌شود تا اثر سایر تکانه‌ها بر آن بررسی گردد. C بردار مقدارهای ثابت و D(L) ماتریس ضرایب چندجمله‌ای وقفه‌دار خودتوضیح، و بردار

$$U_t = (u_t^{LOIL+}\ u_t^{LINF} + u_t^{LEXP} + u_t^{LUNE} + + u_t^{LRLG} + u_t^{LIND})$$

اجزای اخلال فرم خلاصه است. با توجه به توضیح‌های بالا و متغیرهای تعریف شده، مدل خودتوضیح برداری ساختاری SVAR بالا به شرح الگوی (۲۰) است:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^{LOIl} \\ \varepsilon_t^{LEXP} \\ \varepsilon_t^{LINF} \\ \varepsilon_t^{LUNE} \\ \varepsilon_t^{LRLG} \\ \varepsilon_t^{LIND} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} u_t^{LOIl} \\ u_t^{LEXP} \\ u_t^{LINF} \\ u_t^{LUNE} \\ u_t^{LRLG} \\ u_t^{LIND} \end{bmatrix} \qquad (۲۰)$$

که در آن، بردار (ε_t^{LOIL}, ε_t^{LEXP}, ε_t^{LINF}, ε_t^{LUNE}, ε_t^{LRLG}, ε_t^{LIND}) ε'_t= شامل جمله‌های اخلال ساختاری است و ε_t^{LOIL}: تکانه‌های درآمدهای نفتی دولت؛ ε_t^{LEXP}: تکانه‌های مخارج دولت؛ ε_t^{LINF}: تکانه‌های تورم؛ ε_t^{LUNE}: تکانه‌های بیکاری؛ ε_t^{LRLG}: تکانه‌های متغیر (r-g) و ε_t^{LIND}: تکانه‌های

شاخص (های) نابرابری هستند.

به‌منظور بررسی اثر تکانه‌های متغیرها بر نابرابری، سه مدل ۶ متغیره SVAR در نظر گرفته شده است که در هرکدام از آنها، یکی از شاخص‌های نابرابری وارد می‌شود. مدل‌های SVAR مورد استفاده در این پژوهش مشابه یکدیگر هستند؛ با این تفاوت که در مدل نخست، در سطر آخر ماتریس بالا، شاخص سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول جامعه (LINEQ)، در مدل دوم شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی (LSC)، و در مدل سوم شاخص ضریب جینی (LGINI) به‌عنوان متغیر این بخش استفاده شده، و فرض می‌شود که شاخص‌های نابرابری به تمام متغیرهای مورد نظر ازجمله (r-g) واکنش نشان می‌دهند. تفاوت این مدل‌ها در شیوه واکنش شاخص‌های نابرابری به تکانه‌های متغیرهای تأثیرگذار است.

۳-۳- مسئله تصریح و به‌کارگیری قیدها

در این مطالعه سه نوع محدودیت به‌منظور تصریح مورد استفاده قرار گرفته است:

نوع اول محدودیت‌ها از فروض الگو منتج می‌شود و تلویحاً بیانگر این موضوع است که تکانه‌های داخلی (تکانه‌های طرف عرضه، تقاضا و تکانه‌های اسمی) تأثیر بلندمدت بر متغیرهای خارجی (قیمت نفت) ندارند.

دسته دوم ازمحدودیت‌ها که از الگوی نظری استخراج شده است متضمن قیودی در خصوص اثرات بلندمدت تکانه‌های ساختاری بر متغیرهای درون‌زای داخلی هستند. به این ترتیب مدل ساختاری محدودیت‌های دیگری را به‌منظورتصریح ارائه می‌دهد. دسته سوم محدویت‌ها از فرض متعامد بودن جملات اخلال ساختاری به دست می‌آید که محدودیت‌های لازم دیگر را به‌منظور تصریح کامل واعمال آنها تأمین می‌کنند.

از این‌رو، محدودیت به‌کاررفته در سطر نخست در معادله (۲۰)، مشابه پژوهش‌های پروتی[1] (۲۰۰۲) و جعفری صمیمی و همکاران[2] (۲۰۱۸) است که در آنها درآمدهای نفتی دولت نسبت به سایر متغیرهای موجود در مدل، برون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. از این‌رو، در این پژوهش و در این سطر، فرض می‌شود که تکانه‌های درآمدهای نفتی دولت از ترکیب خطی اخلال‌های مربوط به خود این متغیر حاصل شود. محدودیت‌های بیان شده در سطر دوم مطابق مطالعات بلانچارد و پروتی[3] (۲۰۰۲: ۷) و فاتاس و میهوف[4] (۲۰۰۳) فرض می‌کند که تکانه‌های مخارج دولت، به‌طور هم‌زمان به تکانه‌های مخارج دولت و درآمدهای نفتی دولت واکنش نشان داده و تکانه‌های سایر متغیرها در همان دوره بر آن تأثیری ندارند. همچنین، محدودیت لحاظ شده در سطر سوم از پژوهش‌های تجربی مانند چن و همکاران[5] (۲۰۱۴) و گونگ و لین[6] (۲۰۱۸) ناشی می‌شود که فرض می‌کنند تورم به تکانه‌های مخارج و درآمدهای نفتی دولت و تورم واکنش نشان می‌دهد. سطر چهارم فرض می‌کند که بیکاری به درآمدهای نفتی دولت، مخارج دولت، تورم و بیکاری به‌طور هم‌زمان واکنش نشان می‌دهند. در نهایت سطر پنجم نشان می‌دهد که متغیر (r-g) به تکانه‌های درآمدهای نفتی و مخارج دولت، تورم و بیکاری واکنش نشان می‌دهد. این روابط به‌صورت معادلات (۲۱) تا (۲۵) نوشته شده است:

(۲۱)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LOIL}} = b_{11} u_t^{\mathrm{LOIL}}$$

(۲۲)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LEXP}} = b_{21} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{22} u_t^{\mathrm{LEXP}}$$

(۲۳)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LINF}} = b_{31} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{32} u_t^{\mathrm{LEXP}} + b_{33} u_t^{\mathrm{LINF}}$$

(۲۴)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LUNE}} = b_{41} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{42} u_t^{\mathrm{LEXP}} + b_{43} u_t^{\mathrm{LINF}} + b_{44} u_t^{\mathrm{LUNE}}$$

(۲۵)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LRLG}} = b_{51} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{52} u_t^{\mathrm{LEXP}} + b_{53} u_t^{\mathrm{LINF}} + b_{54} u_t^{\mathrm{LUNE}} + b_{55} u_t^{\mathrm{LRLG}}$$

همچنین سطر آخر فرض می کند که شاخص‌های نابرابری، به تکانه‌های تمام متغیرهای اشاره‌شده به‌طور همزمان واکنش نشان می‌دهند. این روابط در معادلات (۲۶) تا (۲۸) نشان داده‌شده است.

(۲۶)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LINEQ}} = b_{61} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{62} u_t^{\mathrm{LEXP}} + b_{63} u_t^{\mathrm{LINF}} + b_{64} u_t^{\mathrm{LINE}} + b_{65} u_t^{\mathrm{LRLG}} + b_{66} u_t^{\mathrm{LINEQ}}$$

(۲۷)

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t^{\mathrm{LSC}} = b_{61} u_t^{\mathrm{LOIL}} + b_{62} u_t^{\mathrm{LEXP}} + b_{63} u_t^{\mathrm{LINF}} + b_{64} u_t^{\mathrm{LUNE}} + b_{65} u_t^{\mathrm{LRLG}}$$

1. Perotti (2002)
2. Jafari Samimi et al. (2018)
3. Blanchard & Perotti (2002)
4. Fatás & Mihov (2003)
5. Chen et al. (2014)
6. Gong & Lin (2018)

$$+ b_{66}u_t^{LSC}$$

$$\varepsilon_t^{LGINI} = b_{61}u_t^{LOIL} + b_{62}u_t^{LEXP} + b_{63}u_t^{LINF} + b_{64}u_t^{LUNE} + b_{65}u_t^{LRLG} + b_{66}u_t^{LGINI} \quad (۲۸)$$

٤- داده‌ها و نتایج مدل

٤-١- آزمون مانایی متغیرها

مدل‌سازی اقتصادسنجی سری‌های زمانی، مبتنی برفرض پایایی متغیرها است، درحالی‌که بسیاری از متغیرهای اقتصادی، پایا نیستند و اغلب حاوی یک روند تصادفی (ریشه واحد) می‌باشند که با تفاضل‌گیری روند مذکور، حذف می‌شوند. از آنجا که حضور چنین روندی تخمین و استنباط‌های آماری را غیرمعتبر کرده و می‌تواند منجر به رگرسیون‌های کاذب شود بنابراین لازم است قبل از برآورد مدل، آزمون مانایی برای تمامی متغیرها انجام شود (سوری، ۱۳۹۱: ۷۵). برای بررسی پایایی متغیرها در پژوهش حاضر از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) استفاده شده است. نتایج آزمون دیکی فولر -تعمیم‌یافته در جدول (۱) ارائه شده است. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که تمامی متغیرها، غیر از متغیرهای درآمدهای نفتی دولت، مخارج دولتی و نرخ بیکاری در سطح ایستا بوده و این سه متغیر نیز با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی متغیرها

متغیر	در سطح		با یک‌بار تفاضل‌گیری		نتیجه
	آماره آزمون	احتمال	آماره آزمون	احتمال	معنی‌داری
LOIL	-۰/۴۳۰۶۸۱	۰/۸۹۴۲	-۷/۱۷۴۳۳۶	۰/۰۰۰۰	I (1)
LEXP	-۰/۴۶۰۲۰۰	۰/۸۸۷۸	-۳/۷۲۹۸۱۹	۰/۰۳۲۳	I (1)
LINF	-۴/۷۸۰۴۷۹	۰/۰۰۰۴	-۷/۱۱۷۳۸۴	۰/۰۰۰۰	I (0)
LUNE	-۲/۴۷۰۶۰۸	۰/۱۲۹۹	-۶/۶۱۴۴۶۶	۰/۰۰۰۰	I (1)
LRLG	-۳/۳۹۳۰۸۶	۰/۰۰۴۱	-۶/۲۶۲۱۲۵	۰/۰۰۰۰	I (0)
LINEQ	-۳/۵۵۸۶۴۹	۰/۰۱۱۶	-۶/۱۲۹۱۲۹	۰/۰۰۰۰	I (0)
LSC	-۳/۲۸۸۶۸۶	۰/۰۲۱۹	-۶/۷۴۲۲۷۸	۰/۰۰۰۰	I (0)
LGINI	-۳/۷۹۶۸۹۲	۰/۰۰۶۲	-۵/۶۷۸۲۵۷	۰/۰۰۰۰	I (0)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۲. تعیین طول وقفه بهینه مدل‌ها

مدل (۱) (شاخص نابرابری: سهم درآمدی دهک آخر به دهک اول)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۶۱/۱۰	-	۱/۱۲	۵/۶۳	۵/۸۸	۵/۷۲
۱	۶۰/۷۴	۲۷۶/۱۳	۰	-۰/۹۳	۰/۸۳*	-۰/۳*
۲	۱۰۰/۶	۵۳/۷۸*	۰*	-۱/۱۳	۲/۱۶	۰/۰۶۱
۳	۱۳۸/۰	۳۹/۳	۰	-۱/۲*	۳/۶۱	۰/۵۳
(شاخص نابرابری: سهم سرمایه از درآمد ملی) □مدل (۲)						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۷/۲۴۶	NA	۰/۰۱۲۴	۱۲/۶۳	۱۲/۸۹	۱۲/۷۳
۱	-۸۱/۷۶	۲۷۲/۲۸	۰/۲E-۵	۱۸۷/۶	۹۶/۷*	۸۲۹/۶*
۲	-۴۲/۵۷	۵۲/۹۰*	۱/۹ E-۰/۰۵ *	۶/۰۲۸۲	۹/۳۲۲	۷/۲۲
۳	-۴/۷۸	۳۹/۶۷	۲/۵۲ E-۰/۰۵	۵/۹۴*	۱۰/۷۵	۷/۶۸
مدل (۳) شاخص نابرابری: ضریب جینی						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
۰	-۴۹/۶۲	NA	۲۴/۱ E-۰/۰۶	۴۲/۳	۳/۶۸	۳/۵۲
۱	۱۰۵/۳	۲۷۶/۸۲	۱۷۴/ E-۰/۰۹	-۳/۱۶	-۱/۳۹*	-۲/۵۲*
۲	۱۴۴/۷۴	۵۳/۲۸*	۱/۶۶ E-۰/۰۹ *	-۳/۳۴	-۰/۰۴۴	-۲/۱۵
۳	۱۸۲/۵۹	۳۹/۷۳	۲۱۵/ E-۰/۰۹	-۳/۴۳*	۱/۳۸	-۱/۶۹

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٢- برآورد الگو و تحلیل نتایج

٤-٢-١- تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو

همان‌طور که ملاحظه شد، متغیرهای درآمدهای نفتی دولت، مخارج دولتی و نرخ بیکاری در سطح، مانا نبوده و بنابراین برای به‌دست آوردن رابطه بلندمدت، لازم است آزمون هم انباشتگی بررسی گردد. اما در الگوهای خود توضیح ابتدا باید وقفه بهینه الگو مشخص شود، برای این منظور، معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز (SC)، آکاییک (AIC)، حنان-کویین (HQ)، LogL، LR و FPE وجود دارد، که نتایج آنها برای الگوی مورد بررسی در جدول شماره (۲) ارائه شده است. در این تحقیق با توجه به کمتر از ۱۰۰ بودن طول دوره، با ملاک قرار دادن معیار اطلاعاتی شوارتز (SC) و حنان-کوئین (HQ)، وقفه اول به‌عنوان وقفه بهینه در هر سه مدل انتخاب‌شده است.

مفهوم اقتصادی هم‌جمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند (نامانا باشند) اما در طول زمان یکدیگر را به‌خوبی دنبال می‌کنند به‌گونه‌ای که تفاضل بین آنها باثبات است؛ بنابراین مفهوم هم‌انباشتگی تداعی‌کننده وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی در طول زمان به‌سمت آن حرکت می‌کند (نوفرستی، ۱۳۷۸: ۱۰۲).

در این مطالعه از روش حداکثر درست نمایی یوهانسون-جوسیلیوس برای بررسی هم‌انباشتگی استفاده شده است. نتایج آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر در روش یوهانسن-جوسیلیوس در جداول (۷)، (۸) و (۹) پیوست نشان‌دهنده وجود دو بردار همگرایی در سطح ۵% در هر سه مدل است.

سیمز[1] (۱۹۸۰) و سیمز و همکاران[2] (۱۹۹۰) معتقدند که حتی اگر متغیرها دارای ریشه واحد باشند نباید تفاضل آنها را در سیستم وارد کرد. استدلال آنها این است که مدل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها و نه برآورد پارامترها است. در واقع استدلال اصلی آنها این است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی که نشان‌دهنده وجود روابط هم‌جمعی میان متغیرها است، از دست می‌رود. به‌همین ترتیب استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست (اندرس[3]، ۲۰۰۴: ۳). بنابراین در الگوهای خودتوضیح مرتبه اول شرط ثبات آن است که قدر مطلق ریشه‌های مشخصه الگو کمتر از یک بوده و تمام مقادیر ویژه در داخل دایره واحد قرار گیرند. در این مطالعه نیز به پیروی از مطالعات راونیک و زیلیچ[4] (۲۰۱۱)، نوافر و همکاران[5] (۲۰۱۶) و هپکه-فالک و همکاران[6] (۲۰۰۶) آزمون ثبات و مانایی الگو انجام شده است. مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۵) و شکل (۱) پیوست مطالعه، الگوی مورد نظر از ثبات لازم برخوردار است و سیستم برآوردی مانا است.

علاوه بر این، نتایج آزمون‌های خودهمبستگی حداکثر راستنمایی[7] و واریانس ناهمسانی وایت[8] در جدول (۶) پیوست تأیید می‌کنند که هیچ شواهدی از خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی در پسماندها وجود ندارد.

٤-٢-٢- توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس

در مدل‌های خود توضیح برداری برای بررسی تأثیر بروز یک تکانه در یک متغیر خاص بر سایر متغیرهای مدل باید از توابع عکس‌العمل آنی استفاده نمود. توابع واکنش آنی، رفتار پویای متغیرهای دستگاه را در طول زمان به‌هنگام بروز یک تکانه به اندازه یک انحراف معیار نشان می‌دهند.

از این‌رو، توابع عکس‌العمل آنی هر سه مدل مطالعه در متن آورده شده است. در این نمودارها میانه پسین با خط پیوسته نشان داده شده است و خطوط نقطه‌چین نمایشگر صدک‌های دهم و نودم است. لازم به ذکر است محور عمودی در نمودارهای عکس‌العمل آنی، برحسب انحراف معیار متغیر مربوطه از روند پایدار[9] خود (و نه مقدار اسمی متغیرها) است. همچنین به‌منظور بررسی معناداری توابع عکس‌العمل،دامنه‌های اطمینان که در هر نقطه بیانگر صدک دهم و نودم مقدار تخمین خورده است، نیز ترسیم شده است. معناداری در توابع عکس‌العمل آنی یعنی عکس‌العمل متغیرهای مربوطه به لحاظ آماری صفر نباشد. این مسئله زمانی اتفاق می‌افتد که دامنه‌های اطمینان مذکور در یکسوی محور افقی قرار بگیرند (اندرس[10]، ۲۰۰۴: ۲۰۹).

در این بخش، با استفاده از توابع واکنش آنی تجمعی و تجزیه واریانس به بررسی اثر تکانه‌های متغیرهای مؤثر بر نابرابری پرداخته می‌شود.

1. Sims (1980)
2. Sims et al. (1990)
3. Enders (2004)
4. Ravnik & zilic (2011)
5. Nwafor et al. (2016)
6. Heppke-Falk et al. (2006)
7. LM Autocorrelation Test
8. White Heteroskedasticity Tests
9. Steady-State
10. Enders (2004)

شکل شماره (۱) واکنش شاخص نابرابری (سهم درآمد ۱۰ درصد ثروتمندترین به ۱۰ درصد فقیرترین) را به اندازهٔ یک انحراف معیار تکانه در متغیرهای مورد نظر نشان می‌دهد. این نمودارها نشان می‌دهند که تکانه‌های مربوط به (r-g) اثر مثبت و معناداری بر شاخص نابرابری نداشته است. بر اساس این نتیجه می‌توان گفت که فرضیه اصلی پیکتی یعنی "افزایش شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی منجر به افزایش نابرابری می‌شود"، در ایران موردپذیرش قرار نمی‌گیرد. این نتیجه با یافته‌های مطالعات عجم اغلو و رابینسون (۲۰۱۵) و گویس (۲۰۱۶) در یک راستا بوده و تأییدکننده ایرادهای مطرح شده به فرضیه پیکتی است که در قسمت ادبیات موضوع به آنها اشاره شد. علاوه بر این نتیجه به‌دست آمده می‌تواند دلایل دیگری نیز داشته باشد: منکیو[1] (۲۰۱۵) از طریق یک مدل استاندارد نشان داده است، حتی اگر r>g باشد، در وضعیت یکنواخت[2]، نابرابری نمی‌تواند به یک مارپیچ بی‌انتهای ناقص[3] منجر شود. میلانویچ[4] (۲۰۱۴) توضیح می‌دهد که سازوکار انتقال بین r>g و افزایش نابرابری، نیاز به برقراری سه شرط زیر دارد: (الف) نرخ پس‌انداز باید به‌اندازه کافی بالا باشد؛ (ب) نابرابری در درآمد ناشی از سرمایه بیشتر از نابرابری درآمد ناشی از کار باشد؛ و (ج) همبستگی بالا بین درآمد سرمایه‌گذاری و بالا رفتن توزیع درآمد وجود داشته باشد. با توجه به اینکه در ایران دلایل محکمی برای برقراری این سه شرایط وجود ندارد، در نتیجه تکانه مثبت (r-g) نتوانسته است باعث افزایش نابرابری شود. به‌عنوان مثال بر اساس داده‌های بانک جهانی میانگین نرخ پس‌انداز خالص در ایران به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص ملی در طی دوره ۱۹۷۵ تا ۲۰۰۵ برابر با ۱۲/۸۲ بوده که بسیار کمتر از میزان آن برای کشورهایی مانند چین با ۲۶/۹۵، کره جنوبی با ۲۱/۴۷، نروژ با ۱۴/۶۵ یا حتی بنگلادش با ۱۷/۰۸ درصد بوده است.

از طرف دیگر بر اساس نمودارهای شکل (۱) پاسخ نابرابری به تکانه مثبت نابرابری مثبت بوده و تا حدود ۴ دوره این اثر معنی‌دار است. این در حالی است که در دوره‌های اولیه اثر تکانه مثبت نابرابری بر افزایش نابرابری زیاد بوده، اما با افزایش طول دوره به‌مرور از اثر این تکانه کاسته شده است. این نتیجه با مبانی نظری مطالعه سازگار است زیرا پیکتی (۲۰۱۴) یکی از عوامل اصلی افزایش نابرابری و ادامه روند آن را وضعیت موجود نابرابری و تمرکز ثروت در طبقات بالایی دانسته که در ادامه با تصاحب سهم بیشتری از درآمد ملی از سوی آنها، باعث حفظ روند نابرابری و حتی تشدید آن می‌شود. همچنین بر اساس نتایج به‌دست آمده، عکس‌العمل نابرابری به تکانه‌های درآمدهای نفتی تا ۵ دوره مثبت بوده ولی سپس اثر آن منفی شده و در نهایت پس از ۱۰ دوره اثر این تکانه به‌صورت منفی و بسیار کم باقی می‌ماند. در نهایت مطابق نتایج پاسخ نابرابری به تکانه‌های مثبت مخارج دولت، تورم و بیکاری بسیار کم بوده و از نظر آماری معنی‌دار نیست.

جدول ۳. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۱)

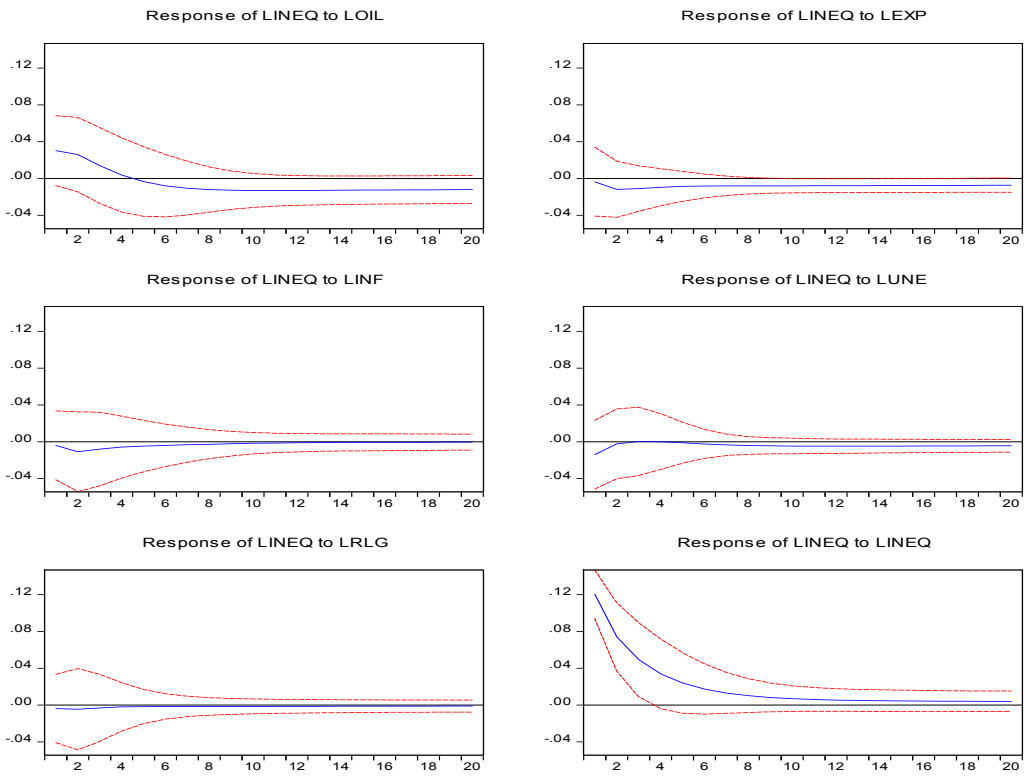
دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	۰/۴۴	۵/۸۵	۰/۰۷۷	۰/۰۹	۱/۲۳	۰/۰۹	۹۲/۶
۵	۰/۸۲	۶/۷۶۳	۱/۵۸۶	۰/۹۴	۰/۷۴	۰/۱۹	۸۹/۸
۱۰	۰/۹۸	۸/۵۸	۲/۵۷	۱/۰۲۴	۰/۹۶	۰/۲۲	۸۶/۶۴
۱۵	۱/۰۸	۱۰/۹۲	۳/۴۳	۰/۹۹	۱/۳	۰/۲۴	۸۳/۱۲
۲۰	۱/۱۸	۱۲/۸۷	۴/۱۵	۰/۹۵	۱/۵۷	۰/۲۵	۸۰/۱۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای تعیین اهمیت هریک از متغیرهای الگو بر شاخص‌های نابرابری، از تجزیه واریانس[5] ساختاری استفاده می‌شود. در این روش، واریانس خطای پیش‌بینی به عناصری تجزیه می‌گردد که تکانه‌های هریک از متغیرها را در بر دارند. به‌عبارت دیگر، می‌توان بررسی کرد که چند درصد واریانس خطای پیش‌بینی به‌وسیله خود متغیر و چند درصد به‌وسیله متغیرهای دیگر توضیح داده می‌شود. همچنین جهت به‌دست آوردن میزان سهم هر شوک ساختاری در پویایی‌های تاریخی داده‌ها، از تجزیه تاریخی[6] استفاده می‌شود. در واقع در تجزیه تاریخی، سهم تاریخی[7] هر شوک به متغیرهای قابل مشاهده شناسایی خواهد شد. جدول (۳) نتایج تجزیه واریانس و شکل (۲) نتایج تجزیه تاریخی شاخص نابرابری را نشان می‌دهد. ستون یکم نشان‌دهنده خطای پیش‌بینی (S.E) در دوره‌های مختلف است؛ و منبع این خطا، تغییر در مقدارهای جاری و تکانه‌های آتی است. ستون‌های بعدی درصد واریانس ناشی از تغییر ناگهانی یا تکانه مشخص را نشان می‌دهند. همان‌طور که نتایج جدول (۳) و شکل (۲) نشان می‌دهند، متغیر نابرابری

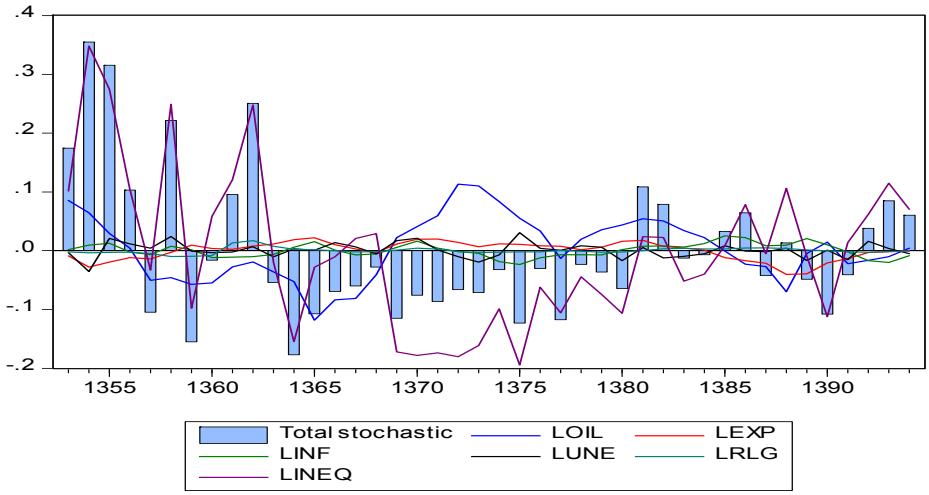
1. Mankiw (2015)
2. Steady State
3. Endless Inegalitarian Spiral
4. Milanovic (2014)
5. Variance Decomposition
6. Historical Decomposition
7. Historical Contribution

موجـود، مـؤثرترین عامـل در توضـیح نوسـانات نـابرابری در دوره‌های بعدی است.



شکل ۱. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ۲. تجزیه تاریخی مدل (۱)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

در دوره نخسـت، شـاخص نـابرابری (۹۲/۶۴) درصـد از تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان باگذشـت زمـان به ۸۰/۱۸ درصد کاهش می‌یابد. با این‌وجود اثر این متغیر هنوز بزرگ است. درآمدهای نفتی دولت در دوره نخست ۵/۸۵ درصد از نوسان‌های شاخص نابرابری را توضیح می‌دهد که سهم ایـن متغیر به ۱۲/۸۷ درصد در دوره ۲۰ افزایش یافتـه اسـت. سـهم تکانه مخارج دولـت در دوره نخسـت در توضـیح نوسـان‌هـای نابرابری ۰/۰۷ درصد است که در طول زمان افزایش‌یافته و بـه ۴/۱۵ درصد می‌رسد. این پدیده نشان از تأثیرگـذاری دولـت در زمینه نابرابری دارد. تورم در دوره نخسـت ۰/۰۹۹۲۱ درصـد از

نوسان‌های شاخص تولید را توضیح می‌دهد و در دورهٔ پایانی، سهم این متغیر ۰/۹۵ درصد است. نرخ بیکاری مانند تورم در بلندمدت سهم نسبتاً کمی را در تغییرهای شاخص نابرابری داراست. این متغیر در دوره نخست ۱/۲۳ درصد از نوسان‌های نابرابری را توضیح می‌دهد که باگذشت زمان سهم آن افزایش‌یافته و در دوره پایانی، به بیشترین مقدار خود یعنی ۱/۵۷ درصد می‌رسد. در نهایت متغیر مورد نظر پیکتی (r-g) نیز سهم کمی در توضیح نوسانات نابرابری دارد. اثر این متغیر در دوره اول ۰/۰۹۱ درصد بوده که در نهایت بعد از ۲۰ دوره تنها ۰/۲۵۰۱۵۶ درصد از نوسانات نابرابری در ایران را توضیح می‌دهد.

بر اساس اطلاعات جدول (۳) و شکل (۴) در مقایسه تأثیر متغیرهای مختلف بر نابرابری، تکانه درآمدهای نفتی اثر زیادی در نوسان‌های این متغیر دارد؛ اما بیشترین سهم از تغییرهای آن مربوط به تکانه خود متغیر نابرابری است.

٤-۲-۳- برآورد و تحلیل نتایج مدل (۲)

در مدل (۲)، پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی در ایران به تکانه‌های متغیرهای مورد نظر مورد بررسی قرار گرفته و نتایج آن در نمودارهای شکل (۳) نشان داده‌شده است. نتایج حاکی از آن است که بروز تکانه در هیچ‌یک از متغیرها غیر از خود متغیر سهم سرمایه از درآمد ملی، اثر معناداری بر آن ندارد. در این حالت نیز پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه (r-g) بسیار مشابه پاسخ شاخص نابرابری به تکانه (r-g) در مدل (۱) است. بدین معنی که اثر تکانه (r-g) بر سهم سرمایه از درآمد ملی از نظر آماری معنی‌دار نیست. این نتیجه نشان می‌دهد که بر اساس برآورد مدل (۲) نیز، فرضیه پیکتی برای ایران تأیید نمی‌شود. نتیجه به‌دست آمده در این قسمت با مطالعه گویس (۲۰۱۶) در یک راستا بوده و تا حدودی غیرمعمول به نظر می‌رسد، زیرا حتی در مدل‌های استاندارد، انتظار می‌رود سهم سرمایه به دنبال تکانه‌های (r-g) افزایش یابد. بااین‌وجود یکی از دلایل این نتیجه می‌تواند این باشد که پیکتی کاهش بازده سرمایه که بر مبنای کشش جانشینی بین سرمایه و نیروی کار است، را بسیار کم در نظر گرفته است (راگنیل[1]، ۲۰۱۴). نتایج مدل (۲) برای کشور ایران در حالی است که پیکتی بیان می‌کند که با کاهش رشد اقتصادی و در حد نهایی خود با g=0، سهم سرمایه از درآمد ملی می‌تواند به ۱۰۰٪ رسیده و کارگران هیچ سهمی از درآمد دریافت ننمایند. اما گویس (۲۰۱۶) بیان می‌کند که این منطق در چارچوب مفروضات مدل خود پیکتی سازگار بوده و از نظر واقعی نیروهایی درونی یعنی کاهش قابل‌توجه در بازده سرمایه و تغییرات دوره‌ای[2] در نرخ پس‌انداز مانع از آن می‌شوند. بدین‌صورت که تا حد امکان نرخ بازگشت سرمایه کاهش‌یافته و انتقال پویای درآمد به صاحبان سرمایه ادامه نخواهد داشت. همچنین اگر رشد اقتصادی به صفر برسد، پس‌اندازها ممکن است در نهایت به صفر رسیده، و هرگونه اثر رشد پایین‌تر (و در نتیجه افزایش (r-g)) روی سهم سرمایه را جبران کند.

همچنین بر اساس نتایج، پاسخ سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه خود، مثبت و تا حدود ۴ دوره معنی‌دار بوده ولی به‌تدریج از اثر این تکانه به‌مرور کاسته شده، در نهایت پس از ۹ دوره اثر این تکانه از بین می‌رود. این نتیجه، مطابق با مبانی نظری و شواهد تجربی است؛ چرا که به نظر می‌رسد تکانه مثبت در شاخص نابرابری بر مقدارهای نابرابری آینده تأثیرگذار است. از طرف دیگر این نتیجه نیز مشابه پاسخ شاخص نابرابری مدل (۱) به تکانه نابرابری بوده و از اهمیت بالایی برخوردار است. دلیل این امر این است که پیکتی در تحلیل‌های خود علاوه بر (r-g)، یکی از نیروهای واگرایی نابرابری را رشد مداوم درآمد صاحبان سرمایه دانسته، که پاسخ مثبت سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه مثبت سرمایه می‌تواند این بخش از ایده‌های پیکتی را تأیید کند. همچنین مطابق نتایج نمودارهای شکل (۳) واکنش سهم سرمایه از درآمد ملی به تکانه‌های سایر متغیرها از نظر آماری معنی‌دار نیست. پاسخ نابرابری به درآمدهای نفتی مثبت بوده و پس از افزایش سریع در دوره‌های اولیه، در ادامه اثر آن کاهش‌یافته و پس از ۱۰ دوره اثر آن از بین می‌رود. همچنین اثر تکانه مثبت مخارج دولت، تورم و بیکاری بر سهم سرمایه از درآمد ملی منفی بوده و پس از حدود ۶ دوره اثر آنها از بین می‌رود.

جدول (۴) تجزیه واریانس و شکل (۴) تجزیه تاریخی شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی را نشان می‌دهد. همان‌طور که این نتایج نشان می‌دهند متغیر سهم سرمایه از درآمد ملی خود مؤثرترین عامل در توضیح نوسانات این متغیر است. همچنین متغیر درآمدهای نفتی دولت نیز عاملی تأثیرگذار در این زمینه است.

در دوره نخست، شاخص نابرابری ۹۵/۰۱ درصد از

1. Rognlie (2014)

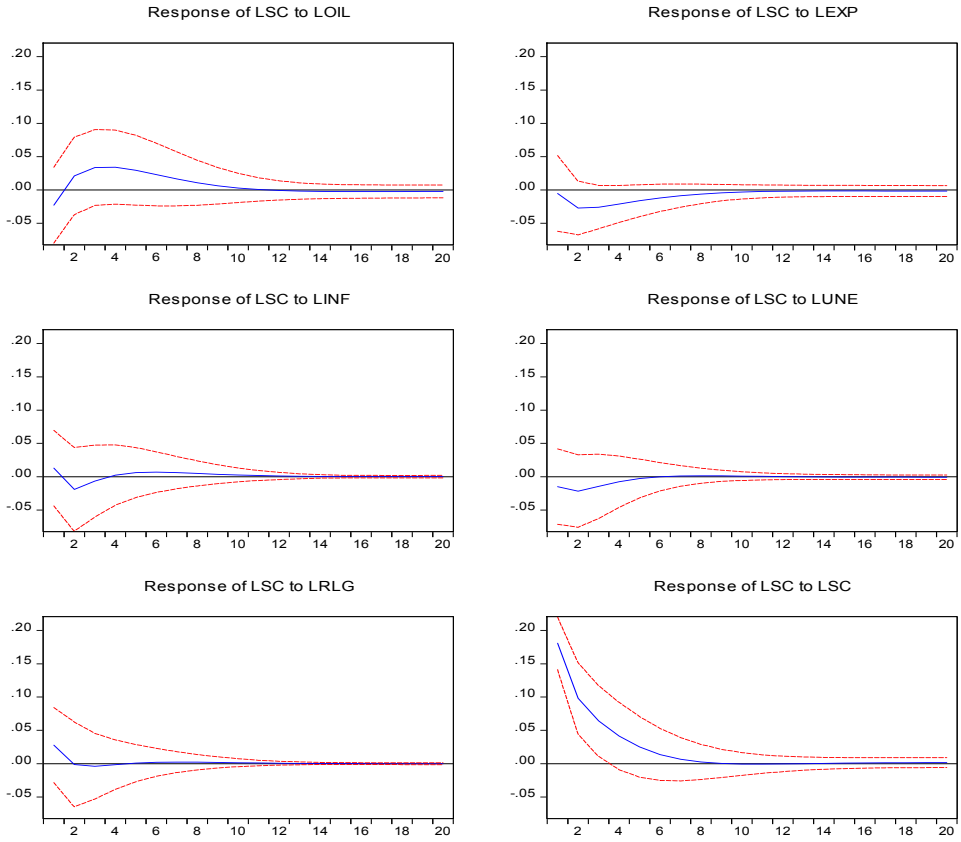
2. Pro-Cyclical

تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان باگذشت زمان به ۸۲/۸۴ درصد کاهش می‌یابد. درآمدهای نفتی دولت و مخارج دولت نیز در دوره نخست به ترتیب ۱/۵۱۴ و ۰/۰۷۶ درصد از نوسان‌های شاخص سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهند درحالی‌که سهم آنها به ۸/۷۰ و ۴/۱۵۷ درصد در دوره نهایی افزایش‌یافته است. این پدیده نشان از تأثیرگذاری نقش دولت در توزیع درآمد بین صاحبان سرمایه و نیروی کار در اقتصاد دارد. سهم تکانه تورم در دوره نخست در توضیح نوسان‌های نابرابری ۰/۴۸ درصد است که در طول زمان افزایش‌یافته و به ۱/۲۶ می‌رسد. بیکاری در دوره نخست ۰/۶۴۸ درصد از نوسان‌های سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهد و در دورهٔ پایانی، سهم این متغیر ۱/۶۴ درصد است. در نهایت اثر این متغیر مورد نظر پیکتی (r-g) در توضیح نوسانات سهم سرمایه از درآمد ملی در دوره اول ۲/۲۶ درصد بوده، که بعد از ۲۰ دوره به ۱/۳۸ درصد رسیده است.

جدول ٤. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۲)

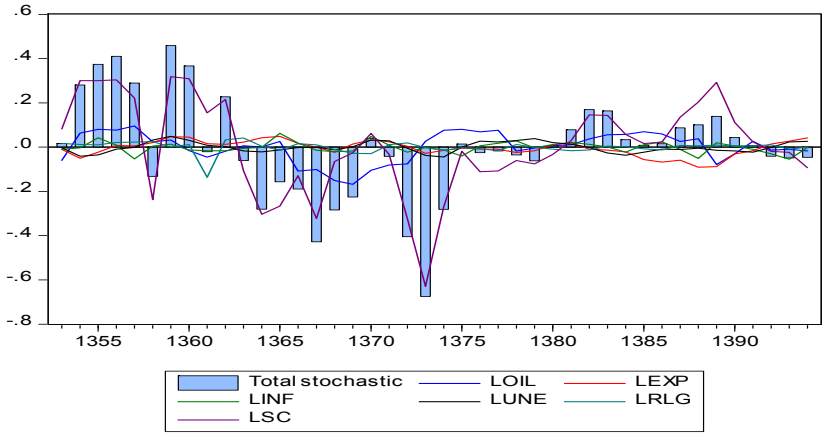
دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	۰/۴۴	۱/۵۱	۰/۰۷۶	۰/۴۸	۰/۶۵	۲/۲۶	۹۵/۰۱۶
۵	۰/۸۱۷	۷/۲۱۱	۳/۷۴	۱/۰۶۷	۱/۶۷	۱/۳۹	۸۴/۹۲
۱۰	۱/۰۰۴	۸/۶۵	۴/۱۱	۱/۲۶	۱/۶۴	۱/۳۸	۸۲/۹۵
۱۵	۱/۱۳	۸/۶۷	۴/۱۴	۱/۲۷	۱/۶۴	۱/۳۸	۸۲/۹۰
۲۰	۱/۲۴	۸/۷	۴/۱۶	۱/۲۶۵	۱/۶۴	۱/۳۸۲	۸۲/۸۴

مأخذ: یافته‌های پژوهش



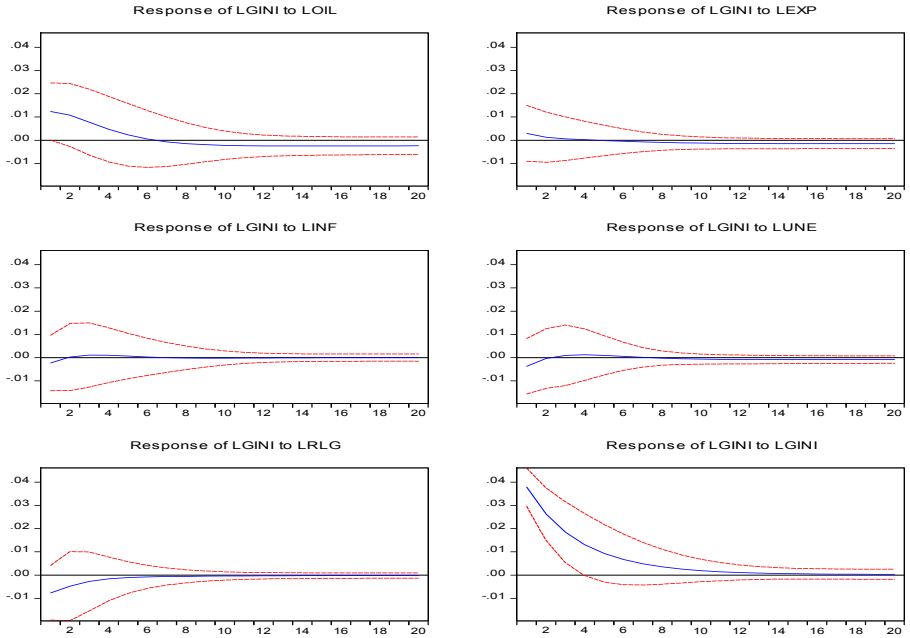
شکل ۳. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



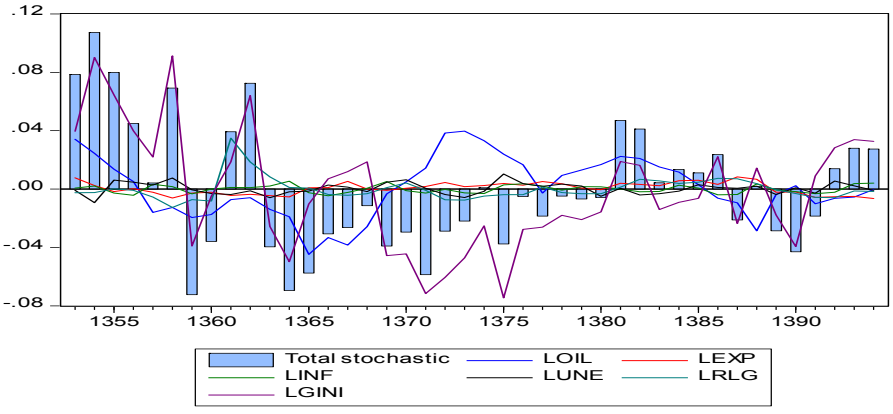
شکل ٤. تجزیه تاریخی مدل (۲)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ٥. توابع عکس‌العمل آنی مدل (۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش



شکل ٦. تجزیه تاریخی مدل (۳)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲-٤- برآورد و تحلیل نتایج مدل (۳)

همان‌طور که در شکل (۵) نشان داده‌شده است، در مدل (۳) پاسخ شاخص نابرابری به تکانه‌های (r-g) به مقدار خیلی کم منفی بوده و از نظر آماری معنی‌دار نبوده و پس از ۵ دوره اثر آن به سمت صفر همگرا می‌شود. بنابراین استفاده از متغیر ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری نیز نتایج به‌دست آمده در مدل (۱) و (۲) را رد نکرده و در راستای نتایج آن دو می‌باشد، از این‌رو مطابق مدل (۳) نیز فرضیه پیکتی برای ایران تأیید نمی‌شود.

نتایج شکل (۵) حاکی از آن است که تابع واکنش ضریب جینی به تکانه خود از دوره نخست تا دوره ۱۲ مثبت است که تا دوره ۴ از لحاظ آماری معنادار است. این نتیجه، مطابق با مبانی نظری و شواهد تجربی است؛ چراکه سری‌های زمانی تابعی از مقادیر گذشته خود هستند و به نظر می‌رسد که تکانه مثبت در شاخص ضریب جینی بر مقدارهای نابرابری آینده تأثیرگذار است. از طرف دیگر در مدل (۳) ضریب جینی به یک تکانه مثبت درآمدهای نفتی واکنش مثبت نشان می‌دهد. هرچند پس از ۸ دوره این اثر از بین رفته و سپس در مقدار بسیار کم منفی باقی می‌ماند. همچنین پاسخ ضریب جینی به تکانه‌های مثبت بیکاری، مخارج دولت و تورم معنی‌دار نبوده و به‌سرعت به سمت صفر همگرا می‌شود.

جدول (۵) تجزیه واریانس و شکل (۶) تجزیه تاریخی شاخص ضریب جینی را نشان می‌دهند. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد در دوره نخست، شاخص نابرابری ۷۵/۸۵ درصد از تغییرهای خود را توضیح می‌دهد اما این میزان باگذشت زمان به ۸۲/۷۱ درصد افزایش می‌یابد. درآمدهای نفتی دولت ۹/۱۰۶ درصد از نوسان‌های شاخص نابرابری را در دوره نخست توضیح می‌دهد که این سهم به ۱۲/۵۲ درصد در دوره بیست افزایش‌یافته است. سهم تکانه‌های مخارج دولت و تورم در توضیح نوسان‌های نابرابری در دوره نخست به ترتیب ۰/۵۲ و ۰/۳۱ درصد است که در طول زمان به ۱/۰۳ و ۰/۲۴ می‌رسد. همچنین بیکاری در دوره نخست تنها ۰/۸۲ درصد از نوسان‌های سهم سرمایه از درآمد ملی را توضیح می‌دهد و در دوره پایانی، سهم این متغیر به ۰/۷۴ درصد رسیده است. در نهایت اثر متغیر (r-g) در توضیح نوسانات ضریب جینی در دوره اول ۳/۴۶ درصد بوده که بعد از ۲۰ دوره به ۲/۷۳ درصد کاهش یافته است.

بر اساس اطلاعات جدول (۵) و شکل (۶) در مقایسه تأثیر متغیرهای مختلف بر ضریب جینی، تکانه‌های خود متغیر و درآمدهای نفتی اثر بیشتری در نوسان‌های این متغیر دارند.

جدول ۵. تجزیه واریانس ساختاری مدل (۳)

دوره	S/E	تکانه ۱	تکانه ۲	تکانه ۳	تکانه ۴	تکانه ۵	تکانه ۶
۱	۰/۴۴	۹/۱۱	۰/۵۳	۰/۳۲	۰/۸۳	۳/۴۶	۸۵/۷۵
۵	۰/۸۳	۱۱/۲	۰/۳۴	۰/۲۵	۰/۵۴	۲/۸۴	۸۴/۸۷
۱۰	۰/۹۹	۱۱/۱	۰/۴۵	۰/۲۵	۰/۵۶	۲/۷۹	۸۴/۸۳
۱۵	۱/۱	۱۱/۸	۰/۷۳	۰/۲۵	۰/۶۵	۲/۷۷	۸۳/۷۸
۲۰	۱/۲	۱۲/۵	۱/۰۳	۰/۲۴	۰/۷۴	۲/۷۳	۸۲/۷۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

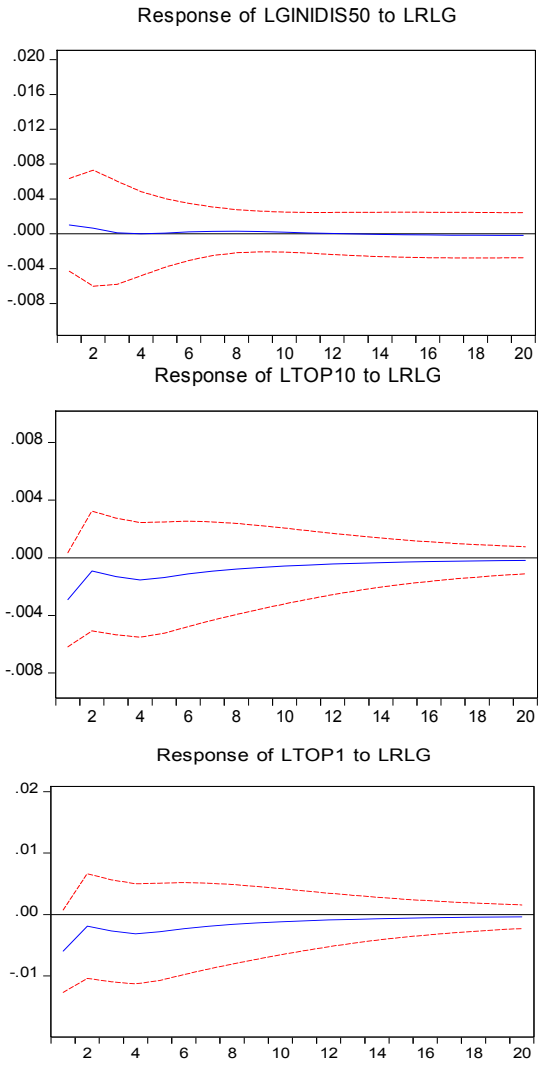
٤-۲-٥- برآورد مدل‌های الگو با شاخص‌های جایگزین

در این قسمت برای بررسی قابلیت اعتماد نتایج به‌دست آمده در برآوردهای قبلی، مدل‌های الگو با چند متغیر جایگزین مجدداً برآورد شده است. برای این کار در ابتدا، با توجه به قابل بحث بودن شاخص‌های نابرابری، سه شاخص دیگر برای اندازه‌گیری نابرابری در نظر گرفته شده است. در حالت اول، از شاخص ضریب جینی خالص[1] (GINIDIS50) که پس از کسر مالیات بر درآمد اشخاص به دست می‌آید، استفاده شده است. این شاخص از مجموعه داده های نابرابری درآمد جهانی استاندارد شده[2] که توسط سولت[3] (۲۰۱۴) ارائه گردیده، استخراج شده است. سپس الگو با استفاده از دو متغیر سهم درآمدی دهک آخر (۱۰ درصد ثروتمندترین) از درآمد ملی (TOP10) و سهم درآمد صدک آخر (۱ درصد ثروتمندترین) از درآمد ملی (TOP1)، برآورد گردیده است. این دو متغیر نیز از مجموعه داده‌های نابرابری جهانی۴ که توسط پیکتی و همکاران جمع‌آوری شده، به‌دست آمده است. نمودارهای شکل (۷) واکنش این شاخص‌ها را به اندازه یک انحراف معیار تکانه در متغیر (r-g) نشان می‌دهد.

همچنین با توجه به متفاوت بودن نرخ بازده سرمایه در بخش‌های مختلف اقتصاد، جهت برآورد مجدد مدل‌ها در متغیر (r-g)، نرخ بهره بلندمدت به‌عنوان معیار بازده سرمایه جایگزین r شده است. با در نظر گرفتن مشکلات محاسبه دقیق نرخ بازده سرمایه در کشورهای مختلف، عجم اغلو و رابینسون (۲۰۱۵) و فاکیر و همکاران (۲۰۱۷) نرخ بهره واقعی، و گویس

1. Net Gini
2. Standardized World Income Inequality Data (SWIID)
3. Solt (2014)
4. World Inequality Database (WID)

(۲۰۱۶) بازدهی اوراق قرضه بلندمدت را به‌عنوان مناسب‌ترین جانشین[1] برای بازده واقعی سرمایه به‌کار برده‌اند.



شکل ۷. توابع عکس‌العمل آنی الگو با متغیرهای جایگزین نابرابری

مأخذ: یافته‌های پژوهش

با توجه به عدم دسترسی به داده‌های مربوط به اوراق قرضه در دوره مورد نظر در ایران، در این مطالعه نزدیک‌ترین جانشین به این متغیر، یعنی نرخ بهره اسمی بلندمدت (سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری ۵ ساله) به‌عنوان جانشین بازده کل سرمایه در ایران انتخاب‌شده است. سپس برای تبدیل بازده اسمی به بازده واقعی، میزان تورم سالانه از آن کم شده است. بنابراین نرخ بازده واقعی سرمایه (r) به‌صورت (۲۹) به‌دست آمده است:

$$r_t = (i_t - d_t) \quad (۲۹)$$

که در آن r_t، بازده واقعی سرمایه است، متغیر i_t نرخ بهره اسمی بلندمدت بوده و d_t، درصد تورم سالانه است. نتایج توابع واکنش شاخص‌های نابرابری به تکانه (r-g) با جایگزینی متغیر نرخ بهره واقعی بلندمدت در نمودارهای شکل (۸) نشان داده شده است.

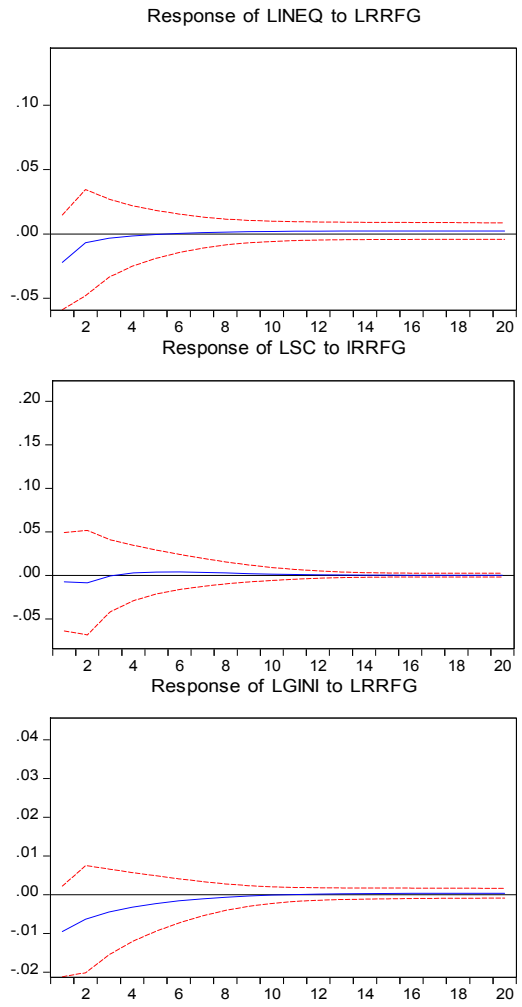
در نهایت با توجه به اینکه درآمدهای نفتی ایران سهم نسبتاً بالایی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده و در نتیجه رشد اقتصادی نیز متأثر از میزان نوسانات درآمدهای نفتی است، در حالت سوم در متغیر (r-g) میزان رشد اقتصادی بدون نفت به‌جای رشد تولید ناخالص داخلی جایگزین g شده است. در نمودارهای شکل (۹) پاسخ شاخص‌های نابرابری در هر سه مدل الگو به تکانه‌های متغیر مورد نظر (RLGO) نشان داده شده است.

همان‌طور که نمودارهای شکل‌های (۷) تا (۹) نشان می‌دهند نتایج به‌دست آمده در تمامی حالت‌های جایگزین، مشابه مدل‌های اولیه است. پاسخ ضریب جینی استاندارد، سهم درآمدی دهک بالا و سهم درآمدی صدک آخر به‌عنوان شاخص نابرابری جایگزین به تکانه مثبت (r-g) مشابه مدل‌های پایه الگو بوده و از نظر آماری معنی‌دار نیست. همچنین با جایگزینی نرخ بهره بلندمدت به‌جای نرخ بازده سرمایه، پاسخ شاخص‌های نابرابری به تکانه متغیر مورد نظر پیکتی نسبت به حالت‌های اولیه الگو تغییر نکرده و حاکی از عدم تأثیر معنی‌دار این متغیر بر شاخص‌های نابرابری است. در نهایت هنگامی‌که مجدداً مدل‌های الگو با جایگزینی رشد اقتصادی بدون نفت در متغیر (r-g) برآورد شده‌اند، نتایج شبیه مدل‌های (۱) تا (۳) بوده و پاسخ‌های نابرابری به تکانه مثبت (r-g) تغییر معناداری نمی‌کند.

به‌طور کلی، نتایج به‌دست آمده برای اندازه‌گیری‌های مختلف نسبتاً قابل‌اتکا هستند. بنابراین هیچ شواهدی وجود ندارد که در ایران نابرابری به افزایش شکاف (r-g) پاسخ مثبت دهد. از آنجایی‌که نتایج تخمین‌ها تئوری پیکتی را تأیید نمی‌کنند، نابرابری درآمدی مشاهده‌شده در دهه‌های گذشته در ایران، احتمالاً به عوامل دیگری غیر از شکاف r و g مانند عوامل نهادی مرتبط می‌باشد. به عنوان مثال همان‌طور که چونگ و گرادستین[2] (۲۰۰۷) و فاکیر و همکاران (۲۰۱۷) نشان می‌دهند، عدم بهبود کیفیت نهادها می‌تواند باعث افزایش نابرابری شود.

1. Proxy

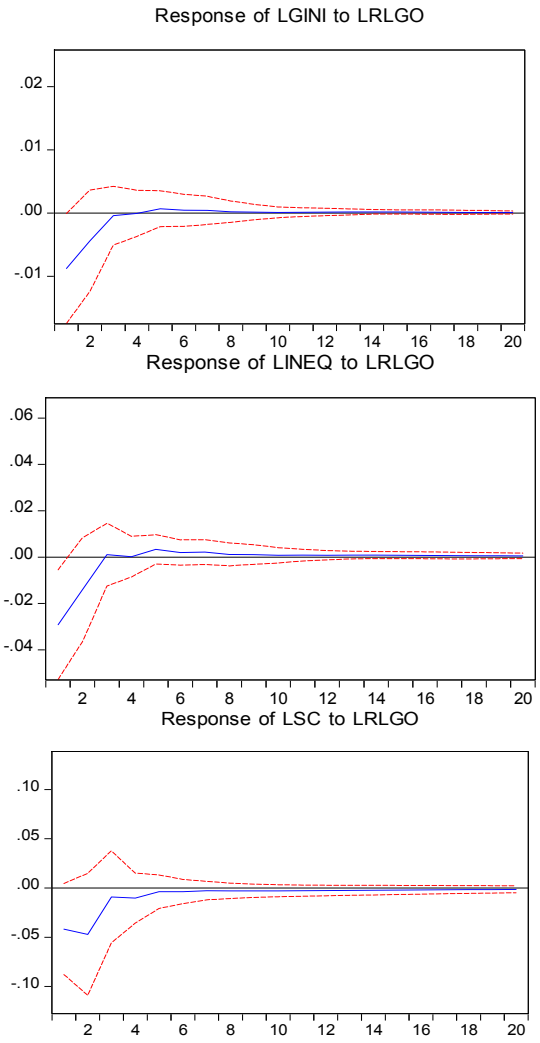
2. Chong & Gradstein (2007)



شکل ۸. توابع عکس‌العمل آنی الگو با متغیر جایگزین نرخ بهره بلندمدت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

منطق اساسی این است که اگر قوانین اساسی رفتار اقتصادی به‌طور متقارن[1] اجرا نشوند، ثروتمندان فرصت بیشتری برای کسب رانت‌های اقتصادی خواهند داشت، و این در نهایت منجر به افزایش نابرابری در جامعه خواهد شد. این نکته‌ای است که عجم اغلو و رابینسون (۲۰۱۵) بر آن تأکید کرده و بیان می‌کنند که نهادهای اقتصادی بر توزیع مهارت‌ها در جامعه تأثیر گذاشته و در نتیجه به‌طور غیرمستقیم الگوهای نابرابری را تعیین می‌کنند. با توجه به عدم تأثیرگذاری متغیر مورد نظر پیکتی بر نابرابری در ایران، این امکان وجود دارد که شکست‌های نهادی مانند وجود فساد، عدم کارایی دولت و ... توضیحات قانع‌کننده‌تری برای پویایی‌های نابرابری در ایران داشته باشند.



شکل ۹. توابع عکس‌العمل آنی مدل‌های با متغیر جایگزین رشد اقتصادی بدون نفت

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵. بحث و نتیجه‌گیری

نابرابری یک پدیده پیچیده بوده و عوامل متفاوتی بر آن تأثیرگذار هستند. بدون شناخت دقیق از علل اساسی روند نابرابری و عوامل آن، امکان طراحی و اتخاذ اقدامات سیاستی صحیح برای مقابله با آن دشوار خواهد بود. در این راستا هدف این مطالعه آزمون فرضیه اصلی توماس پیکتی در کتاب سرمایه در قرن بیست و یکم درباره علل اصلی نابرابری برای کشور ایران است. بدین منظور با استفاده از الگوی اقتصادسنجی خودتوضیح برداری ساختاری اثر شکاف نرخ بازده سرمایه و رشد اقتصادی (r-g) و سایر متغیرهای تأثیرگذار بر نابرابری درآمدی در ایران طی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۲ بررسی شد.

1. Symmetrically

نتایج این مطالعه نشان داد که هیچ شواهدی برای تأیید این فرضیه که شکاف (r-g) باعث افزایش نابرابری در ایران طی دوره مورد مطالعه می‌شود، وجود ندارد. نتیجه به‌دست آمده با استفاده از معیارهای متفاوت از نابرابری نیز یکسان بوده و با تغییر شاخص‌ها، نتیجه به‌دست آمده تغییر معنی‌داری نمی‌کند. بدین معنی که صرف‌نظر از اینکه نابرابری با شاخص نابرابری توسط شاخص ضریب جینی یا شاخص نسبت درآمد دهک آخر به درآمد دهک اول و همچنین سهم سرمایه از درآمد ملی اندازه‌گیری شود، نتایج کلی به‌دست آمده یکسان است. عدم تأیید فرضیه پیکتی می‌تواند به‌این‌علت باشد که نیروهای تأثیرگذار دیگری مانند نرخ پس‌انداز دوره‌ای (سیکلی) که در بعضی از دوره‌ها مانع از افزایش بزرگ در سهم سرمایه در درآمد ملی و در نتیجه نابرابری می‌شوند، از سوی پیکتی نادیده گرفته شده است. از طرف دیگر این امکان وجود دارد که نابرابری در ایران در ارتباط با عوامل اصلی دیگری مانند محیط نهادی، دخالت دولت در اقتصاد و ... باشد و در نتیجه از اثر شکاف بین نرخ بازده سرمایه و نرخ رشد اقتصادی بر نابرابری کاسته شود.

نتایج این مطالعه نشان داد که بیشترین توضیح در نوسانات نابرابری یک دوره، توسط نابرابری در دوره‌های قبل ارائه گردیده و تکانه مثبت نابرابری اثر مثبت و معنی‌داری بر نابرابری دارد. از این‌رو پیشنهاد می‌شود سیاست‌گذاران در ایران بر بازده سرمایه و در نتیجه شکاف بین نرخ رشد اقتصادی و بازده سرمایه به‌عنوان عامل اصلی افزایش نابرابری تأکید نکرده، بلکه لازم است بر عوامل ممکن دیگر مانند نابرابری موجود، عدم سیستم مالیاتی کارا و ... متمرکز شوند.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، بانک اطلاعات سری زمانی، ۱۳۹۷.

حیدری، حسن و حسن‌زاده، اکبر (۱۳۹۵). "رابطهٔ نابرابری درآمدی و رشد اقتصادی در ایران". *فصلنامهٔ رفاه اجتماعی*، سال شانزدهم، شماره ۶۴، ۱۲۵-۸۹.

سوری، علی (۱۳۹۱). "اقتصادسنجی همراه با کاربرد EVIEWS7". چاپ سوم، جلد ۲، تهران: نشر فرهنگ شناسی و نشر نور علم.

طیبی، حسین (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر نابرابری درآمدی". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تبریز.

نصراللهی، زهرا؛ انصاری سامانی، حبیب و روزبهانی، معصومه (۱۳۹۷). " برآورد تأثیر نابرابری درآمد بر شاخص توسعه پایدار: شواهدی از استان‌های ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۷۸-۶۱.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی". تهران: موسسه خدمات فرهنگی رسا. چاپ اول.

Acemoglu, D. & Robinson, J. A. (2015). "The Rise and Decline of General Laws of Capitalism". *The Journal of Economic Perspectives,* 29(1), 3-28.

Alesina, A. & Rodrik, D. (1994). "Distributive Politics and Economic Growth". *The Quarterly Journal of Economics*, 109, 465-490.

Altman, M. (2003). "Economic Growth and Income Equity: Implications of a Behavioral Model of Economic Growth for Public Policy". *Canadian Public Policy*, 60, 87-118.

Blanchard, O. & Quah, D. (1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances". *American Economic Review*, 79, 655-673.

Blanchard, O. & Perotti, R. (2002). "Estimating The Effects of Fiscal Policy in Oecd Countries". *European Network of Economic Policy Research Institutes,* Working Paper NO. 15.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.

Clarida, R. & Gali, J. (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?". *NBER Working Papers 4658, National Bureau of Economic Research, Inc.*

Elbourne, A. (2008). "The UK Housing Market and the Transmission of Monetary Policy: An SVAR Approach". *Journal of Housing Economics*, 17(1), 65-87.

Enders, W. (2004). "Applied Time Series Econometrics". *Hoboken: John Wiley and Sons.*

Fakir, A. M., Ahmad, A. U., Hosain, K. M., Hossain, M. R. & Gani, R. S. (2017). "The Comparative Effect of Corruption and Piketty's Second Fundamental Law of Capitalism on Inequality". *Economic Analysis and Policy*, 55, 90-105.

Fat´as, A. & Mihov, I. (2003). "The Case for Restricting Fiscal Policy Discretion". *CREI.CEPR Conference on Fiscal Policy*, 1-32.

Góes, C. (2016). "Testing Piketty's Hypothesis on the Drivers of Income Inequality: Evidence from Panel Vars with Heterogeneous Dynamics". *IMF Working Paper*, WP.16.160, 1-27.

Grigoli, F., Paredes, E. & Di Bella, G. (2017). "Inequality and Growth: A Heterogeneous Approach". *International Monetary Fund Working Paper,* 1-34.

Heppke-Falk, K. H., Tenhofen, J. & Wolf, G. B. (2006). "The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis" [online]. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1:* Economic Studies, No 41.2006. Available from: [http://econstor.eu/bitstream/10419/19670/1/200641dkp.pdf].

Hiraguchi, R. (2017). "Wealth Inequality, or r–g, in the Economic Growth Model". *Macroeconomic Dynamics*, 5(3), 1-10.

Kilian, L. (2011). "Structural Vector Autoregressions. Centre for Economic Policy Research". *Discussion Paper*, (8515), 1-35. University of Michigan. Accessible from: http://www-personal.umich/edu/~lkilian. elgarhdbk_kilian.pdf

Krusell, P. & Smith Jr, A. A. (2015). "Is Piketty's "Second Law of Capitalism" Fundamental?". *Journal of Political Economy,* 123(4), 725-748.

Mankiw, N. G. (2015). "Yes, r> g. So what?". *The American Economic Review*, 105(5), 43-47.

McCloskey, D. N. (2014). "Measured, Unmeasured, Mismeasured, and Unjustified Pessimism: a Review Essay of Thomas Piketty's Capital in the Twenty-First Century". *Erasmus Journal for Philosophy and Economics*, 7(2), 73-115.

Milanovic, B. (2014). "The Return of "Patrimonial Capitalism": a Review of Thomas Piketty's Capital in the Twenty-First Century". *Journal of Economic Literature*, 52(2), 519-534.

Milanovic, B. (2016). "Global Inequality: A New Approach for the Age of Globalization". *Panoeconomicus*, 63(4), 493-501.

Moseley, F. (2015). "Piketty and Marginal Productivity Theory: A Superficial Application of an Incoherent Theory". *International Journal of Political Economy,* 44(2), 105-120.

Nwafor, G. O., Odokp, O., Atsu, U. & Esuabana, I. M. (2016). "Modelling and Adequacy of Vector Autoregressive". *International Journal of Scientific Engineering and Applied Science (IJSEAS)*, 2(9), 78-88.

Ng, Y. K. (2015). "Is an Increasing Capital Share Under Capitalism Inevitable?". *European Journal of Political Economy*, 38, 82-86.

Perotti, R. (2002). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries". *International Seminar on Macroeconomics Working Paper,* No. 168, August

Piketty, T. (2014). "Capital in the Twenty-First Century (translated by Arthur Goldhammer)". *The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge, Mass*. 685 p.

Piketty, T. (2015). "Putting Distribution Back at the Center of Economics: Reflections on Capital in the Twenty-First Century". *The Journal of Economic Perspectives*, 29(1), 67-88.

Ravnik, R. & Žilić, I. (2011). "The Use of

SVAR Analysis in Determining the Effects of Fiscal Shocks in Croatia". *Financial Theory and Practice,* 35(1), 25-58.

Rognlie, M. (2014). "A Note on Piketty and Diminishing Returns to Capital". *Tillgänglig*: http://www. mit. edu.~mrognlie/piketty_diminishing_returns. pdf.

Rognlie, M. (2014). "A Note on Piketty and Diminishing Returns to Capital". http://www.mit.edu/~mrognlie.piketty_diminishing_returns.pdf. Accessed: 11-Feb-2016.

Rubin, A. & Segal, D. (2015). "The Effects of Economic Growth on Income Inequality in the US". *Journal of Macroeconomics*, 45, 258-273.

Sims, C. A. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?". *Quarterly Review*, 12(2), 2-16.

Sims, C. A., Stock, J. H. & Watson, M. W. (1990). "Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 34(3), 113-144.

Solt, F. (2014). "The Standardized World Income Inequality Database". *Working paper, SWIID Version 5.0.* Retrieved from: http://myweb.uiowa/edu/fsolt/papers/Solt2014(Accessed 24/05/16).

Van Schaik, T. (2015). "On the Link between piketty's Laws". In CESifo Forum1, 6(1), 11-34. *Institut für Wirtschaftsforschung* (Ifo).

Van Treeck, T. (2015). "r> g: Why the Piketty Debate' Unsettles Germany's Economic Experts". In CESifo Forum, 16(1), 26-34.

پیوست‌ها:

۱- برآورد تابع تولید کاب داگلاس

فرم کلی تابع تولید کاب–داگلاس به صورت زیر می‌باشد:

$$Y(t)=K(t)/A(t)L(t)$$

به منظور خطی سازی رابطه جهت تخمین از رابطه فوق لگاریتم طبیعی می‌گیریم که نتایج به صورت زیر است:

$$\ln Y(t) = \ln K(t) + \ln L(t) + \ln A(t)$$

با توجه به این نکته که داده‌های ما از نوع سری زمانی می‌باشد، جهت اجتناب از رگرسیون کاذب ابتدا مانایی متغیرها بر اساس آزمون‌های دیکی فولر و فیلیپس پرون بررسی می‌شود.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر

متغیر	نتایج آزمون در سطح					نتایج آزمون با یکبار تفاضل‌گیری				
	آماره	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتایج	آماره	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتایج
Ln(GDP)	-۲/۵۶	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹	نامانا	-۴/۴۴	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا
Ln(K)	-۳/۸۹	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا	----	----	----	----	----
Ln(L)	-۵/۴۷	-۴/۲۶	-۳/۵۵	-۳/۲	مانا	----	----	----	----	----

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج به دست آمده از آزمون ریشه واحد دیکی–فولر نشان می‌دهد که متغیر لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP) با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شده است، متغیرهای لگاریتم موجودی سرمایه و لگاریتم نیروی کار در سطح ایستا می‌باشند. بر اساس نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس–پرون متغیرهای لگاریتم تولید ناخالص داخلی(GDP) و لگاریتم نیروی کار با یکبار تفاضل‌گیری ایستا می‌شوند و متغیر لگاریتم موجودی سرمایه در سطح ایستا می‌باشد. بر اساس هر دو آزمون ریشه واحد دیکی–فولر و فیلیپس پرون روش تخمین مناسب برای تابع تولید روش ARDL می‌باشد.

جدول ۲. نتایج آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون

متغیر	نتایج آزمون در سطح					نتایج آزمون با یکبار تفاضل‌گیری				
	آماره	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتایج	آماره	٪۱	٪۵	٪۱۰	نتایج
GDP Ln	-۲/۰۵	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	نامانا	-۴/۱۳	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا
Ln(K)	-۴/۱	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا	--	---	--	--	--
Ln(L)	-۰/۴۲	-۴/۱۹	-۳/۵۲	-۳/۱۹	نامانا	-۵/۲	-۴/۲	-۳/۵۲	-۳/۱۹	مانا

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول۳. نتایج آزمون باند

F-statistic	significance	i0 bound	i1 bound
۹/۵۵	٪۱۰	۳/۱۷	۴/۱۴
	٪۵	۳/۷۹	۴/۸۵
	٪ ۲/۵	۴/۴۱	۵/۵۲
	٪۱	۵/۱۵	۶/۳۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول فوق آماره آزمون باند در تمامی سطوح از مقادیر بحرانی بالاتر است. بدین ترتیب فرض صفر آزمون باند مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد می‌شود.

نتایج رابطه بلندمدت مدل ARDL:

بر اساس نتایج آزمون باند رابطه بلندمدت میان متغیرهای تابع تولید می‌تواند وجود داشته باشد بر این مبنا رابطه بلندمدت تابع تولید بر اساس معیار آکائیک (AIC) و با حداکثر طول وقفه ۳ به صورت زیر به دست آمد.

جدول ٤. نتایج تخمین رابطه بلندمدت

متغیر وابسته (Ln(GDP))	ARDL(2,3,0), (AIC)		
t-statistic	std/error	ضریب	متغیر
۵/۹۱	۰/۱۱	۰/۶۷	LK
۲/۹۸	۰/۱۴	۰/۴۲	LL
-۱/۰۰۷	۰/۵۷	-۰/۵۷	C

مأخذ: یافته‌های پژوهش

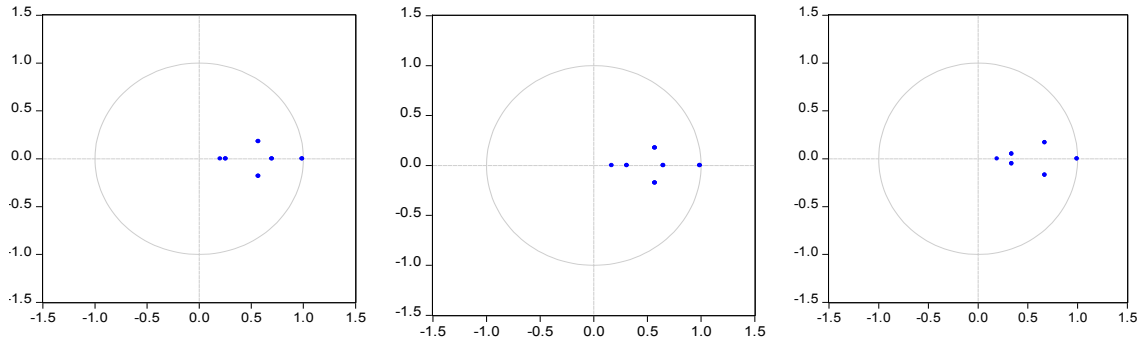
بر اساس نتایج جدول فوق متغیرهای لگاریتم سرمایه و لگاریتم نیروی کار معنی دار بوده و ضرایب با انتظارات تئوریک سازگار است. متغیر عرض از مبدأ که معرف تکنولوژی است معنی‌دار نمی‌باشد اما چون آماره t آن بالای یک است می‌بایستی در مدل بماند. مطابق نتایج تخمین تابع تولید، سهم سرمایه از درآمد ملی ۰/۶۷ است.

۲- نتایج آزمون‌های الگو

جدول ۵. آزمون ثبات و مانایی الگوی VAR با استفاده از بررسی قدر مطلق ریشه‌های مشخصه

مدل ۱		مدل ۲		مدل ۳	
ضرایب	ریشه مشخصه	ضرایب	ریشه مشخصه	ضرایب	ریشه مشخصه
۰/۹۹	۰/۹۹۵	۰/۹۹۵	۰/۹۹۴	۰/۹۹	۰/۹۹
۰/۶۴۹	۰/۶۴۹	۰/۶۹۳	i۰/۱۶۹-۰/۶۷۲	۰/۶۹۹	۰/۶۹۹
۰/۵۹۶	i۰/۵۶۹-۰/۱۷۵	۰/۶۹۳	i۰/۶۷۲+۰/۱۶۹	۰/۸۳	i۰/۵۶۹+۰/۱۸
۰/۵۹۶	i۰/۵۷+۰/۱۷۵	۰/۳۴۲	I۰/۰۵۰--۰/۳۳۸	۰/۵۹۷	i۰/۵۶۹+۰/۱۸
۰/۳۱	۰/۳۱	۰/۳۴۲	I۰/۰۵۰+۰/۳۳۸	۰/۲۵۵	۰/۲۵۵
۰/۱۶۷	۰/۱۶۷	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲۰۳	۰/۲۰۳

مأخذ: یافته‌های پژوهش



مدل (۱) مدل (۲) مدل (۳)

شکل ۱. نتایج آزمون‌های ثبات الگوی VAR

جدول ٦. نتایج آزمون‌های خودهمبستگی LM و واریانس ناهمسانی وایت

آزمون LM	مدل اول		مدل دوم		مدل سوم	
وقفه‌ها	LM آماره	احتمال	LM آماره	احتمال	LM آماره	احتمال
۱	۴۵/۶	۰/۱۳	۴۳/۶	۰/۱۸	۴۳/۰۱۳	۰/۱۹
۲	۳۹/۹۷	۰/۳	۴۳/۲۱	۰/۱۹	۳۴/۲۶	۰/۵۵
۳	۴۲/۴۵	۰/۲۱	۳۵/۲۹	۰/۳۰	۴۰/۱۶	۰/۲۱
۴	۴۱/۱۴	۰/۲۶	۳۶/۳۳	۰/۴۵	۳۸/۵۱	۰/۳۶
۵	۲۸/۳۷	۰/۸۱	۲۶/۰۹	۰/۸۹	۲۵/۸۲	۰/۸۹
آزمون وایت[1]	آماره خی‌دو	احتمال	آماره خی‌دو	احتمال	آماره خی‌دو	احتمال
Joint test	۲۶۱/۰۷	۰/۳۳	۲۵۸/۳۳	۰/۳۸	۲۷۰/۴۲	۰/۲۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلیوس مدل ۱

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه		
تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال	تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال
None*	۱۵۳/۴۶	۰/۰۰	None*	۵۶/۳۲	۰/۰۰۲
At most 1*	۹۷/۱۴۳	۰/۰۱۱	At most 1*	۳۹/۷۸	۰/۰۳۴
At most 2	۵۷/۳۷	۰/۱۶	At most 2	۲۷/۲۳	۰/۱۸
At most 3	۳۰/۱۴	۰/۵	At most 3	۱۶/۱۴	۰/۵۳
At most 4	۱۴/۰۰۱	۰/۶۶	At most 4	۸/۹۷	۰/۷۳
At most 5	۵/۰۳۴	۰/۶	At most 5	۵/۰۳۴	۰/۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۱. جهت رعایت محدودیت حجم مقاله، جزئیات بیشتر این آزمون نشان داده نشده است.

جدول ۸. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلیوس مدل ۲

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه		
تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال	تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال
None*	۱۲۹/۳۳	۰/۰۰	None*	۵۸/۶۳	۰/۰۰
At most 1*	۷۰/۷۰	۰/۰۰۵	At most 1*	۳۳/۰۲۹	۰/۰۲۳
At most 2	۳۷/۶۸	۰/۰۸۷	At most 2*	۱۸/۷۱	۰/۲۳
At most 3	۱۸/۹۷	۰/۰۲	At most 3	۱۰/۸۵	۰/۴
At most 4	۸/۸۱۱	۰/۲۳	At most 4	۸/۰۴۱	۰/۱۷
At most 5	۰/۰۷۷	۰/۸۲	At most 5	۰/۰۷۷	۰/۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۹. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن- جوسیلیوس مدل ۳

آزمون اثر			آزمون حداکثر مقادیر ویژه		
تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال	تعداد بردار هم‌جمعی	مقدار آماره	احتمال
None*	۱۶۵/۲۲	۰/۰۰۰	None*	۵۸/۷۱	۰/۰۰۰۸
At most 1*	۱۰۶/۵۱	۰/۰۰۱۵	At most 1*	۴۳/۹۶	۰/۰۱۰۲
At most 2	۶۲/۵۵	۰/۰۶۴۳	At most 2*	۶۷/۲۷	۰/۰۱۵۹
At most 3	۳۴/۸۹	۰/۲۵	At most 3	۲۱/۰۲۱	۰/۱۹
At most 4	۱۳/۸۷	۰/۶۷	At most 4	۹/۳	۰/۶۹
At most 5	۴/۵۷	۰/۶۶	At most 5	۴/۵۷	۰/۶۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۷۴-۵۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (55-74)

بررسی اثر ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی: رویکرد پانل پویا (SYS-GMM)

علیرضا کازرونی[۱]، حسین اصغرپور[۲]، *مریم نفیسی مقدم[۳]
۱. استاد دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت، تبریز، ایران
۲. استاد دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت، تبریز، ایران
۳. دانشجوی دکترای اقتصاد، دانشگاه تبریز، دانشکده اقتصاد و مدیریت، تبریز، ایران
(دریافت: ۱۳۹۷/۶/۳۱ پذیرش: ۱۳۹۷/۸/۲۹)

The Effect of Political Stability and Democracy on Economic Growth in Selected Countries of the Organization of Islamic Cooperation: Dynamic Panel Approach (SYS-GMM)

Alireza Kazerooni[1], Hosein Asgharpour[2], *Maryam Nafisi Moghadam[3]
1. Profosser of Economics, Universityof Tabriz, Tabriz, Iran
2. Profosser of Economics, Universityof Tabriz, Tabriz, Iran
3. Ph.D. Studnt of Economics, Universityof Tabriz, Tabriz, Iran
(**Received:** 22/Sep/2018 **Accepted:** 20/Nov/2018)

چکیده:
هدف مطالعه حاضر بررسی اثر شاخص ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC) می‌باشد. برای این منظور از روش پانل پویا در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی برای ۳۴ کشور عضو OIC در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۶ استفاده شده است. برای اندازه‌گیری شاخص ثبات سیاسی با توجه به شرایط کشورهای مورد مطالعه از پنج مؤلفه درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی استفاده خواهد شد. نتایج حاصل از تخمین الگوهای رشد برای این مؤلفه‌ها نشان می‌دهد که کاهش جنگ داخلی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد بررسی دارد و سایر مؤلفه‌های ثبات سیاسی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند. در ادامه الگوی رشد دیگری با استفاده از شاخص ترکیبی ثبات سیاسی و نیز شاخص‌های دموکراسی طراحی شده است. این شاخص متشکل از پنج مؤلفه فوق است که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی PCA بدست آمده است. نتایج حاکی از آن است که ثبات سیاسی و دموکراسی تأثیر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای OIC دارد. لذا برقراری ثبات سیاسی و دموکراسی در این کشورها همانند سایر کشورهای در حال توسعه می‌تواند موجبات تسریع رشد اقتصادی را فراهم نماید.

واژگان کلیدی: رشد اقتصادی، ثبات سیاسی، دموکراسی، سازمان همکاری اسلامی، پانل پویا.
طبقه‌بندی JEL: O43، C23، P48.

Abstract:
The purpose of this study is to investigate the effect of political stability and democracy on economic growth in member countries of the Organisation of Islamic Cooperation (OIC). This study estimated panel regression using a Generalizes Method of Moments (GMM) framework, on a sample of 34 OIC member countries for the period of 1986-2014. In this research, a composite indicator of Internal Conflict, External Conflict, Military in Politics, Ethnic and Religious Tensions has been used to calculate the political stability index using the principal components analysis method (PCA). The results of the research show that political stability and democracy have a significant positive role in the economic growth.

Keywords: Economic Growth, Political Stability, Democracy, the Organisation of Islamic Cooperation (OIC), Dynamic Panel.
JEL: O43, C23, P48.

* **نویسنده مسئول:** مریم نفیسی مقدم
E-mail: nafisi1988@gmail.com

*Corresponding Author: Maryam Nafisi Moghadam

۱- مقدمه

رشد اقتصادی از مهم‌ترین مفاهیم اقتصاد کلان و از جمله موضوعات محوری در توسعه اقتصادی بشمار می‌رود که پژوهش‌های زیادی را در چند دهه گذشته به خود اختصاص داده است. براساس دیدگاه اقتصاددانان، رشد و توسعه اقتصادی به تنهایی با عوامل اقتصادی قابل توجیه نمی‌باشد. بنابراین انباشت سرمایه، سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و برخورداری از منابع طبیعی به تنهایی توضیح دهنده رشد اقتصادی نیستند. در مقابل روش‌های پیچیده‌ای که روابط انسانی را ساختارمند می‌کنند و نهادهایی که به تعاملات اقتصادی، سیاسی، دینی و سایر تعاملات شکل می‌بخشند کلید اصلی درک این پرسش است که چرا برخی جوامع قابلیت توسعه اقتصادی و سیاسی مداوم را دارند (نورث[1]، ۱۹۹۰: ۱۰۷؛ عجم اوغلو و همکاران[2]، ۲۰۰۳: ۶۱؛ رودریک و همکاران[3]، ۲۰۰۴: ۱۳۲).

مروری بر ادبیات تحقیق نشان می‌دهد که در نیمه اول دهه ۹۰ میلادی موجی از تئوری‌های اقتصاد سیاسی رشد، ظهور یافت. این تئوری‌ها عموماً بر اثرگذاری نوع رژیم سیاسی و ثبات (بی‌ثباتی) سیاسی بر رشد اقتصادی تأکید می‌کنند. براساس نظریات موجود تغییرات منظم و نامنظم سیاسی دولت بر رشد اقتصادی اثرات متفاوتی دارد (عرب مازار و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۳). تغییرات نامنظم سیاسی مانند کودتا که عموماً در نظام‌های دیکتاتوری اتفاق می‌افتد نااطمینانی محیط سیاسی کشور را افزایش داده و از این طریق اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد. در مقابل انتقال منظم و در چارچوب قانون اساسی که از ویژگی‌های نظام‌های دموکراتیک است می‌تواند منجر به بهبود فضای اقتصادی کشور شود[4].

پژوهش‌های مختلف نشان می‌دهد بی‌ثباتی سیاسی علّت رشد اقتصادی پایین کشورها است و در برخی مطالعات دیگر به عنوان نتیجه رشد اقتصادی ضعیف از آن یاد می‌کنند (آلسینا و همکاران[5]، ۱۹۹۶: ۱۸۹؛ بارو[6]، ۱۹۹۱: ۴۰۷). براساس تعریف آلسینا و همکاران (۱۹۹۶: ۱۹۱)، بی‌ثباتی سیاسی به تمایل تغییر دولت از طریق قانون یا غیرقانونی اطلاق می‌شود که می‌تواند منجر به کاهش رشد اقتصادی گردد. یک استدلال قوی برای این منظور اثرگذاری نااطمینانی بر تصمیمات اقتصادی مانند سرمایه‌گذاری، تولید و عرضه نیروی کار است. به عبارت دیگر، تمایل به تغییر دولت با ایجاد شرایط نااطمینان منجر به تردید عوامل اقتصادی خواهد شد که کاهش نوآوری، کاهش ابتکارات و خروج سرمایه از بخش تولیدی را در پی خواهد داشت.

براساس پارادایم اقتصاد اسلامی نیز، حفظ ثبات سیاسی و آرامش برای رونق و رفاه بیشتر انسان بارها در قرآن و سنت‌های مذهبی تأکید شده است. با توسعه اخیر اقتصاد اسلامی محققان معاصر مدل‌های رشد اسلامی را پیشنهاد دادند که در آن ثبات سیاسی به عنوان یک عامل تعیین‌کننده در مدل‌های رشد بیان شده است (اودین و همکارن[7]، ۲۰۱۷: ۶۱۰). با این وجود بسیاری از کشورهای مسلمان که بعد از جنگ جهانی دوم استقلال یافته‌اند؛ با بحران‌های سیاسی مختلف مانند: جنگ‌های منطقه‌ای، تهاجم خارجی، کودتاهای مکرر، شورش، خشونت‌های مذهبی و انقلاب مواجه شدند که تازه‌ترین آن بهار عربی[8] است.[9]

سازمان همکاری اسلامی[10] با هدف حمایت و حفاظت از منافع جهان اسلام و ترویج صلح بین‌المللی در سال ۱۹۶۹ تأسیس گردید. گستره عضویت این سازمان شامل کشورهایی می‌باشد که عموماً از لحاظ تاریخی، جغرافیایی، فرهنگی و مهمتر از آن مذهبی، وجوه مشترک زیادی دارند (میرجلیلی و همکاران، ۱۳۹۷: ۵۰). بررسی شرایط اقتصادی و سیاسی کشورهای اسلامی نشان می‌دهد علی‌رغم تأکید قرآن بر فراهم آوردن شرایط برای رفاه اقتصادی و آرامش سیاسی در کشور که لازمه

1. North (1990)
2. Acemoglu et al. (2003)
3. Rodric et al. (2004)
۴. به عنوان مثال در انتقال منظم نظام‌های دموکراتیک تغییرات منظم دولت بدلیل عملکرد اقتصادی ضعیف آن باعث تغییر دیدگاه رأی‌دهندگان شده و آنها به امید بهبود شرایط اقتصادی دولت جدیدی را انتخاب می‌نمایند.
5. Alesina et al. (1996)
6. Barro (1991)
7. Uddin et al. (2017)
8. Arab Springs
۹. مهمترین جنگ‌هایی که کشورهای مسلمان درگیر آن شده‌اند عبارتند از: جنگ اول کشمیر بین هند و پاکستان۱۹۴۸-۱۹۴۷؛ اولین جنگ اعراب و اسرائیل ۱۹۴۹-۱۹۴۸؛ جنگ مالایی ۱۹۶۰-۱۹۴۸؛ جنگ استقلال الجزایر ۱۹۶۲-۱۹۵۴؛ جنگ سوئز ۱۹۵۶؛ جنگ داخلی یمن ۱۹۷۰-۱۹۶۲؛ جنگ دوم کشمیر ۱۹۶۵؛ جنگ شش روزه ۱۹۶۷؛ جنگ استقلال بنگال ۱۹۷۱؛ جنگ داخلی لبنان ۱۹۷۵؛ جنگ داخلی افغانستان ۱۹۷۸ تاکنون؛ جنگ ایران و عراق ۱۹۸۸-۱۹۸۰، تهاجم اسرائیل و اشغال جنوب لبنان ۲۰۰۰-۱۹۸۲؛ جنگ خلیج فارس ۱۹۹۱؛ تهاجم آمریکا به افغانستان و عراق در ابتدای قرن حاضر، بهار عربی، درگیری در یمن و سوریه در سال‌های اخیر
10.The Organisation of Islamic Cooperation (OIC)

رسیدن به رشد اقتصادی مناسب می‌باشد، درجات مختلفی از بی‌ثباتی سیاسی در اغلب کشورهای اسلامی وجود دارد. وجود ساختار سیاسی ناکارآمد و انحرف از ساختار نهادی در این کشورها منجر به از بین رفتن فرصت‌های موجود سرمایه‌گذاری شده و کاهش رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت (آصفری و همکاران، ۱۳۹۸: ۵۵). لذا در این مقاله در کنار بررسی سایر متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی به بررسی اثر شاخص‌های ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۶ با استفاده از رویکرد پانل پویا در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پرداخته می‌شود. برای این منظور در ابتدا با توجه به شرایط کشورهای مورد مطالعه پنج مؤلفه[1] درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی برای اندازه‌گیری ثبات سیاسی انتخاب شده‌اند و جهت اثرگذاری آنها بر رشد اقتصادی مورد ارزیابی قرار گرفت. سپس با استفاده از روش PCA[2] شاخص ترکیبی ثبات سیاسی محاسبه خواهد شد و اثر آن بر رشد اقتصادی بررسی می‌شود. نوآوری این مقاله نسبت به مطالعات گذشته ملحوظ نمودن اثر شاخص ترکیبی جدید بر رشد اقتصادی در کشورهای OIC می‌باشد. با توجه به مطالب گفته شده شاخص ثبات سیاسی در این مقاله به‌گونه‌ای انتخاب شده است که فضای سیاسی کشورهای مورد بررسی را به خوبی نمایش دهد.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که بعد از مقدمه حاضر، در بخش دوم به بررسی ادبیات موضوع تحقیق پرداخته می‌شود. بخش‌های سوم به روش شناسی تحقیق و تصریح مدل تحقیق می‌پردازند. در بخش چهارم مدل تحقیق برآورد می‌شود و در نهایت بخش پنجم به بیان نتیجه‌گیری اختصاص خواهد یافت.

۲- ادبیات موضوع

براساس دیدگاه نورث و همکاران[3] (۲۰۰۶: ۲)، نه علم اقتصاد و نه علم سیاست هیچ کدام به تنهایی نمی‌توانند فرایند توسعه جوامع مدرن را تبیین کنند. واقعیت موجود در جوامع توسعه یافته نشان می‌دهد که این جوامع همواره اقتصاد توسعه یافته و سیاست توسعه یافته داشته‌اند. بنابراین ارتباط بین علم اقتصاد و علم سیاست بخش بنیادی از فرایند توسعه است. در این بخش به بیان نظریات پیرامون ثبات سیاسی و رشد اقتصادی و همچنین دموکراسی و رشد اقتصادی به عنوان دونهاد سیاسی مهم پرداخته می‌شود.

۲-۱- بررسی رابطه بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی

یکی از مهم‌ترین اثرات بی‌ثباتی سیاسی، تأثیر آن بر رشد اقتصادی است. ساده‌ترین و مؤثرترین نظریه‌ای که رشد اقتصادی را به طور مستقیم با بی ثباتی پیوند می دهد، توسط هانتینگتون[4] (۱۹۶۸) ارائه شده است. براساس دیدگاه هانتینگتون، گرچه سطح نسبتاً بالاتری از توسعه با ثبات همراه است، اما فرایند توسعه موجب ایجاد تنش‌ها و فشارهای منظمی می‌گردد که به نوبه خود منجر به بی‌ثباتی سیاسی می‌شوند (ساندرز[5]، ۱۳۹۶: ۲۳۴). بر مبنای ادبیات اقتصادی بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی سه دیدگاه عمده وجود دارد. گروه اول بر این عقیده هستند که دستیابی به رشد اقتصادی در نظر گرفته شده عامل اصلی ثبات سیاسی است. به عبارت دیگر، دستاورد اصلی سطوح بالای رشد اقتصادی، بهبود سطح زندگی افراد جامعه است (ون دی وال[6]، ۱۹۹۸: ۳۷۱) که به بهبود مسائل سیاسی کمک می‌کند. از سوی دیگر بسیاری از محققان به بررسی نقش بحران‌های اقتصادی در شکل‌گیری بی‌ثباتی سیاسی و تغییر رژیم سیاسی پرداختند. براساس دیدگاه آنها بسیاری از عوامل ساختاری مانند شرایط اجتماعی- اقتصادی از جمله درآمد سرانه و میزان سواد افراد جامعه می‌تواند بر تغییر رژیم سیاسی در کشورهای مختلف اثرگذار باشند. با توجه به نظریه نوسازی[7] سطح پایین این عوامل منجر به ایجاد حکومت‌های دیکتاتوری می‌شود و سطوح بالا برای حکومت‌های دموکراتیک مهم است (گسیوورسکی[8]، ۱۹۹۵: ۸۸۲). بنابراین کشورهای در حال گذار به تدریج و بی‌وقفه از حکومت‌های دیکتاتوری به حکومت‌های

---

۱. این مؤلفه‌ها از پایگاه داده‌ای International Country Risk Guide (ICRG) بدست آمده است.

2. Principle Component Analysis
3. North et al. (2006)
4. Huntington (1968)
5. Sanderz
6. Van de Walle (1998)
7. Modernization Theory
8. Gasiorowski (1995)

دموکراتیک تغییر می‌کنند (دوچ[1]، ۱۹۶۱: ۵۰۱؛ لیپست[2]، ۱۹۵۹: ۷۵؛ بورک هارت و لویس- بگ[3]، ۱۹۹۴: ۹۰۳). در این راستا، هگارد و کافمن[4] (۱۹۹۷: ۲۸۳-۲۶۳) بیان می‌کنند که اغلب گذار به دموکراسی در آمریکای لاتین در جریان بحران های اقتصادی اتفاق افتاده است. گسیوورسکی (۱۹۹۵: ۸۹۲) نشان می‌دهد که رکود اقتصادی احتمال کودتا را افزایش می‌دهد. همچنین آلسینا و پروتی[5] (۱۹۹۶: ۱۲۰۴)، نابرابری شدید اقتصادی را یکی از عوامل تعیین‌کننده بی‌ثباتی معرفی می‌کنند. میلج کویک و ریمال[6] (۲۰۰۸: ۲۴۵۴) نشان می‌دهند که عوامل اقتصادی مانند نرخ رشد درآمد بر بی‌ثباتی سیاسی اثرگذار است.

گروه دوم بر این عقیده هستند که ثبات سیاسی یکی از عوامل اصلی توسعه و رشد اقتصادی به حساب می‌آید (بلانکو و گریر[7]، ۲۰۰۹: ۷۸-۷۷). به عبارت دیگر بی‌ثباتی سیاسی و بدتر شدن اوضاع امنیتی منجر به توقف فعالیت‌های اقتصادی شده و می‌تواند بر سرمایه‌گذاری، خصوصیات بازار کار و فعالیت‌های گردشگری اثرگذار باشد (بشیر و سو[8]، ۲۰۱۴: ۶۱؛ آلسینا و تبلینی[9]، ۱۹۸۹: ۲۰۲-۲۰۱؛ آلسینا و همکاران، ۱۹۹۶: ۱۹۱-۱۸۹). لیپست در کتاب "انسان سیاسی: مبانی اجتماعی سیاست" نظام هایی را که دارای حکومت دموکراتیک مستمر بودند یا در طول سال های معینی حکومت پایداری داشتند با ثبات قلمداد می‌کند و آنهایی را که بین دو حالت در نوسان بودند بی‌ثبات معرفی می‌کند. به طور کلی، کارایی سیستم دولتی به پایداری قدرت سیاسی دولت وابسته است. یک دولت ناکارآمد در نظر گرفته می‌شود اگر دارای اهداف سیاسی متفاوت در یک دوره کوتاه‌مدت باشد. براساس استدلال گوپتا و همکاران[10] (۱۹۹۸: ۵۹۱-۵۹۰) رژیم‌های سیاسی می‌توانند از طریق مشروعیت سیاسی یا از طریق اجبار به ثبات سیاسی برسند. برخورد حکومت از طریق مشروعیت سیاسی باعث برقراری دموکراسی شده و روند رشد اقتصادی را تسریع می نماید. از سوی دیگر مقاومت حکومت در برابر تغییرات سیاسی می‌تواند منجر به بی ثباتی سیاسی کشور شود و روند نرخ رشد اقتصادی را آرام یا متوقف کند.

مطالعات گذشته عموماً نشان می‌دهند که بی‌ثباتی سیاسی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد و باعث عدم قطعیت سیاسی می‌شود. این کاهش رشد اقتصادی منجر به کاهش سطح فعالیت‌های اقتصادی شده و سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی را با ریسک مواجه می‌کند، لذا جریان سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. کاهش جریان سرمایه‌گذاری می‌تواند سطح پس‌انداز و بهره‌وری را کاهش داده و از طریق کاهش ظرفیت درآمد و قدرت خرید منجر به کاهش سطح مصرف گردد. از سوی دیگر، بی‌ثباتی سیاسی می‌تواند منجر به افزایش نرخ تورم و بیکاری شود. این افزایش تورم و نااطمینانی نیز به نوبه خود می‌تواند منجر به افزایش اعتصابات عمومی و خشونت در برابر کارفرمایان و سیاست‌های دولت گردد. افزایش اعتصابات و خشونت نیز مجددا باعث افزایش بی‌ثباتی سیاسی و کاهش رشد اقتصادی شده و این چرخه معیوب ادامه می‌یابد.

آلسینا و تبلینی (۱۹۸۹: ۲۰۰)، تبلینی و آلسینا (۱۹۹۰: ۳۷)، کوکرمن و همکاران[11] (۱۹۹۲: ۵۳۷) و اوزلر و تبلینی[12] (۱۹۹۱: ۱) نشان دادند که بی‌ثباتی سیاسی می‌تواند منجر به ناکارایی اقتصاد شود. همچنین بی‌ثباتی سیاسی احتمال شرکت افراد فرصت‌طلب در فعالیت‌های واسطه‌گری و غیرمولد را افزایش می‌دهد و منجر به کاهش ارزش پول ملی شده و افزایش قیمت ها و تزلزل ذخایر بانک مرکزی را بدنبال دارد. از سوی دیگر، بی ثباتی سیاسی می‌تواند تغییرات قابل توجهی را بر هزینه‌های عمومی دولت در غالب هزینه های امنیتی، نظامی و انتظامی ایجاد کند. به عبارت دیگر، بی‌ثباتی سیاسی می‌تواند بر رفتار مالی دولت اثرگذار بوده و اولویت‌های سیاسی را جایگزین اولویت‌های اقتصادی نماید و از این طریق کسری بودجه را افزایش و رشد اقتصادی را کاهش دهد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۲: ۶۳). دیدگاه سوم به یک ارتباط متقابل بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی اشاره می‌کنند (زابلوستکی[13]، ۱۹۹۶: ۱). یلماز و لونت[14] (۲۰۱۵: ۶۳) نشان دادند که یک رابطه‌ی علّیت دو طرفه بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی وجود دارد. در مطالعات انجام گرفته بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی نیز نتایجی متفاوتی بدست آمده که در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Deutsch (1961)
2. Lipset (1959)
3. Burkhart & Lewis-Beck (1994)
4. Haggard & Kaufman (1997)
5. Alesina & Perotti (1996)
6. Miljkovic & Rimal (2008)
7. Blanco & Grier (2009)
8. Bashir & Xu (2014)
9. Alesina & Tabellini (1989)
10. Gupta et al. (1998)
11. Cukierman et al. (1992)
12. Ozler & Tabellini (1991)
13. Zablotsky (1996)
14. Yilmaz & Levent (2015)

جدول ۱. مطالعات گذشته در زمینه ارتباط شاخص بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی

نویسندگان	کشور/ زمان/ روش تخمین	شاخص بی‌ثباتی سیاسی	نتایج	اثرگذاری بی‌ثباتی سیاسی
عزیز و همکاران[1] (۲۰۱۸: ۳۵-۱)	۱۲۶ کشور ۲۰۰۹-۲۰۰۰ روش پانل دیتا	درگیری مسلحانه	در کشورهای با درآمد بالا و متوسط بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی اثر نداشته اما در کشورهایی با درآمد پایین بی‌ثباتی سیاسی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارد.	(- و بی‌اثر)
اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۲۵-۶۱۰)	کشورهای در حال توسعه ۲۰۱۴-۱۹۹۶ پانل پویا و پانل کوانتایل	ریسک سیاسی، ثبات سیاسی	بی‌ثباتی سیاسی بالا یک عامل بازدارنده بر رشد اقتصادی در کشورهای OIC است.	(-)
سلزمن و همکاران[2] (۲۰۱۵: ۲۲۶-۲۱۴)	۳۹ کشور OIC ۲۰۰۹-۱۹۸۳ پانل پویا	کودتای نظامی، تنش‌های مذهبی، تنش‌های قومی، کیفیت اداری	نتایج نشان می‌دهد که ثبات سیاسی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد.	(-)
بشیر و سو (۲۰۱۴: ۶۷-۵۹)	۱۱۷ کشور ۲۰۱۲-۱۹۸۰ پانل دیتا	آزادی سیاسی، ثبات سیاسی	ثبات سیاسی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. در حالی‌که اثر آزادی سیاسی (حقوق سیاسی و آزادی مدنی) نامشخص است.	(-)
احمد و پالوک[3] (۲۰۱۳: ۱۰۰-۶۱)	بنگلادش ۲۰۰۹-۱۹۸۴ سری‌های زمانی	شاخص بی‌ثباتی سیاسی	ثبات سیاسی در بلندمدت اثرات منفی و در کوتاه‌مدت اثرات مثبتی بر عملکرد اقتصادی دارد.	(+/-)
کمپس و همکاران[4] (۲۰۱۲: ۳۰۴-۲۹۰)	آرژانتین ۲۰۰۰-۱۸۹۶ سری زمانی	شاخص‌های بی‌ثباتی سیاسی رسمی و غیررسمی[5]	ارتباط بلندمدت منفی بین بی‌ثباتی سیاسی و رشد اقتصادی وجود دارد.	(-)
آیسن و ویقا[6] (۲۰۱۱: ۲۹- ۱)	۱۶۹ کشور ۲۰۰۴-۱۹۶۰ پانل GMM	خشونت، تغییرات کابینه، شاخص همگنی قومی، شاخص policy	بی‌ثباتی سیاسی شدیدتر با نرخ رشد درآمد سرانه پایین‌تری همراه است،	(-)
کوریشی و همکاران[7] (۲۰۱۰: ۱۹۲-۱۷۹)	پاکستان ۲۰۰۸-۱۹۷۱ OLS	هفت شاخص ترکیبی با استفاده از روش PCA	بی‌ثباتی سیاسی مانعی برای توسعه اقتصادی محسوب می‌شود.	(-)
جانگ[8] (۲۰۰۹: ۲۹-۱۵)	۹۰ کشور ۲۰۰۳-۱۹۷۴ پانل GMM	۲۵ شاخص اقتصاد سیاسی (شاخص ترکیبی)	درجه بی‌ثباتی زیاد منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود.	(-)
بارو (۱۹۹۱: ۴۴۳-۴۰۷)	۹۸ کشور ۱۹۸۵-۱۹۶۰ پانل	تعداد ترور، انقلاب‌های خشونت‌بار و کودتای نظامی	اندازه‌ی ناآرامی سیاسی به صورت معناداری بر سطوح متوسط رشد اقتصادی اثرگذار است.	(-)
حیدری و همکاران (۱۳۹۳: ۱۸۰-۱۶۱)	کشورهای گروه D-8 دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۹۶ مدل PSTR[9]	ثبات سیاسی	در رژیم نخست و در سطوح پایین ثبات سیاسی، تأثیر مثبت و معنادار دارند و در رژیم دوم، ثبات سیاسی تأثیر منفی و معناداری بر رشد تولید ناخالص داخلی دارد.	(+/-)
اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲: ۱۹۳-۱۷۵)	ایران ۱۳۸۸-۱۳۳۹	شاخص بی‌ثباتی سیاسی رسمی و بی‌ثباتی سیاسی غیررسمی	بی‌ثباتی سیاسی اثر منفی بر رشد اقتصادی دارند	(-)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Aziz et al. (2018)
2. Slesman et al. (2015)
3. Ahmad & Pulok (2013)
4. Campos et al. (2012)

۵. بی‌ثباتی سیاسی رسمی: تغییر کابینه، اندازه کابینه، تغییرات قانون اساسی، بحران دولت، انتخابات مجلس و پاکسازی بی‌ثباتی سیاسی غیر رسمی: ترور، جنگ چریکی، انقلاب، اعتصاب

6. Aisen & Veiga (2011)
7. Qureshi et al. (2010)
8. Johng (2009)
9. Panel Smooth Transition Regression

۲-۲- بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی

یکی از موضوعات مورد بحث در سیاست‌های تطبیقی[1] رابطه دموکراسی و نرخ رشد اقتصادی است. این رابطه موضوع بسیاری از تحقیقات تجربی و نظری قرار گرفته و برای اغلب اقتصاددانان رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی مبهم است. به طور کلی همواره یک ارتباط دو سویه بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد. رودریک (۲۰۰۰: ۳) دموکراسی را یک سطح نهادی بالا[2] می‌داند که تضمین‌کننده سطوح بالای رشد اقتصادی است. از سوی دیگر برای برقراری دموکراسی دستیابی به سطوح مشخصی از رشد اقتصادی لازم است. براساس پژوهش‌های انجام گرفته اثر دموکراسی بر رشد اقتصادی تنها در بلندمدت و از طریق کانال‌های مختلف مشاهده شده است. در ادامه به بررسی برخی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری دموکراسی بر رشد اقتصادی پرداخته می‌شود:

یکی از مهم‌ترین کانال‌های اثرگذاری دموکراسی بر نرخ رشد اقتصادی کانال ثبات سیاسی است. دموکراسی بدلیل اثرگذاری بر ثبات سیاسی می‌تواند تأثیر غیرمستقیمی بر رشد اقتصادی داشته باشد. بنابراین دموکراسی با ترویج ثبات سیاسی از طریق انتقال سریع قدرت سیاسی بدون اعمال خشونت نسبت به نظام‌های خودکامه می‌تواند اثر مثبتی بر فعالیت‌های اقتصادی داشته باشد (فنگ[3]، ۱۹۹۷: ۳۹۸؛ لاجیلی و گیلس[4]، ۲۰۱۸: ۴). همچنین عدم ثبات سیاسی در یک کشورمی‌تواند منجر به عدم احساس اطمینان در دولت‌مردان شده و انگیزه برای غارت منابع توسط این گروه را افزایش دهد و از این طریق اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد (آلسینا و همکاران، ۱۹۹۶: ۱۹۳).

کانال دوم اثرگذاری دموکراسی بر رشد اقتصادی از طریق ارتقای شاخص‌های حکمرانی و کاهش انحرافات صورت می‌پذیرد. در این حالت، اقتصاددانان با تأکید بر حفظ حقوق مالکیت و مبارزه با فساد به بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی پرداختند (نورث و وینگست[5]، ۱۹۸۹: ۸۰۳). آنها استدلال می‌کنند که حقوق مالکیت در رژیم‌های غیردموکراسی به نفع گروه‌های حاکم بوده و این موضوع به عنوان مانعی برای جریان آزاد ورود سرمایه به کشور محسوب می‌شود. در مقابل در حکومت‌های مبتنی بر دموکراسی تخصیص منابع براساس محدودیت‌های قانون اساسی برای افراد دارای قدرت سیاسی، تکیه دارد این موضوع انگیزه لازم برای نوآوری را در این کشورها افزایش داده و منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌شود (فیندلی[6]، ۱۹۹۰: ۱۹۹-۱۹۷). بنابراین نهادهای دموکراتیک قادر به محافظت از منافع سرمایه‌گذاران خارجی هستند در حالی‌که دولت‌های مستبد با اعمال سیاست‌های غلط بر منافع سرمایه‌گذاران خارجی نمی‌توانند حقوق مالکیت آنها را تضمین کنند (جنسون[7]، ۲۰۰۸: ۱۰۴۲-۱۰۴۱). علاوه بر این، نهادهای دموکراتیک از طریق مکانیزم فعالانه نظارت و کنترل بر رهبران و سیاست‌مداران مانع از فساد سیستم‌های حکمرانی می‌شوند (سانگ[8]، ۲۰۰۴: ۱۸۱-۱۸۰). همچنین دروری و همکاران[9] (۲۰۰۶: ۱۲۲) نشان دادند که فرایند انتخابات در کشورهای دموکراتیک مانع فعالیت سیاست‌مداران در فرایندهای فساد می‌شود، چرا که بقای سیاسی آنها در خطر قرار می‌گیرد.

برخی از اقتصاددانان اثر دموکراسی بر رشد اقتصادی را از طریق کانال ارتقا سرمایه انسانی مانند نرخ سوادآموزی، آموزش و ارتباطات در رژیم‌های دموکراسی و غیردموکراسی مورد بررسی قرارداده‌اند (استاسویچ[10]، ۲۰۰۵: ۳۴۳). سنت پاول و وردایر[11] (۱۹۹۳: ۴۰۰-۳۹۹) نشان دادند که در نظام‌های دموکراسی نسبت به نظام‌های غیردموکراسی انباشت سرمایه انسانی بیشتر مورد توجه قرار می‌گیرد. از آنجا که ارتقا شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثر مثبتی دارد لذا دموکراسی به صورت غیرمستقیم و از طریق ارتقا شاخص سرمایه انسانی بر رشد اقتصادی اثرگذار است.

علاوه بر این موارد دموکراسی از رقابت بین سیاست‌مداران حمایت می‌کند. در حالی‌که رأی‌دهندگان توده مردم هستند، نخبگان سیاسی برای بدست آوردن رأی بیشتر با افزایش هزینه‌های عمومی به افزایش رفاه کل جامعه توجه می‌نمایند (گرنینگ و همکاران[12]، ۲۰۱۲: ۱) لذا دموکراسی به بهبود کیفیت زندگی افراد جامعه کمک می‌کند. از سوی دیگر براساس پژوهش‌های اولسن (۱۹۸۲) عملکرد سیاست‌گذاران در

1. Comparative Politics
2. Metainstitution
3. Feng (1997)
4. Lajili & Gilles (2018)
5. North & Weingast (1989)
6. Findlay (1990)
7. Jensen (2008)
8. Sung (2004)
9. Drury et al. (2006)
10. Stasavage (2005)
11. Saintpaul & Verdier (1993)
12. Gerring et al. (2012)

نظام‌های سیاسی بوسیله رأی‌دهندگان توده مردم تعیین می‌شود. بنابراین در شرایط دموکراسی فقرا تمایل دارند دولتی بر سر کار بیاید که مالیات بیشتری دریافت کرده و پرداخت‌های انتقالی بیشتری نیز داشته باشد که این امر می‌تواند منجر به بزرگ شدن اندازه دولت و کاهش رشد اقتصادی گردد.

در مطالعات انجام گرفته رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی نیز نتایج متفاوتی بدست آمده است. پرزورسکی و لیموگنی[1] (۱۹۹۳: ۶۹-۵۱) به بررسی ۲۱ نمونه از مطالعات تجربی پیرامون اثر رژیم‌های سیاسی بر رشد اقتصادی پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که هشت مطالعه به مزایای دموکراسی و هشت مطالعه به سهم رژیم‌های خودکامه بر رشد اقتصادی تأکید می‌کنند. همچنین در ۵ مطالعه اثر معناداری بین دموکراسی و رشد اقتصادی یافت نشد. بارو (۱۹۹۶: ۲۷-۱) به بررسی رابطه دموکراسی و رشد اقتصادی در صد کشور در بازه زمانی ۱۹۹۰-۱۹۶۰ پرداخت. نتیجه تحقیق وی نشان می‌دهد که یک رابطه منفی اما ضعیف از دموکراسی بر رشد اقتصادی وجود دارد.

حشمتی و کیم[2] (۲۰۱۷: ۳۹-۱) در تحقیقات خود برای ۱۴۴ کشور در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ نشان دادند که دموکراسی اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد و ورود سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای دموکراتیک بیشتر از کشورهای غیردموکراتیک است. گروندلر و کریگر[3] (۲۰۱۶: ۱۰۷-۸۵) در تحقیق خود برای ۱۸۵ کشور در بازه زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۱ نشان دادند که رابطه مثبتی بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد. آنها نشان دادند که کشورهای دموکراتیک‌تر دارای جمعیت تحصیلی بالاتر، سهم سرمایه‌گذاری بالاتر و نرخ باروری پایین‌تر می‌باشد اما لزوماً از سطح بالاتر توزیع درآمد برخوردار نیستند. عجم اوغلو و همکاران[4] (۲۰۱۴: ۶۶-۱) نشان دادند که افزایش دموکراسی از طریق تشویق سرمایه‌گذاری، افزایش سطح تحصیلات و افزایش اصلاحات اقتصادی می‌تواند بر تولید ناخالص داخلی اثر مثبت و معناداری داشته باشد. نارایان و همکاران[5] (۲۰۱۰: ۹۱۰-۹۰۰) به بررسی رابطه بین دموکراسی و رشد اقتصادی در کشورهای جنوب صحرای آفریقا پرداختند. آنها از داده‌های آزادی سیاسی که توسط مؤسسه آزادی انتشار می‌یابد به عنوان شاخص دموکراسی استفاده نمودند. آنها نشان دادند که فرضیه لیپست برای بوتسوانا، نیجر و چاد تأیید می‌شود. بر این اساس در بلندمدت GDP حقیقی علّیت گرنجر دموکراسی می‌باشد و افزایش تولید ناخالص حقیقی منجر به ارتقا سطح دموکراسی می‌شود. کلگ و همکارن[6] (۱۹۹۶: ۲۷۶-۲۴۳) بیان می‌کنند که افزایش رشد اقتصادی می‌تواند منجر به حفظ دولت‌های دموکراسی یا رژیم‌های دیکتاتوری گردد. یافته‌های تجربی آنها نشان می‌دهد که حکومت‌های خودکامه‌ای که مدت‌ها در قدرت هستند قراردادها و حقوق مالکیت مناسب‌تری نسبت به حکومت‌های خودکامه که مدت کمتری در حکومت هستند فراهم می‌نمایند.

۳- روش شناسی تحقیق و تصریح مدل

۳-۱- مدل اقتصادسنجی SYS-GMM

با توجه به مبانی نظری و ادبیات تجربی تحقیق و نیز به پیروی از تحقیقات اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۱۰) و آیسن و ویقا (۲۰۱۱: ۷) در این تحقیق می‌توان از متغیر وابسته با وقفه در سمت راست معادله استفاده نمود. لذا به منظور تخمین معادله از روش پانل پویا استفاده خواهد شد. یکی از مهم‌ترین مزایای داده پانل پویا این است که به محققان در درک بهتر تعدیل پویای متغیرها کمک می‌کند (بالتاجی[7]، ۲۰۰۵: ۱۳۵). یک معادله پانل پویا به صورت رابطه (۱) نوشته می‌شود:

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + \acute{X}_{it}\beta + u_{it} \quad (۱)$$
$$i = 1, 2, \dots, N \;\; t = 1, 2, \dots, T$$

جایی‌که δ، یک اسکالر، X_{it}، یک بردار 1*K و β یک بردار k*1 است. با فرض اینکه u_{it} از مدل جز خطای یک طرفه تبعیت می‌کند می‌توان نوشت:

$$u_{it} = \mu_i + \nu_{it} \quad (۲)$$
$$\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2);\ \nu_{it} \sim IID(0, \sigma_\nu^2)$$

μ_i و ν_{it} در بین مقاطع و هر مقطع مستقل از یکدیگر هستند. وجود خود همبستگی بدلیل حضور متغیر وابسته وقفه‌دار در میان متغیرهای توضیحی و وجود اثرات مقطعی ناهمگون در میان مقاطع موجب گردید که برآوردکننده OLS دیگر سازگار نباشد. در نتیجه برآوردکننده OLS[8] (حتی اگر ν_{it} همبستگی سریالی نداشته باشد) ناسازگار و تورش‌دار می‌باشد (بالتاجی؛ ۲۰۰۵: ۱۳۵). بدین ترتیب باید از متغیرهای ابزاری برای رفع

1. Przeworski & Limogni (1993)
2. Heshmati & Kim (2017)
3. Gründler & Kriegerb (2016)
4. Acemoglu et al. (2014)
5. Narayan et al. (2010)
6. Clague et al. (1996)
7. Baltagi (2005)
8. Ordinary Least Square

مشکلات مذکور استفاده نمود. اندرسون و هشیائو[1] (۱۹۸۱) از روش برآورد حداقل مربعات دو مرحله‌ای[2] 2SLS برای رفع این مشکل استفاده نمودند. ماتیاس و سوستر[3] (۱۹۹۶)، چنین استدلال نمودند که بدلیل انتخاب نوع ابزارها در روش 2SLS ممکن است واریانس ضرایب بزرگ بوده و برآوردکننده‌ها از لحاظ آماری معنادار نباشند. از این رو روش GMM[4] به منظور برآورد پارامترها توسط آرلانو و باند[5] (۱۹۹۱: ۲۹۷-۲۷۷)، پیشنهاد شد. روش گشتاورهای تعمیم یافته نسبت به سایر تخمین‌زننده‌های پانلی کاراتر می‌باشد و زمانی می‌توان از آن استفاده نمود که تعداد مقاطع (N) از دوره زمانی (T) بیشتر باشد (همان). از طرف دیگر در روش GMM اگر مشکل درون‌زایی بین متغیر یا متغیرهای توضیحی وجود داشته باشد، این روش می‌تواند با بکارگیری متغیرهای ابزاری این کاستی را جبران نماید. در این روش با تفاضل‌گیری از رابطه (۱) μ_i حذف شده است و به صورت رابطه (۳) نوشته می‌شود که در آن تفاضل مرتبه اول متغیر وابسته با تفاضل مرتبه اول جمله اخلال همبستگی دارد. بدین ترتیب نیاز به یک متغیر ابزاری است که با وجود همبستگی زیاد با متغیر Δy_{it-1} از تفاضل مرتبه اول جملات اخلال مستقل باشد.

$$\Delta y_{it} = \delta \Delta y_{i,t-1} + \Delta \acute{X}_{it}\beta + v_{it} \qquad (۳)$$
$$i = 1, 2, \dots, N \ , t = 1, 2, \dots, T$$

آرلانو و باند (۱۹۹۱: ۲۷۸) نشان دادند که علاوه بر وقفه متغیر وابسته از وقفه متغیرهای برون‌زای مدل (و وقفه تفاضل مرتبه اول آنها در مدل) نیز می‌توان به عنوان متغیر ابزاری استفاده نمود. بدین ترتیب، آرلانو و باند که در حقیقت مطالعه هلتز-ایکین[6]، نیووی و روزن[7] (۱۹۸۸) را گسترش داده‌اند، در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم یافته، تخمین زننده‌های کاراتری را برای یک مدل داده‌های تابلویی پویا پیشنهاد می‌دهند. اما بلاندل و باند[8] (۱۹۸۸: ۱۴۳-۱۱۵)، نشان دادند که در روش آرلانو و باند در صورتی که فرایند خودهمبستگی از پایداری زیادی برخوردار باشد یا نسبت واریانس اثرات سطح پانلی به واریانس جملات خطا، بیش از اندازه بزرگ باشد؛ وقفه‌های متغیرها، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیون تفاضلی خواهند بود. آنها برای حل این مشکل تخمین‌زن گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی را پیشنهاد دادند که در آن رگرسیون سطحی را با رگرسیون تفاضلی ترکیب می‌کنند. در این حالت وقفه‌های تفاضل (مرتبه اول یا بیشتر) متغیرها علاوه بر معادله تفاضلی در معادله سطح نیز به عنوان ابزار مورد استفاده قرار می‌گیرد. روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی با بهبود دقت و کاهش تورش حجم نمونه برآوردهای کاراتر و دقیق‌تری در مقایسه با تفاضل مرتبه اول گشتاورهای تعمیم‌یافته ارائه می‌کند (بالتاجی، ۲۰۰۵: ۱۴۸-۱۴۷). بنابراین در این تحقیق از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده خواهد شد. همچنین براساس پژوهش‌های آیسن و ویقا (۲۰۱۱: ۴) یکی از روش‌های تخمین مناسب برای بررسی اثرگذاری شاخص ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی می‌باشد.

در پایان لازم است که اعتبار روش گشتاورهای تعمیم یافته داده های پانل مورد آزمون قرار گیرند. برای این منظور از دو آزمون سارگان برای بررسی سازگاری متغیرهای ابزاری و آزمون آرلانو و باند برای بررسی فرض نبود همبستگی سریالی بین جملات خطا استفاده می‌شود. تخمین‌زننده GMM در صورتی سازگار است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطای معادله تفاضلی وجود نداشته باشد.

۳-۲- تصریح مدل

هدف مقاله حاضر بررسی اثر شاخص ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در ۳۴ کشور منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی از جمله ایران است[9]. برای این منظور از شاخص ثبات سیاسی و شاخص دموکراسی در بطن مدل‌های رشد درون‌زا استفاده خواهد شد. در این تحقیق جهت برآورد مدل رشد با توجه به مبانی نظری و پیشینه‌های تحقیق و با اقتباس از مدل اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۱۳) رابطه (۴) در نظر گرفته شده است:

$$growth_{ti} = \alpha + \ln GDPP_0 + \beta\ stability_{ti} + \theta\ democracy_{ti} + \gamma\ K_{ti} + \varepsilon_{ti} \qquad (۴)$$

$growth_{ti}$، متوسط نرخ رشد تولید ناخالص داخلی حقیقی

1. Anderson & Hsiao (1981)
2. Two-Stage Least Squares (2SLS)
3. Matyas & Sevestre (1996)
4. Generalized Method of Moments
5. Arellano & Bond (1991)
6. Holtz-Eakin
7. Newey & Rosen (1988)
8. Blundell & Bond (1988)

۹. عمان، آلبانی، ایران، لبنان، مالزی، ترکیه، گینه، امارات، الجزایر، بحرین، بنگلادش، کامرون، مصر، گامبیا، گایانا، اندونزی، عراق، اردن، کویت، لیبی، مراکش، موزامبیک، نیجر، نیجریه، پاکستان، قطر، عربستان، سنگال، سیرالئون، سومالی، سودان، سوریه، تونس و اوگاندا

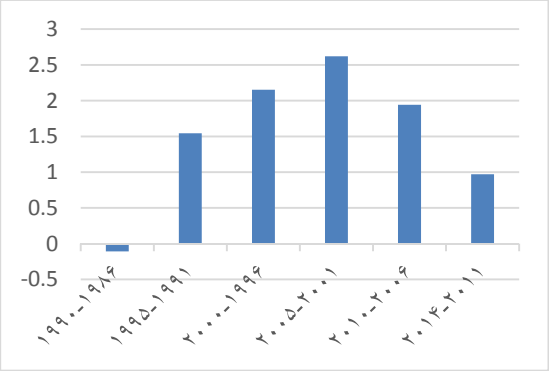
سرانه پنج ساله کشور I در دوره t، $\ln GDPP_{ti}$ لگاریتم تولید ناخالص داخلی حقیقی سرانه به قیمت ثابت سال ۲۰۱۱ در ابتدای دوره و برای کشور iام، $stability_{ti}$ ، ثبات سیاسی در دوره t برای کشور i، K_{ti} سایر متغیرهای تأثیرگذار بر رشد اقتصادی و ε_{ti} جمله اخلال مدل را نشان می‌دهد[۱]. در این تحقیق با توجه به ادبیات نظری مدل‌های رشد، برخی از متغیرهای اثرگذار بر رشد اقتصادی شناسایی و رابطه آنها با رشد اقتصادی در کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی تبیین می‌شود. سهم سرمایه‌گذاری از GDP[۲] به عنوان نماینده شاخص سرمایه فیزیکی در این تحقیق در نظر گرفته شده است. براساس تئوری‌های کلاسیک سرمایه‌گذاری اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارند. همچنین با توجه به تحقیق آیسن و ویقا (۲۰۱۱: ۵) از نرخ رشد جمعیت در مقاله حاضر استفاده شده است. براساس مبانی نظری موجود افزایش نرخ رشد جمعیت منجر به کاهش تولید ناخالص داخلی سرانه شده و بنابراین انتظار می‌رود ضریب متغیر نرخ رشد جمعیت منفی باشد.

براساس تحقیقات اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۱۶) انتشار CO2 سرانه به عنوان متغیری که میزان توسعه صنعتی و اثرات خارجی زیست محیطی آنرا نشان می‌دهد می‌تواند در مدل رشد اقتصادی لحاظ شود. از آنجا که یکی از منابع اصلی انتشار CO2سوخت‌های فسیلی است و کشورهای در حال توسعه به طور گسترده از این سوخت‌ها در بخش‌های مختلف کشاورزی و صنعت (مخصوصا صنعت سیمان) استفاده می‌کنند، لذا افزایش انتشار CO2 می‌تواند نشان دهنده افزایش مصرف سوخت‌های فسیلی و افزایش فعالیت‌های اقتصادی باشد. براساس نظریات اقتصادی اثر انتشار CO2 بر رشد اقتصادی در مراحل مختلف رشد متفاوت است. انتظار بر آن است که انتشار CO2 اثر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب مورد بررسی داشته باشد. متغیر دیگر مورد استفاده در مدل فوق امید به زندگی است. امید به زندگی به عنوان نماینده‌ای برای سلامت جامعه می‌تواند اثرات مثبت یا منفی بر رشد اقتصادی داشته باشد. براساس پژوهش‌های عجم اوغلو و جانسون[۳] (۲۰۰۶: ۳۳-۱)، امید به زندگی منجر به افزایش جمعیت شده و از طریق اثرات غیرقابل شناسایی بر سرمایه انسانی و بهره‌وری عوامل تولید، درآمد سرانه را کاهش می‌دهد. براساس پژوهش‌های آنها یک درصد افزایش امید به زندگی منجر به افزایش ۲-۱/۷ درصد جمعیت می‌شود. از سوی دیگر در برخی پژوهش‌ها بر اثر مثبت امید به زندگی در تسریع رشد اقتصادی تأکید شده است. به عنوان مثال گالوپ و ساچز[۴] (۲۰۰۱: ۹۱) استدلال می‌کنند که از بین بردن مالاریا در کشورهای زیر صحرای آفریقا می‌تواند نرخ رشد سرانه این قاره را به میزان ۲/۶ درصد در سال افزایش دهد[۵]. همچنین براساس گزارش سازمان بهداشت جهانی[۶] وضعیت ضعیف سلامت به طور ویژه در کشورهای زیر صحرای آفریقا و جنوب آسیا بر توسعه اقتصادی اثرگذار است و لذا کوشش برای ارتقا جایگاه شاخص‌های سلامت می‌تواند منجر به کاهش فقر و توسعه اقتصادی شده و امنیت جهانی را ترویج کند (گزارش سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۰۱: ۲۴).

۳-۳- داده‌های تجربی

۳-۳-۱- رشد اقتصادی

رشد اقتصادی به عنوان شاخصی که نشان دهنده وضعیت کلی اقتصاد یک کشور می‌باشد از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است. نمودار (۱) روند متوسط نرخ رشد سالانه تولید ناخالص داخلی سرانه کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی را طی دوره‌های پنج‌ساله نشان می‌دهد.



نمودار ۱. میانگین رشد اقتصادی پنج‌ساله

مأخذ: یافته‌های تحقیق، پایگاه داده‌ای PEN

براساس این نمودار تا پنج‌ساله چهارم (۲۰۰۵-۲۰۰۱) نرخ رشد اقتصادی در کشورهای مذکور افزایشی بوده است و در انتهای سال ۲۰۰۵ نرخ رشد اقتصادی به ۲/۶۲ درصد می‌رسد و سپس کاهش می‌یابد به طوری‌که نرخ رشد اقتصادی در دوره

۱. لازم به ذکر است برای گردآوری متغیرهای تحقیق از پایگاه داده‌ای بانک جهانی، پایگاه ICRG و نسخه ۹ PEN استفاده شده است.

2. Gross Domestic Product

3. Acemoglu & Johnson (2006)

4. Gallup & Sachs (2001)

۵. متأسفانه هیچ کشوری در دوره مورد بررسی تحقیق مذکور به این هدف دست نیافت.

6. World Health Organization

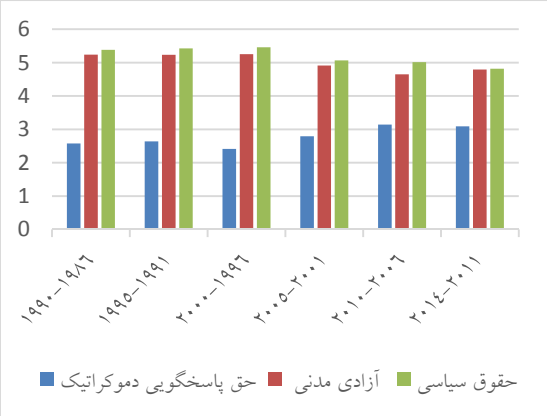
ششم (۲۰۱۴-۲۰۱۱) به ۰/۹۷ درصد می‌رسد. این دوره مقارن با تداوم بحران جهانی سال ۲۰۰۸ و تنش‌های موجود در کشورهای اسلامی مانند ظهور بهار عربی در برخی کشورها مانند مصر می‌باشد.

۳-۳-۲- شاخص دموکراسی

همواره دموکراسی به عنوان یک نظام سیاسی مطرح در تحقیقات در نظر گرفته می‌شود. در یک نظام دموکراتیک حق اظهار نظر برای افراد ضعیف جامعه در کنار ثروتمندان فراهم می‌شود. این تغییر ترکیب شهروندان می‌تواند بر فرایند سیاسی کشور اثر مثبت داشته باشد (تاواراس و وسیزرگ[1]، ۲۰۰۱: ۱۳۴۴). دموکراسی سیاسی[2] بوسیله ویژگی‌هایی مانند آزادی سیاسی[3]، حاکمیت مردمی[4] (بولن[5]،۱۹۸۰: ۳۷۵) یا رقابت و هم‌افزایی[6] (کوپج و همکاران[7]، ۲۰۰۸: ۶۴۷-۶۳۲) تعریف می‌شود. در تعریف دیگری از دموکراسی بر حقوق سیاسی[8] و حقوق مدنی[9] (خانه آزادی[10]، ۲۰۱۴) و رقابت[11] تأکید شده است. شاخص حکمرانی جهانی[12] نیز حق اظهارنظر و پاسخگویی[13] را به عنوان معیاری برای سنجش دموکراسی سیاسی در نظر می‌گیرد (کافمن و همکاران[14]، ۲۰۱۱: ۲۲۳).

در این تحقیق از مؤلفه پاسخ‌گویی دموکراتیک[15] که از پایگاه داده‌ای ICRG بدست آمده است، در کنار شاخص آزادی سیاسی (حقوق سیاسی و آزادی مدنی) برای نشان دادن شاخص دموکراسی استفاده شده است. مؤلفه پاسخ گویی دموکراتیک مقیاسی است از اینکه پاسخگویی حکومت در برابر مردم به چه صورت است. اصولاً پاسخگویی کمتر دولت، احتمال اینکه حکومت در یک جامعه دموکراتیک به آرامی و در یک جامعه غیردموکراتیک با خشونت سقوط کند را افزایش می‌دهد. امتیاز این مؤلفه در هر کشور براساس مواردی از قبیل امکان انتخابات آزاد و عادلانه دولت و مجلس، وجود نظام قضایی مستقل، امکان رقابت احزاب سیاسی، حمایت از آزادی‌های فردی و هماهنگی و همکاری میان دولت، مجلس و نهادهای قضایی تعیین می‌شود. حداکثر مقدار مؤلفه مذکور ۶ می‌باشد و مربوط به کشورهایی است که در بیشترین سطح دموکراسی قرار دارند. مقدار متوسط شاخص دموکراسی در کشورهای مورد مطالعه در حدود ۲/۷۶ واحد با انحراف معیار ۰/۲۶۵ می‌باشد. کمترین مقدار این شاخص در دوره سوم (۲۰۰۰-۱۹۹۶) و بیشترین مقدار مربوط به دوره پنجم (۲۰۱۰-۲۰۰۶) می‌باشد. روند این متغیر در سال‌های مورد بررسی در نمودار (۲) ارائه شده است.

دو شاخص آزادی مدنی و حقوق سیاسی نیز که بوسیله مؤسسه آزادی ارائه می‌گردد نشان دهنده میزان دموکراسی در کشورهای مختلف می‌باشد. این شاخص‌ها بوسیله مقیاس ۱ تا ۷ اندازه‌گیری می‌شوند. مقیاس یک نشان دهنده بالاترین مقدار درجه دموکراسی و مقیاس ۷ پایین‌ترین درجه را نشان می‌دهد. مقدار متوسط شاخص حقوق سیاسی و آزادی مدنی به ترتیب در کشورهای مورد بررسی ۵/۱۳ و ۵/۱۹ می‌باشد.



نمودار ۲. متوسط پنج ساله شاخص‌های دموکراسی

مأخذ: یافته‌های تحقیق، پایگاه ICRG و موسسه آزادی

همچنین بر اساس جدول (۶)[16] در بین کشورهای مورد مطالعه عربستان و سومالی با مقدار متوسط شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک در حدود ۰/۹۶ کمترین مقدار دموکراسی را به‌خود اختصاص داده‌اند و ترکیه با داشتن مقدار متوسط شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک در حدود ۴/۴ واحد بیشترین مقدار را به خود اختصاص داده است. بررسی مقدار متوسط دو شاخص حقوق سیاسی و آزادی مدنی نیز نشان می‌دهد به ترتیب عربستان و سوریه با ۶/۹ واحد و سومالی با ۷ واحد بیشترین

۱۶. جدول پیوست

1. Tavares & Wacziarg (2001)
2. Political Democracy
3. Political Liberties
4. Popular Sovereignty
5. Bollen (1980)
6. Contestation & Inclusiveness
7. Coppedge et al. (2008)
8. Political Rights
9. Civil Rights
10. Freedom House
11. Competition
12. World Governance Indicators
13. Voice and Accountability
14. Kaufmann et al. (2011)
15. Democratic Accountability

مقدار را به‌خود اختصاص داده‌اند. لازم به ذکر است که افـزایش مقـدار شـاخص فـوق نشـان دهنـده فقـدان آزادی سیاسـی و دموکراسـی در کشـورهای مـورد مطالعـه اسـت. بررسـی شاخص‌های فوق در ایران نیز نشان می‌دهد که مقـدار متوسـط شـاخص حـق پاسـخگویی دموکراتیـک در حـدود ۳/۳ واحـد می‌باشد که از مقدار متوسـط کشـورهای مـورد مطالعـه بیشـتر است. لذا بر مبنای شاخص حق پاسخگویی مستخرج از پایگـاه داده‌ای ICRG مقـدار دموکراسـی در ایـران بـالاتر از مقـدار متوسط در کشورهای مورد مطالعـه قـرار دارد. از سـوی دیگـر، مقدار متوسط شاخص‌های حقـوق سیاسـی و آزادی مـدنی کـه تحت عنوان آزادی سیاسی و دموکراسی از آن یاد می‌شوند نیـز در ایران به ترتیب در حدود ۵/۹ و ۶/۰۶ واحد مـی‌باشـد کـه از مقادیر متوسط کشورهای مورد مطالعـه بیشـتر اسـت. بنـابراین براساس شاخص‌های فوق ایران پایین‌تر از سطوح مقدار متوسط قرار دارد.

۳-۳-۳- روش شناسـی شـاخص ترکیبـی ثبـات سیاسی

تئوری رشد اقتصاد سیاسی جدید توجه ویژه‌ای به ثبات سیاسـی به عنوان یک عامل ضروری برای رسیدن بـه رشـد اقتصـادی پایدار داشته است. با این حال، شـواهدی وجـود دارد کـه در آن برخی کشورها در شرایط بی‌ثباتی سیاسـی نیـز رشـد را تجربـه نمودند (گروکوا و کوبا[1]، ۲۰۱۴: ۸۱). این نتـایج بـه طـور قابـل ملاحظه‌ای به تعریف ثبات (بی‌ثباتی) سیاسی وابسته اسـت. بـه طور کلی، ثبات یک مفهـوم نسـبی اسـت و برخـی از کشـورها نسبت به کشورهای دیگر پایدارتر هستند اما تعداد کمـی ازآنهـا می‌توانند استدلال کنند که کاملا با ثبات و پایـدار مـی‌باشـند.[2] علاوه بر این تقریبا همه کشورها دارای برخی تهدیدهای داخلی و خارجی هستند. اوه و رووني[3] (۲۰۱۰: ۲۴۴) ریسک سیاسی را در یک کشور به طور گسـترده شـامل عـواملی ماننـد درگیـری نظامی داخلی و خارجی، تنش‌های قومی و مـذهبی، بـی‌ثبـاتی سیاسـی، ضـعف قـوانین، اخـتلالات مـدنی، فسـاد دولتـی و خصوصـی، نارضـایتی عمـومی از شـرایط اجتمـاعی، شـرایط سرمایه‌گذاری نامناسب و بروکراسی ضعیف در نظر گرفتند.

پژوهش‌های مختلف در حوزه ثبات سیاسی نشان داد که ثبـات سیاسی یک پدیده چند بعدی[4] است و بنابراین اثرات مختلفی بر رشد اقتصادی دارد (جانگ، ۲۰۰۹: ۱۵). با توجه به ویژگی‌هـای اغلب کشـورهای مـورد بررسـی در ایـن مقالـه از پـنج مؤلفـه؛ درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیـان در سیاسـت، تنش‌های قومی و تنش‌های مذهبی به عنوان شاخص ترکیبـی ثبات سیاسـی اسـتفاده خواهـد شـد کـه بوسـیله روش PCA ترکیب شده‌اند. این مؤلفه‌هـا از مجموعـه مؤلفـه‌هـای ICRG استخراج گردیده است. مهم‌ترین ویژگـی مؤلفـه‌هـای ICRG طولانی بودن بازه زمانی داده‌ها و نیز دسترسی راحـت بـه آنهـا می‌باشد.

۳-۳-٤- روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی

روش تحلیل مؤلفه‌های اساسـی نخسـتین بـار در سـال ۱۹۰۱ توسط پیرسون[5] ارائه شد، این روش ساختار واریانس متغیرهـا را با استفاده از ترکیب خطی از متغیرها مدل‌سـازی مـی‌کنـد. بـه عبارت دیگر در این روش متغیرهای موجود در یک فضای چند حالته همبسته بـه یـک مجموعـه از مؤلفـه‌هـای غیرهمبسـته خلاصه می‌شوند که هر یک از آنها ترکیب خطی از مؤلفه‌هـای اصلی می‌باشند. مؤلفه‌های غیرهمبسته بدست آمده مؤلفه‌هـای اساسی (PC) نامیده می‌شوند که از بردارهـای ویـژه مـاتریس کوواریانس یـا مـاتریس همبسـتگی متغیرهـای اصـلی بدسـت می‌آیند. همواره تعداد مؤلفه‌های اصلی در مدل برابـر بـا تعـداد متغیرهای مورد بررسی می‌باشد اما می‌توان تعـداد مشخصـی از مؤلفه‌ها را تعیین نمود. معمولاً دو یا سه مؤلفه اول مقـدار قابـل توجهی از پراکندگی‌ها را نشـان مـی‌دهـد. معیارهـای مختلفـی برای تعیین مؤلفه‌های لازم در ایـن روش مـورد اسـتفاده قـرار می‌گیرند که شـامل سـه معیـار مـی‌باشـند. معیـار اول، آزمـون اسکری[6]: ترسیم مقادیر ویژه در مقابل تعداد مؤلفه‌های اساسـی نمودار اسکری را نشان می‌دهد. در این نمودار تغییـر در میـزان اهمیت مقادیر ویژه برای هر مؤلفه اساسی مشـخص مـی‌شـود. معیار دوم، ارزش ویژه: در ارزش ویژه مؤلفه‌هایی که مقدار آنهـا بزرگ‌تر از یک است در نظر گرفته می‌شوند و از سایر مؤلفه‌هـا صرفه نظر مـی‌شـود. معیـار سـوم، واریـانس اسـت کـه در آن مؤلفه‌هایی که درصد بیشتری از پراکندگی را توضیح مـی‌دهنـد برای ادامه کار در نظر گرفته می‌شوند.

1. Grochová & Kouba (2014)
۲. برای مطالعه بیشتر به مقاله ژانگ، ۲۰۱۲ مراجعه شود.
3. Oh & Reuveny (2010)
4. Multidimensional
5. Pearson
6. Scree Test

۳-۳-۵- معرفی مؤلفه‌های مورد استفاده در تحقیق

در ادامه به معرفی پنج مؤلفه مورد استفاده در تحقیق پرداخته می‌شود.

درگیری داخلی[1]: درگیری داخلی به ارزیابی خشونت سیاسی در کشور و تأثیر بالقوه آن بر حکمرانی توجه می‌کند. این شاخص از سه مؤلفه فرعی با حداکثر ۴ امتیاز تشکیل شده است که عبارتند از: جنگ داخلی/ تهدید به کودتا، خشونت سیاسی تروریسم و اغتشاشات شهری. بیشترین امتیاز ۱۲ است و مربوط به کشورهایی است که هیچ‌گونه مقابله مسلحانه با حکومت در آن وجود ندارد و بالعکس کمترین مقدار به کشورهایی تعلق می‌گیرد که درگیر جنگ داخلی مداوم باشند. براساس داده‌های تحقیق کمترین میزان این داده مربوط به دوره اول در حدود ۵/۹۲ واحد و بیشترین آن مربوط به دوره چهارم می‌باشد. روند مؤلفه مذکور در نمودار (۳) ارائه شده است. همان طور که از این نمودار مشخص است روند مؤلفه درگیری داخلی بعد از دوره چهارم کاهشی بوده است. روند کاهشی مؤلفه درگیری داخلی نشان دهنده افزایش تعارضات داخلی در برخی کشورهای مورد بررسی است.

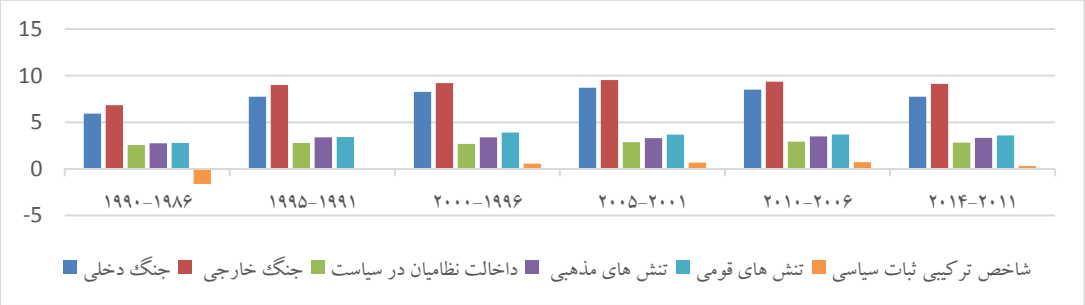
درگیری خارجی[2]: مؤلفه درگیری خارجی ارزیابی دونوع ریسک برای حکومت شامل فشار خارجی بدون خشونت (فشارهای دیپلماسی، محدودیت‌های تجاری) و فشار خارجی همراه با خشونت (درگیری مرزی و جنگ کامل) را در بر می‌گیرد؛ درگیری خارجی از راه‌های زیادی می‌تواند بر تجارت خارجی اثر منفی بگذارد که می‌توان به محدودیت‌های مجوزهای سرمایه‌گذاری و تجارت، اختلال در تخصیص منابع اقتصادی و تغییر ساختار رشد در جامعه اشاره نمود. امتیاز ریسک از مجموع این مؤلفه‌های فرعی «جنگ، درگیری بین مرزی و فشار خارجی» حاصل می‌شود. براساس نمودار (۳) روند مؤلفه درگیری خارجی تا دوره چهارم افزایش بوده است بدین معنا که درگیری خارجی در طی این دوران در کشورهای منتخب مورد مطالعه کاهش یافته و سپس تغییر می‌کند.

دخالت نظامیان در سیاست[3]: دخالت نظامیان در سیاست معنای مختلفی دارد. از یکسو دخالت نظامیان در سیاست حتی در سطح جانبی به معنای کاهش پاسخگویی حکومت در برابر مردم است و از سوی دیگر دخالت نظامیان در کشور می‌تواند بدلیل تهدیدهای داخلی و خارجی صورت پذیرد. در نهایت در هر دو حالت نشانه ناتوانی حکومت و عملکرد مؤثر آن است. لذا کشور محیط مناسبی برای جذب سرمایه‌گذاری محسوب نمی‌شود. بیشترین مقدار این شاخص ۶ امتیاز بوده و به کشورهایی اشاره دارد که کمترین ریسک سیاسی را دارا می‌باشند و کمترین مقدار آن صفر است که یک رژیم کاملاً نظامی با بیشترین ریسک را نشان می‌دهد. به طور متوسط مقدار شاخص در کشورهای مورد مطالعه در حدود ۲/۷۷ واحد با انحراف معیار ۰/۱۲ می‌باشد. کمترین مقدار این شاخص در دوره اول و بیشترین مقدار مربوط به دوره پنجم می‌باشد.

تنش‌های نژادی[4]: مؤلفه تنش‌های نژادی به ارزیابی درجه تنش در یک کشور نسبت به تقسیمات نژادی، ملی و زبانی اختصاص دارد. از مجموع ۶ امتیاز اختصاص یافته به این شاخص پایین‌ترین امتیاز به کشورهایی داده می‌شود که تنش‌های نژادی و ملی بدلیل مقابله با گروه‌های متعصب در آنها بیشتر است. به طور متوسط مقدار این شاخص در کشورهای مورد مطالعه در حدود ۳/۵ واحد با انحراف معیار ۰/۳۵ می‌باشد. کمترین مقدار این شاخص در دوره اول و بیشترین مقدار مربوط به دوره سوم می‌باشد.

تنش‌های مذهبی[5]: تنش‌های مذهبی ممکن است از تسلط جامعه یا حکومت توسط یک گروه مذهبی نشأت بگیرد. جلوگیری از آزادی مذاهب از مصادیق تنش‌های مذهبی است که می‌تواند منجر به کاهش سرمایه‌گذاری خارجی در کشور شود. بیشترین مقدار این مؤلفه ۶ واحد است که به کشورها با حداقل تنش مذهبی اختصاص دارد. به طور متوسط مقدار شاخص در کشورهای مورد مطالعه در حدود ۳/۲۶ واحد با انحراف معیار ۰/۲۴ می‌باشد. کمترین مقدار این شاخص در دوره اول و بیشترین مقدار مربوط به دوره پنجم می‌باشد. روند شاخص ترکیبی ثبات سیاسی در نمودار (۳) ارائه شده است. بر این اساس روند شاخص ثبات سیاسی تا دوره پنجم افزایش یافته است. این بدین معناست که تا دوره پنجم (۲۰۱۰-۲۰۰۶) شاخص ثبات سیاسی ارتقا یافته است و پس از این روند کاهشی شده است.

1. Internal Conflict
2. External Conflict
3. Military in Politics
4. Ethnic Tensions
5. Religious Tensions



نمودار ۳. روند شاخص ثبات سیاسی

مأخذ: محاسبات تحقیق و پایگاه داده‌ای ICRG

٤- برآورد مدل تحقیق

در این مقاله برای بررسی اثرگذاری شاخص‌های ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی از روش پانل پویا در چارچوب رویکرد گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی استفاده می‌شود. پیش از برآورد مدل‌های رشد ابتدا به بررسی مانایی متغیرهای تحقیق پرداخته می‌شود. برای این منظور از آزمون لوین، لین و چو[1] استفاده شده است. براساس نتایج جدول (۲) کلیه متغیرهای مورد بررسی مانا می‌باشند.

جدول ۲. نتایج آزمون مانایی براساس آزمونLLC

نرخ رشد اقتصادی	-۲۱/۶۳(۰/۰۰۰)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه اولیه	-۲۳/۷(۰/۰۰۰)
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	-۱۹/۹۲(۰/۰۰۰)
نرخ رشد جمعیت	-۹۵/۹(۰/۰۰۰)
امید به زندگی	-۲۶/۳۸(۰/۰۰۰)
انتشار CO_2	-۱۲/۹۴(۰/۰۰۰)
شاخص ترکیبی ثبات سیاسی	-۶۹/۱۳(۰/۰۰۰)
شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک	-۲۰/۱(۰/۰۰۰)
شاخص آزادی مدنی	-۳۳/۱۹(۰/۰۰۰)
حقوق سیاسی	-۶۹/۴۸(۰/۰۰۰)
تعارضات داخلی	-۲۲/۴۶(۰/۰۰۰)
تعارضات خارجی	-۲۷/۷(۰/۰۰۰)
دخالت نظامیان در سیاست	-۲۰۴/۲(۰/۰۰۰)
تنش‌های قومی	-۲۷/۲۳(۰/۰۰۰)
تنش‌های مذهبی	-۳۵/۱(۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال است)

برای بررسی اثر شاخص ثبات سیاسی در ابتدا به برآورد الگوهای رشد اقتصادی کشورهای اسلامی با استفاده از پنج مؤلفه ثبات سیاسی شامل جنگ داخلی، جنگ خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های قومی پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین الگوهای مختلف رشد در جدول (۳) گزارش شده است. تخمین‌های بدست آمده نشان می‌دهد که ضرایب مؤلفه‌های جنگ داخلی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های قومی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند، اما اثر مؤلفه جنگ داخلی بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه مثبت و در سطح ۹۵ درصد معنادار است.[2]

در ادامه با توجه به همبستگی بین پنج مؤلفه فوق،[3] با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی شاخص ترکیبی جدیدی برای ثبات سیاسی طراحی شده و مجدداً به تخمین الگوهای رشد اقتصادی پرداخته می‌شود. سپس برای بررسی استحکام الگوهای رشد شاخص دموکراسی نیز به مدل اضافه می‌شود. نتایج تخمین الگوهای مختلف رشد در جدول (۴) گزارش شده است.

بر این اساس اثر وقفه متغیر وابسته بر نرخ رشد اقتصادی در کلیه الگوها منفی و معنادار است این موضوع دلالت بر نوسانی بودن نرخ رشد اقتصادی در کشورهای OIC در طول دوره مورد بررسی دارد و با عنایت به اینکه ضریب فوق کوچک‌تر از یک است لذا می‌توان استدلال نمود که در بلندمدت نرخ رشد اقتصادی این کشورها همگرا می‌شود. لگاریتم مقدار تولید ناخالص داخلی سرانه در ابتدای دوره در کلیه مدل‌ها اثر منفی و معناداری بر نرخ رشد اقتصادی دارد. مقدار منفی این متغیر نشان دهنده همگرایی شرطی در رشد اقتصادی کشورهای مورد مطالعه است. بارو و سالای مارتین[4] (۱۹۹۵: ۵۲۱)، آیسن و ویقا (۲۰۱۱: ۹)، نیز در تحقیقات خود به

1. Levin, Lin & Chu

۲. لازم به ذکر است افزایش مؤلفه‌های فوق نشان دهنده بهبود شرایط سیاسی و افزایش ثبات سیاسی است.

۳. نتایج آزمون بارتلت و بررسی همبستگی بین مؤلفه‌های ثبات سیاسی نزد نویسندگان موجود است.

4. Barro & Sala -i- Martin (1995)

رابطه منفی بین مقدار اولیه تولید ناخالص داخلی سرانه و رشد اقتصادی دست یافتند.

نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی در کلیه مدل‌ها نیز اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارد. مقدار ضریب متغیر فوق بین ۰/۱۲ تا ۰/۱۶ در نوسان بوده و در کلیه مدل‌ها در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار می‌باشد. براساس تئوری‌های رشد اقتصادی همواره انباشت سرمایه اثر مثبتی بر رشد اقتصادی دارد. بنابراین نتیجه فوق با مبانی نظری و تحقیقات اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۱۶) همسو می‌باشد. متغیر دیگری که در مدل‌های رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری اسلامی مورد استفاده قرار گرفته است رشد جمعیت است. مقدار رشد جمعیت در کلیه مدل‌ها اثر منفی و معناداری بر نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. این بدین معناست که مقدار افزایش تولید اقتصادی کمتر از میزان نرخ رشد زاد و ولد بوده که در نتیجه آن نرخ رشد اقتصادی سرانه کاهش یافته است. این نتیجه با تحقیقات آیسن و ویقا (۲۰۱۱: ۹) مطابقت دارد.

جدول ۳. نتایج تخمین مدل رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC) به روش پانل پویا

	مدل (۱)	مدل (۲)	مدل (۳)	مدل (۴)	مدل (۵)
وقفه متغیر وابسته (نرخ رشد اقتصادی)	−۰/۱۶ (۰/۰۱)	−۰/۱۵ (۰/۰۲)	−۰/۱۴ (۰/۰۶)	−۰/۱۴ (۰/۰۴)	−۰/۱۴ (۰/۰۵)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	−۰/۵۶ (۰/۰۸)	−۰/۶ (۰/۱)	−۰/۷۳ (۰/۰۲)	−۰/۷۲ (۰/۰۳)	−۰/۶۸ (۰/۰۵)
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	۰/۱۴ (۰/۰۰۲)	۰/۱۶ (۰/۰۰۱)	۰/۱۴ (۰/۰۰۲)	۰/۱۴ (۰/۰۰۳)	۰/۱۴ (۰/۰۱)
نرخ رشد جمعیت	−۰/۷۵ (۰/۰۱)	−۰/۷۳ (۰/۰۲)	−۰/۷۴ (۰/۰۱)	−۰/۷۵ (۰/۰۱)	−۰/۷۵(۰/۰۱)
امید به زندگی	−۰/۱۹(۰/۰۰۱)	−۰/۲ (۰/۰۰۱)	−۰/۱۴ (۰/۰۱)	−۰/۱۴(۰/۰۰۳)	−۰/۱۳(۰/۰۱)
انتشار CO_2	۰/۰۷ (۰/۰۷)	۰/۱۴ (۰/۰۰۰)	۰/۰۹ (۰/۰۱)	۰/۰۹ (۰/۰۱)	۰/۰۹ (۰/۰۱)
تعارضات داخلی	۰/۵۴ (۰/۰۵)	–	–	–	–
تعارضات خارجی	–	۰/۴۱ (۰/۲)	–	–	–
دخالت نظامیان در سیاست	–	–	۰/۱ (۰/۸)	–	–
تنش‌های قومی				۰/۱۳ (۰/۶)	–
تنش‌های مذهبی	–		–	–	۰/۱۸ (۰/۵)
عدد ثابت	۱۱/۲(۰/۰۲)	۱۱/۶(۰/۰۲)	۱۳/۴(۰/۰۰۰)	(۰/۰۰۰) ۱۳/۱۴	۲۳(۰/۰۰۲) ۱۲/

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال است)

امید به زندگی یکی دیگر از متغیرهای مورد استفاده در تحقیق حاضر می‌باشد که میزان ارتقا سطح سلامت در کشورها را نشان می‌دهد. مقدار ضریب شاخص امید به زندگی در کلیه مدل‌های تحقیق منفی و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار است. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش امید به زندگی باعث ارتقا سطح سلامت جامعه شده و میزان جمعیت را در کشورهای مورد مطالعه افزایش داده است. از آنجا که میزان رشد اقتصادی از میزان تغییرات جمعیت کمتر بوده است در نهایت تولید ناخالص داخلی سرانه کاهش می‌یابد. این نتیجه با نتیجه پژوهش عجم اوغلو و جانسون (۲۰۰۶: ۳۲) مطابقت دارد. ضریب انتشار CO2 به عنوان متغیر دیگری که بر رشد اقتصادی اثرگذار می‌باشد در مدل سازی رشد بکار رفته است. در مدل‌سازی رشد اقتصادی عموماً از میزان انتشار CO2 به عنوان شاخصی که نشان دهنده توسعه صنعتی کشورهای مورد مطالعه است استفاده می‌شود. براساس نتایج تحقیق ضریب شاخص فوق در کلیه مدل‌های مورد بررسی اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای OIC در طول دوره مورد بررسی دارد. این نتیجه با تحقیق اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۶۱۶) مطابقت دارد.

ضریب شاخص ترکیبی ثبات سیاسی در مدل‌های مورد بررسی در بازه ۰/۹۱–۰/۸۳ متغییر بوده و در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار می‌باشد. این بدین معناست که با افزایش ثبات سیاسی در کشورهای OIC نرخ رشد تولید ناخالص داخلی سرانه افزایش می‌یابد. این نتیجه با تحقیقات لاجیلی و گیلس (۲۰۱۸: ۱)، اودین و همکاران (۲۰۱۷: ۱۷)، حیدری و علی‌نژاد (۱۳۹۳: ۱۶۱) و اصغرپور و همکاران (۱۳۹۲: ۱۷۵) مطابقت دارد.

در این تحقیق از شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک، حقوق سیاسی و آزادی مدنی به عنوان شاخصی که نشان دهنده سطح دموکراسی در کشورهای مختلف می‌باشد استفاده

شده است. براساس جدول (۴) ضریب شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک در مدل هفتم اثر مثبت و معناداری (در سطح اطمینان ۹۰ درصد) بر رشد اقتصادی دارد. مقدار مثبت ضریب فوق نشان می‌دهد که افزایش این شاخص در کشورهای OIC در دوره مورد بررسی اثر مثبت و معناداری بر رشد تولید ناخالص داخلی سرانه دارد. در مدل هشتم و نهم نیز به ترتیب از حقوق سیاسی و آزادی مدنی به عنوان شاخصی برای تبیین دموکراسی در کشورهای مورد بررسی استفاده شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که افزایش شاخص‌های مذکور (که به معنای کاهش دموکراسی می‌باشند) منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود. بنابراین با توجه به سه مدل آخر رابطه مستقیمی بین دموکراسی و رشد اقتصادی وجود دارد. به طوری‌که افزایش (کاهش) دموکراسی منجر به افزایش (کاهش) رشد اقتصادی می‌گردد. این نتیجه با مطالعات لاجیلی و گیلس (۲۰۱۸: ۱) منطبق می‌باشد.

جدول ٤. نتایج تخمین مدل رشد اقتصادی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی (OIC) به روش پانل پویا

	مدل (۶)	مدل (۷)	مدل (۸)	مدل (۹)
وقفه متغیر وابسته (نرخ رشد اقتصادی)	−۰/۱۵ (۰/۰۱)	−۰/۱۶ (۰/۰۲)	−۰/۱۹ (۰/۰۱)	−۰/۲۱ (۰/۰۱)
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه اولیه	−۰/۷۲ (۰/۰۵)	−۰/ ۶۸(۰/۰۲)	−۰/ ۵۱(۰/۰۸)	−۰/ ۵۴(۰/۰۸)
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی	۰/۱۶ (۰/۰۰۳)	۰/۱۳ (۰/۰۰۳)	۰/۱۲ (۰/۰۱)	۰/۱۲ (۰/۰۱)
نرخ رشد جمعیت	−۰/۷۸ (۰/۰۱)	−۰/۷۳ (۰/۰۱)	−۰/۷۷ (۰/۰۱)	−۰/۷۸ (۰/۰۱)
امید به زندگی	−۰/۲۱ (۰/۰۲)	−۰/۲۰ (۰/۰۰۲)	−۰/۱۳ (۰/۰۲)	−۰/۱۳ (۰/۰۳)
انتشار CO_2	۰/۱۲ (۰/۰۰۰)	۰/۱۲ (۰/۰۰۳)	۰/۱۱ (۰/۰۰۰)	۰/۱۱ (۰/۰۰۰)
شاخص ترکیبی ثبات سیاسی	۰/۹۱ (۰/۰۵)	۰/۸۳ (۰/۰۵)	۰/۸۹ (۰/۰۳)	۰/۸۷ (۰/۰۲)
شاخص دموکراسی	–	۰/۴۸ (۰/۱)	–	–
حقوق سیاسی	–	–	−۰/۴۴ (۰/۰۳)	–
آزادی مدنی	–	–	–	−۰/۵۹ (۰/۰۵)
عدد ثابت	۱۷/۳(۰/۰۰۰)	۱۵/۲(۰/۰۰۰)	۱۴/۰۱(۰/۰۰۰)	۱۴/۸(۰/۰۰۰)

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال است)

جدول ۵. آزمون تشخیص

	آزمون والد	آزمون خود همبستگی مرتبه اول	آزمون خودهمبستگی مرتبه دوم	آزمون سارگان	آزمون هانسن
مدل (۱)	۴۴/۳۴ (۰/۰۰)	−۲/۰۱ (۰/۰۴)	۰/۹۵ (۰/۳۴)	۲۹/۰۸ (۰/۴۱)	۳۰/۲۱ (۰/۳۵)
مدل (۲)	۳۹/۱۰(۰/۰۰)	−۲/۰۶ (۰/۰۴)	۰/۸۳ (۰/۴۱)	۳۲/۵ (۰/۳۲)	۲۵/۵۴(۰/۶۹)
مدل (۳)	۳۵/۰۹(۰/۰۰)	−۲/۰۸ (۰/۰۴)	۰/۷۸ (۰/۴۳)	۲۹/۲۳ (۰/۳)	۲۷/۸۴ (۰/۳۷)
مدل (۴)	۳۹/۳۹ (۰/۰۰)	−۲/۰۶ (۰/۰۴)	۰/۷۵ (۰/۴۵)	۲۹/۴ (۰/۳)	۲۷/۹۲ (۰/۳۶)
مدل (۵)	۳۱/۹ (۰/۰۰)	−۲/۰۶ (۰/۰۴)	۰/۸۱ (۰/۴۲)	۲۹/۵ (۰/۳)	۲۸/۱۵ (۰/۳۵)
مدل (۶)	۳۵/۴۱ (۰/۰۰۰)	−۱/۹۶ (۰/۰۵)	۰/۷۱ (۰/۵)	۲۰/۴۵ (۰/۵)	۲۱/۱۲ (۰/۴۵)
مدل (۷)	۵۶/۸۶ (۰/۰۰)	−۲/۱۹ (۰/۰۳)	۰/۳۷ (۰/۷۱)	۳۱/۴۱ (۰/۲۱)	۲۹/ (۰/۳۱)
مدل (۸)	۶۳/۳۴ (۰/۰۰)	−۲/۳۳ (۰/۰۲)	۰/۴۶ (۰/۶۵)	۲۴/۵۴ (۰/۴۳)	۲۹/۷۳ (۰/۲۰)
مدل (۹)	۷۴/۷(۰/۰۰)	−۲/۲۲ (۰/۰۳)	۰/۴۴ (۰/۶۶)	۱۷/۵ (۰/۷۸)	۲۴/۲۳(۰/۴)

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز مقادیر احتمال است)

در پایان، پس از برآورد مدل‌ها، لازم است که آزمون‌های تشخیص مانند آزمون والد، آزمون خود همبستگی مرتبه اول و دوم آرولانو و باند، آزمون سارگان و آزمون هانسن جهت تأیید مدل و درستی نتایج انجام گیرد. نتایج آزمون‌های فوق در جدول (۵) ارائه شده است. براساس نتیجه آزمون والد که دارای توزیع کای دو با درجه آزادی برابر تعداد متغیرهای توضیحی مدل منهای عدد ثابت است فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح معنی‌داری یک درصد رد شده و در نتیجه اعتبار ضرایب برآوردی در مدل‌ها تأیید می‌شود. جهت اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی در اجزای اخلال از آزمون خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرولانو و باند استفاده می‌شود. بر اساس نتایج جدول (۵) فرضیه صفر مبنی بر عدم خودهمبستگی درجه اول تفاضل مرتبه اول اجزا اخلال در کلیه مدل‌های مورد بررسی رد می‌شود. اما فرضیه صفر عدم

خودهمبستگی سریالی درجه دوم تفاضل جملات اخلال را در مدل نمی‌توان رد نمود. لذا مرتبه خودهمبستگی بین جملات اخلال در کلیه مدل‌ها از مرتبه یک بوده و بنابراین روش آرولانو و باند روش مناسبی برای حذف اثرات ثابت مدل‌ها باشد. در پایان برای بررسی معتبر بودن ماتریس ابزارها از آزمون سارگان و آزمون هانسن استفاده می‌شود. براساس این آزمون فرضیه صفر مبنی بر عدم همبستگی ابزارها با اجزا اخلال در کلیه مدل‌ها پذیرفته شده است و لذا ابزارهای بکار رفته در مدل‌ها معتبر بوده و در نتیجه تخمین زننده گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی سازگار می‌باشد. لذا نتایج ضرایب برآورد شده در هر ۹ مدل تخمین زده شده از نظر آماری تأیید شده و قابل تفسیر است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

رشد اقتصادی در بین متغیرهای اقتصاد کلان از جایگاه ویژه‌ای برخوردار است و افزایش آن می‌تواند به بهبود سطح رفاه جامعه کمک کند. به همین دلیل شناسایی عوامل مؤثر بر آن به منظور اتخاذ سیاست‌های اقتصادی مناسب در جهت افزایش رفاه جامعه همواره مورد نظر پژوهشگران بوده است. ادبیات رشد اقتصادی با مطالعات تجربی فراوان تکامل یافته است که در آنها عوامل مختلفی برای رسیدن به رشد اقتصادی در نظر گرفته شده است. عموماً مطالعات گذشته در چارچوب مدل رشد نئوکلاسیک و مدل رشد درون‌زا به بررسی عوامل مختلف اثرگذار بر رشد اقتصادی می‌پردازند. ناهمگونی در مدل‌های رشد اقتصادی نشان می‌دهد که عوامل مؤثر بر رشد نه تنها شامل منابع رشد مانند سرمایه‌گذاری و نیروی انسانی هستند بلکه عوامل نهادی و سیاسی نیز در رسیدن به رشد اقتصادی بالاتر مؤثر می‌باشند.

در مقاله حاضر به بررسی اثر ثبات سیاسی و دموکراسی بر رشد اقتصادی در ۳۴ کشور عضو سازمان همکاری اسلامی در بازه زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۶ با استفاده از روش پانل پویا پرداخته شده است. برای اندازه‌گیری شاخص ثبات سیاسی با توجه به شرایط کشورهای مورد مطالعه از پنج مؤلفه درگیری داخلی، درگیری خارجی، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی و تنش‌های نژادی استفاده شد. نتایج حاصل ازتخمین الگوهای رشد برای مؤلفه‌های فوق نشان داد که کاهش جنگ داخلی ارتباط مثبت و معناداری با رشد اقتصادی دارد اما کاهش سایر مؤلفه‌های مورد بررسی اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند. در ادامه الگوی رشد دیگری با استفاده از شاخص ترکیبی ثبات سیاسی و نیز شاخص دموکراسی طراحی شد. شاخص ترکیبی جدید، متشکل از پنج مؤلفه فوق است که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی PCA بدست آمده است. همچنین در تحقیق حاضر برای بررسی اثر دموکراسی بر رشد اقتصادی از سه متغیر حق پاسخگویی دموکراتیک، آزادی مدنی و حقوق سیاسی استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد که شاخص ترکیبی ثبات سیاسی، نسبت سرمایه‌گذاری به GDP، شاخص حق پاسخگویی دموکراتیک و انتشار CO_2 اثر مثبت و معناداری بر رشد اقتصادی دارند. به علاوه شاخص امید به زندگی، آزادی مدنی و حقوق سیاسی نیز اثر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی در کشورهای OIC را نشان می‌دهند.

مقایسه ضرایب متغیرهای استفاده شده در تحقیق نشان داد که اثرگذاری شاخص ثبات سیاسی نسبت به سایر متغیرهای نهادی بیشتر است. این موضوع حاکی از آن است که فارغ از نوع رژیم سیاسی، برقراری ثبات سیاسی در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی برای رسیدن به رشد اقتصادی مناسب لازم است. همچنین براساس مبانی نظری تحقیق برای ارتقا سرمایه‌گذاری، تضمین حقوق مالکیت و برقراری شرایط با ثبات در کشورهای مورد بررسی امری ضروری می‌باشد.

در پایان پس از برآورد مدل از آزمون‌های اساسی تشخیص نظیر آزمون والد، خود همبستگی مرتبه اول و دوم آرولانو باند، آزمون سارگان و هانسن جهت تأیید و درستی نتایج استفاده شد. طبق نتایج این آزمون‌ها، عدم همبستگی ابزارها با اجزا اخلال و عدم وجود خودهمبستگی سریالی درجه دوم در تفاضل جملات اخلال پذیرفته است و بنابراین ابزارهای بکار رفته در مدل از اعتبار لازم برخوردار هستند.

منابع

آقاصفری، حنانه؛ امینی‌زاده، میلاد و کرباسی، علیرضا (۱۳۹۸). "بررسی نقش نهادها و زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای عمده تجاری". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۷۸-۵۳.

اصغرپور، حسین؛ احمدیان، کسری و منیعی، امید (۱۳۹۲). "اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران: رهیافت غیرخطی APARCH". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های*

اقتصادی، سال ۲۱، شماره ۶۸، ۱۹۴-۱۷۵.

حیدری، حسن و علی‌نژاد، رقیه (۱۳۹۳). "رابطه بین ثبات سیاسی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از کشورهای اسلامی گروه دی هشت". *فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد اقتصادی*، سال سوم، شماره ۱۱، ۱۸۰-۱۶۱.

ساندرز، دیوید (۱۳۹۶). "*الگوهای بی‌ثباتی*". ترجمه از پژوهشکده مطالعات راهبردی، *پژوهشکده مطالعات راهبردی*، چاپ سوم.

عرب‌مازار، علی‌اکبر؛ مشرفی، رسام و مصطفی‌زاده، محمد (۱۳۹۷). "اقتصاد سیاسی رشد و تأثیر برخی از عوامل بنیادی بر رشد اقتصادی ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۳۲-۱۷.

کمیجانی، اکبر؛ گرجی، ابراهیم و اقبالی، علیرضا (۱۳۹۲). "اقتصاد سیاسی رشد اقتصادی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال ۲۱، شماره ۶۵، ۸۲-۶۱.

میرجلیلی، سید حسین؛ محسنی چراغلو، امین و صفری، امید (۱۳۹۷). "بررسی عوامل مؤثر بر رشد فراگیر کشورهای منتخب سازمان همکاری اسلامی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۶۰-۴۷.

Acemoglu, D. & Johnson, S. (2006). "Disease and Development: The Effects of Life Expectancy on Economic Growth". *NBER, Working Paper* 12269. PP. 1-88.

Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P. & Robinson, J. (2014). "Democracy Does Cause Growth". *NBER Working Paoer Series.*

Acemoglua, M., Johnson, S., Robinson, J. & Thaicharoen, Y. (2003). "Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms: Volatility, Crises and Growth". *Journal of Monetary Economics*, 50, 49–123.

Ahmed, M. U. & Pulok, M. H. (2013). "The Role of Political Stability on Economic Performance: The Case of Bangladesh". *Journal of Economic Cooperation and Development*, 34(3), 61-100.

Aisen, A. & Veiga, F. J. (2011). "How Does Political Instability Affect Economic Growth?". *IMF Working Paper,* PP. 1-29.

Alesina, A. & Perotti, R. (1996). "Income Distribution, Political Instability, and Investment". *European Economic Review,* 40(3), 1203-1228.

Alesina, A. & Tabellini, G. (1989). "External Debt, Capital Flight and Political Risk". *Journal of lnternational Economics,* 27, 199-220.

Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N. & Swagel, P. (1996). "Political Instability and Economic Growth". *Journal of Economic Growth*, 1(2), 189-211.

Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Components". *Journal of American Statistical Association,* 76, 598–606.

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.

Aziz, N. & Ahmad, A. H. (2018). "Institutions and Economic Growth: Does Income Level Matter?". *MPRA Paper.* 83684 , PP. 1-35.

Baltagi, B. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data". *John Wiley & Sons Ltd, Third Edition.*

Barro, R. & Sala -i- Martin, X. (1995). "Economic Growth". *New York: McGrawHil*.

Barro, R. J. (1991). "Economic Growth in a Cross Section of Countries". *The Quarterly Journal of economics*, 106(2), 407-443.

Barro, R. J. (1996). "Democracy and Growth". *Journal of Economic Growth*, 1(1), 1-27.

Bashir, M. & Xu, C. (2014). "Impact of Political Freedom, Economic Freedom and Political Stability on Economic Growth". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 5(22), 59-67.

Blanco, L. & Grier, R. (2009). "Long Live Democracy: The Determinants of Political Instability in Latin America". *The Journal of Development Studies*, 45(1), 76-95.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial

Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.

Bollen, K .A. (1980). "Issues in the Comparative Measurement of Political Democracy". *American Sociological Review,* 45, 370–390.

Burkhart, R. E., & Lewis-Beck, M. S. (1994). "Comparative Democracy: The Economic Development Thesis". *American Political Science Review*, *88*(4), 903-910

Campos, N. F., Karanasos, M. G. & Tan, T. (2012). "Two to Tangle: Financial Development, Political Instability and Economic Growth in Argentina". *Journal of Banking & Finance*, 36(1), 290-304.

Clague, C., Keefer, P., Knack, S. & Olson, M. (1996). "Property and Contract Rights in Autocracies and Democracies". *Journal of Economic Growth*, 1(2), 243-276.

Coppedge, M., Alvarez, A. & Maldonado, C. (2008). "Two Persistent Dimensions of Democracy: Contestation and Inclusiveness". *The Journal of Politics*, 70(3), 632-647.

Cukierman, A., Edwards, S. & Tabellini, G. (1992). "Seignorage and Political Instability". *American Economic Review*, 82(3), 537-555.

Deutsch, Karl, W. (1961). "Social Mobilization and Political Development". *American Political Science Review,* 60, 493-514.

Drury, A. C., Krieckhaus, J. & Lusztig, M. (2006). "Corruption, Democracy, and Economic Growth". *International Political Science Review*, 27(2), 121-136.

Feng, Y. (1997). "Democracy, Political Stability and Economic Growth". *British Journal of Political Science*, 27(3), 391-418.

Findlay, R. (1990). "The New Political Economy: Its Explanatory Power for LDCs". *Economics & Politics*, 2(2), 193-221.

Gallup, J. L. & Sachs, J. D. (2001). "The Economic Burden of Malaria". *American Journal of Tropical Medicine and Hygiene,* 64, 85–96.

Gasiorowski. M. J. (1995). "Economic Crisis and Political Regime Change: An Event History Analysis". *The American Political Science Review*, 89(4), 882-897.

Gerring, J., Thacker, S. C. & Alfaro, R. (2012). "Democracy and Human Development". *Journal of Politics*, 74(1), 1-17.

Grochová, L. & Kouba, L. (2014). "Political Instability and Economic Growth: An Empirical Evidence from the Baltic States". *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 59(2), 81-88.

Gründler, K. & Krieger, T. (2016). "Democracy and Growth: Evidence from a Machine Learning Indicator". *European Journal of Political Economy*, 45, 85-107.

Gupta, D. K., Madhavan, M. C. & Blee, A. (1998). "Democracy, Economic Growth and Political Instability: An Integrated Perspective". *Journal of Socio Economics*, 27(5), 561-587.

Haggard, S. & Kaufman, R. R. (1997). "The Political Economy of Democratic Transitions". *Comparative Politics,* 29, 263-283.

Heshmati, A. & Kim, N. S. (2017). "The Relationship between Economic Growth and Democracy: Alternative Representations of Technological Change". (No. 10880). *Institute of Labor Economics (IZA). Discussion Papers.*

Holtz-Eakin, D. (1988). "Testing for Individual Effects in Autoregressive Models". *Journal of Econometrics*, 39, 297–307.

Howell, L. (2009). "International Country Risk Guide". Syracuse, New York: The PRS Group

Huntington, S. P. (1968). "Political Order in Changing Societies". *Yale University Press*, Ltd., London.

Jensen, N. (2008). "Political Risk, Democratic Institutions, and Foreign Direct Investment". *The Journal of Politics,* 70(4), 1040-1052.

Jong-A-Pin, R. (2009). "On the Measurement of Political Instability and its Impact on Economic Growth". *European Journal of Political Economy*, 25(1), 15-29.

Kaufmann, D., Kraay, A. & Mastruzzi, M.

(2011). "The Worldwide Governance Indicators: Methodology and Analytical Issues". *Hague Journal on the Rule of Law*, 3(2), 220-246.

Lajili, O. & Gilles, P. (2018). "Financial Liberalization, Political Openness and Growth in Developing Countries: Relationship and Transmission Channels". *Journal of Economic Development*, 43(1), 1-27.

Lipset, Seymour, M. (1959). "Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy". *The American Political Science Review*, 53(1), 69-105.

Matyas, L. & Sevestre, P. (1996). "The Econometrics of Panel Data". *A Handbook of the Theory with Applications*, (Kluwer Academic Publishers, Dordrecht)

Miljkovic, D. & Rimal, A. (2008). "The Impact of Socio-Economic Factors on Political Instability: A Cross-Country Analysis". *The Journal of Socio-Economics*, 37, 2454–2463.

Narayan, P., Narayan, S. & Smyth, R. (2010). "Does Democracy Facilitate Economic Growth or Does Economic Growth Facilitate Democracy? An Emperical Study of Sub – Sahran Africa". *Economic Modelling*, 28(3), 900-910.

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

North, D. C. & Weingast, B. R. (1989). "Constitutions and Commitment: The Evolution of Institutions Governing Public Choice in Seventeenth-Century England". *The Journal of Economic History*, 49(4), 803-832.

North, D. C., Wallis, J. J. & Weingast, B. R. (2006). "A Conceptual Framework for Interpreting Recorded Human History". *NBER Working Paper,* No. 12795, PP. 1-80.

Oh, C. H. & Reuveny, V. (2010). "Climatic Natural Disasters, Political Risk, and International Trade". *Global Environmental Change,* 20(2), 243-254.

Olson, M. (1982). "The Rise and Decline of Nations: Economic Growth, Stagflation and Social Rigidities". *New Haven: Yale University Press.*

Ozler, S. & Tabellini, G. (1991). "External Debt and Political Instability". *NBER Working Paper*, PP. 1-44.

Przeworski, A. & Limongi, F. (1993). "Political Regimes and Economic Growth". *Journal of Economic Perspectives*, 7(3), 51-69.

Qureshi, M. N., Ali, K. & Khan, I. R. (2010). "Political Instability and Economic Development: Pakistan Time-Series Analysis". *International Research Journal of Finance and Economics*, 56, 179-192.

Rodric, D. (2000). "Institutions for High-Quality Growth: What They are and How to Acquire Them". *NBER Working Paper,* No. 7540, PP. 1-50.

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

Saint Paul, G. & Verdier, T. (1993). "Education, Democracy and Growth". *Journal of Development Economics,* 42, 399-407.

Slesman, L., Baharumshah, A. Z. & Ra'ees, W. (2015). "Institutional Infrastructure and Economic Growth in Member Countries of the Organization of Islamic Cooperation (OIC)". *Economic. Modelling*, 51, 214–226.

Sachs, J. (2001). "Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development". *World Health Organization.*

Stasavage, D. (2005). "Democracy and Education Spending in Africa". *American Journal of Political Science,* 49(2), 343-358.

Sung, H. E. (2004). "Democracy and Political Corruption: A Cross-national Comparison". *Crime, Law and Social Change*, 41(2), 179-193.

Tabellini, G. & Alesina, A. (1990). "Voting on the Budget Deficits". *American Economic Review*, 80(1), 37-49.

Tavares, J. & Wacziarg, R. (2001). "How Democracy Affects Growth". *European Economic Review*, 45(8), 1341-1378.

Uddin, M., Ali, M. H. & Masih. M. (2017). "Plitical Stability and Growth: An Application of Dynamic GMM and Quantile Regression". *Economic Modelling*, 64, 610-625.

Van de Walle, D. (1998). "Assessing the Welfare Impacts of Public Spending". *World Development*, 26(3), 365-379.

WHO (World Health Organization). (2001). "Macroeconomics and Health: Investing in Health for Economic Development". http://www3.who.int/whosis/cmh

Yilmaz, B. & Levent, A. (2015). "Impact of Economic Freedom, Political Stability and Economic Growth in the USA on Emerging Asian Economies". *Actual Problems of Economics*, 168(6), 61-73.

Zablotsky, E. (1996). "Political Stability and Economic Growth. A Two Way Relation". *CEMA Working Papers: Serie Documentos de Trabajo*. 109, Universidad del CEMA.

Zahonogo, P. (2016). "Trade and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from Sub-Saharan Africa". *Journal of African Trade*, 3, 41–56.

Zheng, S. (2012). "China's Political Stability: Global Comparisons". *Journal of Chinese Political Science*, 17(1), 1-13.

پیوست ۱.

جدول ٦. متوسط شاخص‌های حقوق سیاسی، آزادی مدنی و حق پاسخگویی دموکراتیک طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۶

نام کشور	حقوق سیاسی	آزادی مدنی	حق پاسخگویی دموکراتیک	نام کشور	حقوق سیاسی	آزادی مدنی	حق پاسخگویی دموکراتیک
آلبانی	۳/۸۶	۴/۰۷	۴/۲۵	مراکش	۴/۸۷	۴/۴۳	۳/۴۱
الجزایر	۵/۹۳	۵/۲۳	۳/۱۹	موزامبیک	۴/۰۳	۴/۲۳	۳/۲۶
بحرین	۵/۸۷	۵/۴۳	۲/۶۶	نیجر	۴/۵	۴/۴۳	۳/۵۲
بنگلادش	۳/۲۸	۴/۰۶	۳/۳۵	نیجریه	۵	۴/۵۸	۲/۸
کامرون	۶/۲	۵/۷۶	۲/۶	عمان	۶	۵/۴۳	۱/۷۲
مصر	۵/۷۳	۵/۱۷	۲/۷۲	پاکستان	۴/۴۶	۴/۴۸	۲/۲۸
گامبیا	۴/۸	۴/۳۶	۳/۱۶	قطر	۶/۲۳	۵/۴	۱/۹
گینه	۶	۵/۱۳	۱/۹۵	عربستان	۶/۹	۶/۷	۰/۹۶
گایانا	۲/۶۷	۲/۹	۳/۸۹	سنگال	۳/۰۴	۳/۴۱	۳/۷۱
ایران	۵/۹	۶/۰۶	۳/۳	سیرالئون	۴/۳۹	۴/۲۷	۲/۸
اندونزی	۴	۴/۲۸	۳/۸۳	سومالی	۶/۸	۷	۰/۹۶
عراق	۶/۴۸	۶/۴۳	۲/۲۵	سودان	۶/۷	۶/۸	۱/۷۴
اردن	۴/۹۳	۴/۵۳	۳/۵۲	سوریه	۶/۹	۶/۸۳	۱/۳۹
کویت	۴/۷۹	۴/۹	۲/۷۴	تونس	۵/۴۵	۴/۶۲	۲/۴
لبنان	۵/۵۷	۴/۴۷	۳/۹۸	ترکیه	۳/۲	۳/۹۶	۴/۴
لیبی	۶/۶	۶/۶۵	۱/۵۱	اوگاندا	۵/۲۵	۴/۳۸	۲/۱۲
مالزی	۴/۲۶	۴/۴۳	۳/۹۹	امارات	۵/۹۳	۵/۲۷	۲/۱۵

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۹۲-۷۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (75-92)

تأثیر مخارج دولت و حجم اعتبارات بانکی با لحاظ سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی در قالب یک مدل DSGE (مطالعه موردی ایران)

***جواد خلیل‌زاده[۱]، حسن حیدری[۲]، سحر بشیری[۳]**

۱. دکترای علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد هادی شهر، هادی شهر، ایران

۲. دانشیار گروه اقتصاد دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران

۳. دکترای علوم اقتصادی، استادیار اقتصاد گروه حسابداری دانشگاه حضرت معصومه، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۵/۷ پذیرش: ۱۳۹۸/۶/۷)

The Effect of Government Expenditures and Banking Credits Volume Considering Monetary Policies on Economic Growth: DSGE Model (Case Study of Iran)

***Javad Khalilzadeh[1], Hassan Heidari[2], Sahar Bashiri[3]**

1. Ph.D. of Economical Sciences, Hadishahr Branch, Islamic Azad University, Hadishahr, Iran
2. Associate Professor of Economics, Urmia University, Urmia, Iran
3. Ph.D. of Economical Sciences, Hazrat-e Masoumeh University, Tehran, Iran

(**Received:** 29/July/2019 **Accepted:** 29/Aug/2019)

چکیده:

در این پژوهش تأثیر مخارج دولت توأم با حجم اعتبارات بانکی بر روی رشد اقتصادی در ایران با در نظر گرفتن نقش سیاست‌های پولی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی مورد مطالعه قرار گرفته است. بدین منظور ابتدا مدلی متشکل از بخش‌های خانوار، تولید، دولت و نفت، بانک‌ها و مؤسسات مالی واسطه و مقام پولی برای اقتصاد ایران تعریف شد. سپس مدل مطالعه تصریح و معادلات هر بخش تبیین گردید. پس از مشخص شدن فروض، خصوصیات و نحوه ارتباط بخش‌های مختلف مدل با همدیگر نسبت به بهینه‌یابی هر بخش بسته به نوع هدف هر کدام اقدام گردید. پس از شبیه‌سازی مدل، به کمک نسبت‌های واقعی و شبیه‌سازی شده و همچنین با استفاده از گشتاورهای متغیرها، مدل مورد برازش واقع و در نهایت توابع عکس‌العمل آنی مربوط به شوک مخارج دولت بر روی متغیرهای تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، تسهیلات و سپرده‌های بانکی مورد مطالعه و بررسی قرار گرفت که نتایج حاصله در غالب موارد منطبق با انتظارات تئوریک و واقعیات اقتصادی کشور بوده است.

واژگان کلیدی: مخارج دولت، اعتبارات بانکی، رشد اقتصادی، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی.

طبقه‌بندی JEL: B41، D20، E52.

Abstract:

In this paper, the effect of government expenditures with the volume of bank credits on economic growth in Iran, considering the role of monetary policy in the form of a dynamic stochastic genral equilibrium model is studied. for this purpose, we first defined a model consisting of households, production sector, government and oil, banks and intermediary financial institutions and the monetary status for the Iranian economy. Then, the model of the study was specified and the equations of each section were explained.

After specifying the assumptions, characteristics and relationship of different parts of the model with each other, each section was optimized. After simulating the model, the model was fitted with real and simulated ratios and also using the torque variables and finally, the effects of the impuls response to the shock of government expenditures on the variables of production, consumption, investment, facilities and bank deposits were investigated that in many cases, the results have been consistent with the theoretical expectations and economic realities of the country.

Keywords: Government Expenditures, Bank Credits, Monetary Policy**,** DSGE Model.
JEL: B41, D20, E52.

*** نویسنده مسئول:** جواد خلیل‌زاده (این مقاله برگرفته از رساله دکترای نویسنده مسئول می‌باشد)

*Corresponding Author: Javad Khalilzadeh E-mail: javad.khalilzadeh@gmail.com

۱- مقدمه

تأثیر مخارج دولتی و منابع تأمین مالی آن بر رشد اقتصادی یکی از مباحث مهمی است که در تجزیه و تحلیل‌های اقتصادی همواره مورد توجه اقتصاددانان بوده است (ملکی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰۱). در خصوص تأثیر منابع تأمین مالی مخارج دولتی بر بخش تولید و رشد اقتصادی با توجه به اینکه محدودیت بودجه دولت یک عامل محدودکننده در زمینه عملکرد دولت است، بررسی تأثیر روش‌های تأمین اعتبار مخارج دولت بر رشد اقتصادی برای سیاست گذاران از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. نهادهای مختلفی مانند بازار سرمایه، صندوق‌های بازنشستگی، بیمه و خصوصاً بانک‌ها و مؤسسات مالی، در جریان تأمین مالی و تجهیز منابع مالی بنگاه‌ها نقش چشمگیری دارند. با این وجود، به دلایل مختلف نظیر فقدان زیرساخت های لازم و ضعف قوانین موجود جهت تعمیق مالی و تنوع ابزارهای آن، نظام بانکی، خصوصاً در کشورهای در حال‌توسعه، رکن مهم بخش مالی به‌حساب می‌آید (ذوالقدر و همکاران، ۱۳۹۸: ۳۰). تصمیمات سرمایه گذاری بنگاه‌های دولتی و خصوصی و تصمیمات مصرفی خانوارها به دلیل بانک محور بودن نظام مالی، به شدت تحت تأثیر شرایط سیستم بانکی کشور است. بنابراین در مدل سازی تعاملات بین بخش مالی و بخش حقیقی، به‌منظور تحلیل سیاست‌های اقتصادی توجه به عملکرد نظام بانکی کشور از اهمیت ویژه‌ای برخوردار می‌باشد (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۵).

با نگاهی اجمالی به مطالعات انجام شده در داخل و خارج از کشور در زمینه تأثیر مخارج دولتی بر تولید و رشد اقتصادی ملاحظه می گردد که برخی از مطالعات بیانگر تأثیر مثبت و برخی دیگر نشان‌دهنده تأثیر منفی مخارج دولتی بر رشد اقتصادی است. به‌عبارت دیگر، یک نتیجه واحد در ارتباط با تأثیر مخارج دولتی بر رشد اقتصادی وجود ندارد. از نظر کارشناسان دلیل این امر مربوط به استفاده از الگوهای اقتصادسنجی متفاوت، سری‌های زمانی مختلف از نظر دوره زمانی کشور مورد مطالعه یا استفاده از الگوهای رشد متفاوت می‌باشد.

در خصوص تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی کشورها دیدگاه‌های متفاوتی مطرح است. با توجه به دولتی بودن اقتصاد در ایران و همچنین با توجه به اینکه بررسی تجربی این موضوع در کشورهای مختلف، به همراه سیاست‌های پولی می‌تواند مؤثر باشد، در این مطالعه سعی شده است که تأثیر مخارج دولتی و حجم اعتبارات بانکی توأم با هدایت سیاست‌های پولی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گیرد.

با توجه به ویژگی‌های منحصر به‌فرد الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در تحلیل نوسانات تجاری و آثار تکانه‌های مختلف و همچنین در نظر گرفتن نقش انتظارات کارگزاران، در این پژوهش از چارچوب مدل DSGE[1] کینزین‌های جدید با در نظر گرفتن سیاست‌های پولی، علاوه بر استفاده از ارکان اصلی مدل‌های DSGE، رفتار بانک‌ها نیز بر اساس بهینه‌یابی استخراج شده است. بدین منظور برای بانک با توجه به فعالیت‌های آن تابع سود تعریف شده است که سعی می کند با توجه به قید ترازنامه، تجهیز و تخصیص منابع را در جهت حداکثر شدن سود انجام دهد. در این شرایط آثار سیاست‌های پولی، علاوه بر بنگاه‌ها به‌عنوان متقاضی اعتبارات، تصمیمات خانوارها را نیز به‌عنوان عرضه کننده و تقاضاکننده وجوه تحت تأثیر قرار می دهد. ملاحظات فوق، وجه تمایز این مطالعه، نسبت به سایر مطالعات مورد اشاره است.

بخش‌های مختلف مقاله پیش‌رو، بدین شرح ساماندهی شده است. در بخش دوم به بررسی مبانی نظری و پیشینه پژوهش پرداخته شده است. سپس در بخش سوم، ویژگی‌ها و چارچوب مدل نظری مورد استفاده بیان شده است. پس از استخراج معادلات الگو، در بخش چهارم با تعیین مقادیر ورودی مدل و ارزیابی اعتبار آن، آثار حجم اعتبارات بانکی در قالب تکانه‌های پولی و مخارج دولت بررسی‌شده است. در نهایت، نتایج و پیشنهادهای سیاستی در بخش پنجم ارائه گردیده است.

۲- مبانی نظری

به‌طور کلی در خصوص تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی دو دیدگاه مطرح بوده و اهمیت موضوع از بعد نظری در این است که چگونه بخش عمومی می‌تواند شرایط باثباتی را برای رشد اقتصادی ایجاد کند. در یک دیدگاه فرض بر این است که افزایش مخارج دولتی موجب کاهش رشد اقتصادی

1. Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

می‌گردد و گواه این ادعا توأم بودن عملکرد دولت در غالب اوقات با عدم کارایی عنوان گردیده است. به عنوان مثال، شرکت‌های دولتی زیادی هستند که به‌منظور ادامه فعالیت با مازاد اشتغال، ناکارایی و ارائه قیمت‌های زیر قیمت واقعی روبه‌رو هستند. به‌علاوه، سرمایه‌گذاری‌های دولتی که به دنبال آن پرداخت یارانه‌های سنگین به شرکت‌های انحصاری دولتی را طلب می‌نماید، در اغلب اوقات با کاهش امکانات برای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی همراه است و به دنبال آن از رشد اقتصادی جلوگیری می‌نماید. دلیل دیگر ارائه این نظریه تأمین مالی مخارج دولتی است که می‌تواند از طریق منابع داخلی و خارجی صورت گرفته که هزینه‌ها و اثرات نامطلوبی را بر سیستم اقتصادی تحمیل می‌کند و این به نوبه خود می‌تواند مانع رشد اقتصادی گردد. به‌عبارتی دیگر، منابع تأمین مالی مخارج دولتی از طرق عدم تخصیص بهینه منابع، ارائه غیرکارای کالاهای عمومی، افزایش سهم مخارج جاری نسبت به مخارج عمرانی و همچنین اثرات ضد انگیزشی می‌تواند باعث کاهش بهره‌وری عوامل تولید شود و اثر منفی بر تولید و رشد اقتصادی داشته باشد. به‌طورکلی، طرفداران این دیدگاه از تصمیم‌گیری متمرکز، فقدان انگیزه سود و عدم وجود رقابت در بخش دولتی به‌عنوان علل عدم کارایی دولت یاد می‌نمایند و انتقال منابع از بخش خصوصی به بخش دولتی به‌منظور افزایش مخارج دولت را مانع انباشت سرمایه و گسترش تحقیقات و نوآوری در بخش خصوصی و به‌تبع آن در کل اقتصاد قلمداد می‌کنند و نتیجه‌گیری می‌نمایند که افزایش مخارج دولت موجب کاهش تولید و رشد اقتصادی خواهد شد. دیدگاه دیگر در این زمینه در فرایند رشد اقتصادی یک نقش مهم را به دولت نسبت داده و اذعان می‌دارد که افزایش نقش دولت در اقتصاد تأثیر مثبت بر تولید و رشد اقتصادی دارد. یک دلیل برای این نظریه این است که دولت دارای نقش مهم در زمینه هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی است که می‌تواند امکانات را برای رشد اقتصادی فراهم نماید. همچنین، در کشورهایی که وجود انحصارات از ویژگی‌های آنهاست و فاقد بازار توسعه‌یافته سرمایه، بیمه و اطلاعات است، دولت می‌تواند با شکل دادن به بازار محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود فنّاورانه کارایی را افزایش می‌دهد و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم نماید (گالی[1]، ۲۰۰۳: ۱۹).

در خصوص تأثیر منابع تأمین مالی مخارج دولتی بر تولید و رشد اقتصادی از سمت عرضه، می‌توان گفت که مالیات بر اختراع، مهارت های مدیریتی، انتخاب افراد بین کار کردن و استراحت و تخصیص منابع از طریق تغییر در قیمت‌های نسبی و همچنین انتقال منابع از سمت بخش خصوصی به سمت بخش دولتی، تأثیر می گذارد، و درنهایت موجب تغییر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ظرفیت تولیدی، عرضه کل و رشد اقتصادی می‌گردد (گونالپ و گور[2]، ۲۰۰۳: ۳۱۱). در مورد تأثیر استقراض از بانک مرکزی بر روی تولید و رشد اقتصادی از سمت عرضه نیز، می‌توان گفت که استقراض از بانک مرکزی همانند مالیات بر تخصیص منابع از طریق تغییر در قیمت‌های نسبی و همچنین انتقال منابع از سمت بخش خصوصی به سمت بخش دولتی، تأثیر می‌گذارد و موجب تغییر در سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، ظرفیت تولیدی، عرضه کل و رشد اقتصادی خواهد شد (گارنی[3] و همکاران، ۱۹۹۸: ۱۵). از طرفی سیاست‌های پولی و اعتباری به‌عنوان ابزارهایی برای ثبات بخشی به اقتصاد و دستیابی به رشد اقتصادی پایدار مورد تأیید عموم اقتصاددانان و سیاست‌گذاران است. البته تعیین سیاست بهینه و کارای پولی و اعتباری منوط به شناسایی کانال‌های انتقال و همچنین، شناخت مکانیسم‌های انتقال شوک‌های پولی و اعتباری به اقتصاد است. بنابراین، مطالعه در زمینه بررسی تأثیر شوک‌های پولی و اعتباری بر اقتصاد، نیازمند ارزیابی و تحلیل کانال های مذکور در مکانیسم انتقال شوک‌ها می‌باشد (میشکین[4]، ۱۹۹۶: ۱۰). در چند دهه اخیر، مدل کینزین جدید با اجزای مالی و بانکی، در راستای بررسی نقش بازارها و متغیرهای مالی و همچنین بخش اعتباری و بانکی در مکانیسم انتقال شوک ها به بخش واقعی اقتصاد و شکل‌گیری چرخه‌های تجاری مطرح شده است (کیوتاکی و موری[5]، ۱۹۹۷: ۲۳۷؛ برنانکه[6] و همکاران، ۱۹۹۹: ۱۳۴۱؛ گرالی[7] و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۹؛

1. Ghali (2003)
2. Günalp & Gür (2003)
3. Gwartney et al. (1998)
4. Mishkin (1996)
5. Kiyotaki & Moore (1997)
6. Bernanke et al. (1999)
7. Gerali et al. (2010)

کریستیانو[1] و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۱). در اقتصاد ایران، در دو دهه اخیر، نرخ‌های سود بانکی، به‌عنوان ابزار مستقیم سیاست پولی و اعتباری، همواره دستخوش تغییرات عمده‌ای از سوی سیاست‌گذاران پولی بوده است. خصوصاً در سال‌های اخیر، بروز وضعیت تورمی، افزایش شدید حجم نقدینگی سرگردان، افزایش جریان سفته‌بازی در بازار دارایی‌های مالی و فیزیکی، ضرورت تأمین مالی از منابع داخلی و اهمیت تجهیز پس‌اندازهای بخش خصوصی در تأمین سرمایه‌گذاری بخش‌های مختلف اقتصادی از طریق سیستم بانکی، اجرای سیاست افزایش نرخ سود سپرده‌ها، به‌عنوان یک ابزار مستقیم سیاست پولی و اعتباری را تا حد نرخ تورم به ضرورتی انکارناپذیر تبدیل کرده است. از سوی دیگر و بر پایه مطالعات تئوریک، نرخ سود سپرده‌های بانکی به‌عنوان هزینه سرمایه‌گذاری در نظر گرفته می‌شود. لذا افزایش در نرخ سود سپرده‌ها با افزایش هزینه تأمین مالی بخش حقیقی اقتصاد، سبب افزایش بهای تمام شده کالای تولید شده، تورم، کاهش حجم سرمایه‌گذاری و در نتیجه، کاهش میزان تولید می‌گردد. (ابونوری و همکاران، ۱۳۹۲: ۲۳)

در زمینه مکانیسم‌های انتقال شوک‌های پولی و اعتباری به‌طورکلی دودسته نظریه سنتی و نوین وجود دارد که دیدگاه نوین یا دیدگاه اعتباری بر دو کانال ترازنامه و اعتبار دهی وام بانکی تأکید می‌ورزد. کانال اعتبار دهی وام بانکی، به فراهم آوردن منابع مالی برای وام‌گیرندگان نظیر خانوارها و بنگاه‌های کوچک که به‌شدت وابسته به وام‌های بانکی هستند، می‌پردازد. بانک‌ها که اغلب منبع اصلی اعتبارات در بسیاری از کشورها و عموماً کشورهای با نظام مالی بانک محور هستند، در غلبه بر مشکلات اطلاعاتی و سایر مشکلات بازار سرمایه تخصص پیدا می‌کنند. حال اگر در عرضه اعتبار اخلال ایجاد گردد، قرض‌گیرندگان وابسته به بانک‌ها نظیر بنگاه‌های کوچک و متوسط به‌ظاهر از اخذ تسهیلات دست برمی دارند ولی در عمل باتحمل هزینه بالاتر، منابع اعتباری جدید دریافت می‌کنند (برنانکه و همکاران، ۱۹۹۹: ۱۳۴۱) لذا کاهش در اعتبار بانکی هزینه تأمین مالی داخلی را افزایش و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را کاهش می‌دهد.

در خصوص سیاست‌های پولی نیز، در چارچوب نظری، بین اقتصاددانان در مورد خنثی بودن پول در بلندمدت اتفاق‌نظر نسبی وجود دارد، بدین معنی که تکانه‌های پولی دلیل تغییرات دائمی در بخش حقیقی اقتصاد نیست. لیکن در مورد اثرات کوتاه‌مدت شوک‌های پولی، اختلاف‌نظرهایی وجود دارد. بر اساس برخی دیدگاه‌ها، سیاست‌ها و تکانه‌های پولی در کوتاه‌مدت اثرات حقیقی در اقتصاد دارند و به اعتقاد برخی دیگر، سیاست‌های پولی حتی در کوتاه‌مدت خنثی هستند (والش[2]، ۲۰۱۰: ۲۶). در حالی‌که اقتصاددانان کلاسیک به خنثی بودن پول معتقد بودند، کینزین‌ها بر این باور هستند که با اعمال سیاست‌های پولی انبساطی، وجوه قابل وام دادن بانک‌ها افزایش و لذا نرخ بهره کاهش می‌یابد. در این شرایط مخارج سرمایه‌گذاری و سایر مصارف وابسته به نرخ بهره، افزایش خواهد یافت که این امر به تحریک تولید منجر می‌شود (اسنودان و وین[3]، ۲۰۰۵: ۱۲۸)، همچنین کلاسیک‌های جدید، همانند (لوکاس[4]، ۱۹۷۶: ۱۹) با تکیه بر انتظارات عقلایی، استدلال می‌کنند صرفاً تغییرات پیش‌بینی‌نشده تکانه‌های پولی بر اقتصاد اثرگذار می‌باشد.

۲-۱- مطالعات تجربی خارجی

گالی[5] در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر مخارج دولت و تأمین مالی آن بر رشد اقتصادی نتیجه می‌گیرد که رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی، بستگی به منابع تأمین مالی مخارج دولت دارد. به‌این‌ترتیب که اگر تأمین مالی مخارج دولت از طریق استقراض صورت گیرد، رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی منفی است، اما اگر تأمین مالی مخارج دولت از طریق مالیات صورت گیرد، رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی مثبت است (گالی، ۲۰۰۳: ۱۹).

دیب[6] در مطالعه‌ای که در چارچوب اقتصاد خردی ارائه نموده است بخش بانکی را در مدل تعادل عمومی پویای تصادفی وارد و سپس با استفاده از مدل، نقش و اهمیت رفتار سیستم بانکی و شوک‌های مالی را در ادوار تجاری آمریکا مورد بررسی قرار داده است. همچنین رفتار سیستم بانکی در دو حوزه ارائه خدمات بانکی و انتقال وجوه در بازار بین بانکی

1. Cristiano et al. (2010)

2. Walsh (2010)
3. Snowdon & Vane (2005)
4. Lucas (1976)
5. Ghali (2003)
6. Dib (2010)

مطالعه و شوک‌های پولی، اعتباری و شوک تغییر در میزان سرمایه و سپرده بانک بر رفتار کارگزاران اقتصادی بررسی‌شده است و تغییر در حجم پول به‌عنوان شوک پولی و تغییر در عرضه اعتبارات به‌عنوان شوک اعتباری و تغییر در میزان سرمایه و سپرده به‌عنوان عامل محرک نوسانات اعتبارات در نظر گرفته شده است. نتایج بررسی نشان می‌دهد که وجود سیستم بانکی به‌عنوان واسطه مالی در کاهش نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی در مواجهه با شوک‌های پولی، بانکی و فنّاوری تأثیر بسزایی دارد (دیب، ۲۰۱۰: ۲۴).

هافستد[1] و همکاران اثر شوک اعتباری را بر متغیرهای کلان اقتصادی در شرایط رقابت انحصاری سنجیده‌اند. مدل مقاله، یک‌بار باوجود سیستم بانکی و یک‌بار بدون وجود سیستم بانکی حل‌شده است تا نشان دهد شوک‌هایی که از سیستم بانکی نشأت می‌گیرند، آثار منفی بزرگ‌تری بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند. یافته‌های این مطالعه حاکی از آن است که وجود سیستم بانکی اثر شوک‌های مختلف که از اقتصاد کلان وارد می‌شوند را کاهش می‌دهد، اما آنها را بی‌اثر نمی‌کند. دوم اینکه شوک‌هایی که از سیستم بانکی آغاز می‌شوند، هم در طرف تقاضا برای منابع (سپرده برای بانک و وام برای بنگاه و خانوار) و هم در طرف عرضه (عرضه وام توسط بانک و استقراض از بانک مرکزی و شبکه بانکی) می‌تواند باعث بی‌ثباتی اقتصاد کلان شود. اما آثار منفی شوک طرف تقاضا کمتر از آثار منفی شوک طرف عرضه بر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر سرمایه‌گذاری و تولید است (هافستد و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۹).

صبرا[2] در مطالعه‌ای با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا و تخمین گشتاور تعمیم‌یافته به بررسی تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا طی سال‌های ۲۰۱۳-۱۹۷۷ پرداخته است. یافته‌های مطالعه نشان می‌دهد بین مخارج دولت و رشد اقتصادی رابطه غیرخطی برقرار بوده و افزایش بیش از حد مخارج دولت تأثیر منفی و معنی‌دار بر رشد اقتصادی در کشورهای مورد مطالعه دارد (صبرا، ۲۰۱۶: ۳۹).

چوی و سون[3] با استفاده از رهیافت پارامتر متغیر در طول زمان[4] و الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری[5] به بررسی تأثیر شوک‌های مخارج دولت بر رشد اقتصادی کره جنوبی طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۸۰ پرداخته و به این نتیجه دست یافته‌اند که بین این دو متغیر رابطه غیرخطی برقرار بوده و افزایش مخارج دولت و به‌ویژه مخارج ساختاری و زیربنایی در بهبود رشد اقتصادی مؤثرند (چوی و سون، ۲۰۱۶: ۸۹۱).

۲-۲- مطالعات تجربی داخلی

قطمیری و همکاران با استفاده از داده‌های دوره زمانی ۱۳۸۲-۱۳۴۶، و با به‌کارگیری روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیر مخارج دولتی و منابع تأمین مالی آن بر تولید ناخالص داخلی ایران پرداخته‌اند. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که بین مخارج دولتی و تولید ناخالص داخلی یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. از سوی دیگر، تأثیر رشد مخارج دولتی بر رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت مثبت و معنی‌داراست (قطمیری و همکاران، ۱۳۸۴: ۸۱).

مهرگان و دلیری در مطالعه‌ای به بررسی واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی با رویکرد بیزی برای ایران پرداختند. نتایج حاصله نشان می‌دهد که بانک‌ها به دلیل عدم توانایی در تعدیل نرخ بهره پس از بروز شوک پولی نمی‌توانند به مکانیزم انتقال کمک چندانی کنند و شوک پولی باعث کاهش سپرده گذاری در بانک و افزایش تقاضا برای دریافت وام خواهد شد. از طرفی، این رخداد سبب بروز شوک در بخش کالاهای بادوام مانند مسکن شده و قیمت واقعی مسکن را افزایش می‌دهند. در این مطالعه به نقش سپرده‌های خانوار به‌عنوان مهم‌ترین منبع تأمین مالی بانک‌ها و واسطه‌های مالی اشاره نشده است (مهرگان و دلیری، ۱۳۹۲: ۳۹).

مؤمنی و خضری در مطالعه‌ای تحت عنوان اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی با روش VECM به بررسی رابطه این دو موضوع در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. ایشان در این مطالعه عنوان نمودند سرمایه‌گذاری دولتی، علاوه بر کاهش منابع بخش خصوصی برای

1. Hafstead et al. (2012)
2. Sabra (2016)
3. Choi & Son (2016)
4. Time Varying Parameter (TVP)
5. Structural Vector Auto-Regressive (SVAR)

سرمایه‌گذاری، درصورتی‌که در تولید کالاهایی که با تولیدات بخش خصوصی رقابت می‌کند، به کار رود، باعثِ کاهشِ سرمایه‌گذاری خصوصی خواهد شد یعنی به‌عبارت دیگر جانشینی جبری به وقوع می‌پیوندد (مؤمنی و خضری، ۱۳۹۴: ۱۱).

حقیقت و محرم جودی در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به بررسی تأثیرات شوک مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۵۰ پرداخته و به این نتیجه می‌رسند که شوک مخارج جاری دولت تأثیر معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی ندارد درحالی‌که شوک مخارج دولتی با یک وقفه، دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی است. ضریب جمله تصحیح خطا منفی و معنی‌دار بوده و نشان می‌دهد در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، در هر دوره ۱۲ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. همچنین در این تحقیق پیشنهاد شده که دولت مخارج خود را بیش از حد بالا نبرد زیرا این امر باعث ایجاد رابطه معکوس بین اندازه مخارج دولت و تولید ناخالص داخلی شده و رشد اقتصادی را کاهش خواهد داد (حقیقت و محرم جودی، ۱۳۹۵: ۱۴۱).

درگاهی و هادیان نیز آثار تکانه‌های پولی و مالی بر نوسانات متغیرهای اقتصادی کلان را مورد مطالعه قرار داده‌اند. نتایج حاصل از کالیبراسیون و شبیه‌سازی مدل طراحی شده، در دوره زمانی ۱۳۶۹تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که کاهش نسبت سپرده قانونی باعث رشد خفیف تولید و افزایش تورم می شود. همچنین تکانه افزایش مخارج عمرانی دولت باعث افزایش تورم و تحریک تولید می‌شود. نتایج درمجموع، بیانگر آن است که در نظر گرفتن بخش بانکی در مدل‌سازی اقتصاد کلان، به دلیل انتقال اثرات تکانه‌ها به ترازنامه بانک ها و بازخورد اثرات آن در بخش حقیقی، اطلاعات بیشتری برای تحلیل نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی برای سیاست‌گذار فراهم می‌نماید (درگاهی و هادیان، ۱۳۹۵: ۲۸).

فشاری در مطالعه‌ای به بررسی ماهیت ادواری شوک‌های مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران پرداخته است. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که رابطه غیرخطی بین شوک های مثبت و منفی مخارج دولت و رشد اقتصادی در ایران وجود داشته و شوک مثبت مخارج دولت در دوره رکود تأثیر منفی و در دوره رونق اثر مثبتی بر رشد اقتصادی ایران دارد. همچنین شوک منفی در دوره رکود تأثیر مثبت و در دوره رونق اثر منفی بر رشد اقتصادی در دوره زمانی مورد بررسی داشته و نیز نتیجه‌گیری شده است که مخارج دولت در اقتصاد ایران ماهیت ادواری دارد (فشاری، ۱۳۹۶: ۸۹).

بابکی و همکاران در مطالعه‌ای تحت عنوان تأثیر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در دو بخش ماشین‌آلات و ساختمان در اقتصاد ایران با استفاده از الگوی خود بازگشت برداری ساختاری به بررسی این موضوع در طی دوره ۱۳۶۹ تا ۱۳۹۲ در ایران پرداخته‌اند. نتایج حاصل از این تحقیق نشان داد که هزینه‌های جاری و عمرانی دولت هر دو در بلندمدت تأثیر مثبت بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ماشین‌آلات داشته و مکمل آن محسوب می‌شوند ولی بر روی سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان تأثیر منفی دارند (بابکی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۰۵).

۳- تصریح مدل تحقیق

این مطالعه به پیروی از مطالعات ایکیدا[1] (۲۰۱۳: ۱۳)، کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵: ۴۶) و هافستد و اسمیت (۲۰۱۲: ۴۹) در قالب مدل DSGE، با در نظر گرفتن اقتصادی با افق زمانی نامحدود متشکل از خانوارها، تولیدکننده کالاهای عمده‌فروشی، تولیدکننده کالاهای خرده فروشی و کالاهای نهایی، تولیدکننده کالاهای سرمایه‌گذاری، بخش بانکی و مؤسسات مالی واسطه‌ای، دولت، بانک مرکزی و نفت (ارتباط با خارج) در ایران را بررسی می‌نماید. که در ادامه هر بخش با جزئیات آورده شده است.

۳-۱- معرفی مدل خانوار

در این مطالعه خانوار با رویکرد «پول در تابع مطلوبیت» علاوه بر به حداکثر رساندن مطلوبیت با وجود محدودیت بودجه (مسئله مصرف-پس‌انداز)، به عرضه نیروی کار به تولیدکننده کالاهای عمده‌فروشی (مسئله تعیین دستمزد بهینه) در مواجهه با چسبندگی اسمی دستمزد می‌پردازد. که شکل تبعی تابع مطلوبیت به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

1. Ikeda (2013)

(۱)

$$E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left\{ \log(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - \psi_L \frac{L_{t+s,j}^{1+\upsilon}}{1+\upsilon} + \frac{\upsilon}{1-\sigma_q} \left(\frac{M_{t+s}^d}{P_{t+s}}\right)^{1-\sigma_q} \right\},$$

$$0 < \beta < 1$$

که در آن E_t عبارت است از عملگر انتظارات، β^s عامل تنزیل، C_t مصرف خانوار، h عادت مصرفی[1]، L_t عرضه نیروی کار توسط خانوار، υ مثبت و بیانگر وزن مانده‌های اسمی پول در تابع مطلوبیت، σ_q معکوس کشش تقاضای پول و M_t^d مانده‌های اسمی پول و ψ_L وزن فراغت در تابع تولید می‌باشد.

در این مدل خانوار j با انتخاب مصرف کالا C_t و M_t^d مانده‌های اسمی پول مطلوبیت کسب می‌نماید و با مطلوبیت منفی حاصل از کار کردن L_t مواجه است.

در این مطالعه زنجیره‌ای از خانوارها وجود دارند که انباشت آنها برابر واحد است. خانوارها نیروی کار تخصص یافته دارند و همچنین دارای قدرت انحصاری بر دستمزد اسمی نیروی کار تخصص یافته می‌باشند.[2] در تنظیم دستمزد اسمی، خانوارها مواجه با توهم تغییرات دستمزد اسمی مطابق با مطالعه ارزیگ و همکاران[3] (۲۰۰۰: ۲۸۱) هستند. خانوارها می‌توانند دستمزد اسمی را با احتمال $0 < 1 - \xi_w < 1$ مستقل و یکسان برای تمامی خانوارها و در طول زمان تغییر دهند. $\overline{W_t}(j)$ بیانگر دستمزد تنظیم‌شده خانوار j ام در زمان t می‌باشد. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵: ۴۶) و ایکیدا (۲۰۱۳: ۱۳)، دستمزدی که تنظیم مجدد نشده است از قاعده زیر پیروی می‌نماید.

(۲)

$$W_{t+s}(j) = \begin{cases} \overline{W_t}(j) & if \quad t = 0 \\ \Pi_{k=1}^{s} (\pi_{t+k-1} z_{t+k-1})^{l_w} (\pi z)^{1-l_w} \overline{W}(j) & if \quad t = 1,2,\ldots \end{cases}$$

که در آن π_t بیانگر نرخ تورم در زمان t، π نشان دهنده نرخ تورم در حالت پایدار[4] و $0 \le l_w \le 1$ درجه شاخص ایجاد تورم گذشته و نرخ رشد گذشته TFP را نشان می‌دهد.

در این مدل، نمایندگی‌های رقابتی کارگری وجود دارند که نیروی کار را از خانوار به بنگاه فراهم می‌آورند. آنها نیروی کار تخصص‌یافته خانوار را مطابق تابع زیر ترکیب می‌کنند.

(۳)

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(j)^{\frac{1}{\lambda_w}} dj \right]^{\lambda_w}$$

که λ_w کشش تجمیع نیروی کار در شاخص دیکسیت استیگلیتز می‌باشد.

در مسئله تعیین دستمزد خانوار حداکثر سازی مطلوبیت به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

(۴)

$$\max_{\{\overline{W}_t(j)\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_w)^s \left\{ \Lambda_{t+s} W_{t+s}(j) L_{t+s}(j) - \psi_L \frac{L_{t+s,j}^{1+\upsilon}}{1+\upsilon} \right\}$$

که بیانگر مطلوبیت خانوار در ازای کسب دستمزد ناشی از کار منهای مطلوبیت منفی ناشی از کار می‌باشد و پارامتر Λ_t عبارت است از مقدار واقعی شده ضریب لاگرانژ.

تقاضای نیروی کار بر اساس حداکثر سازی منافع حاصل از کار کردن به‌صورت زیر حاصل می‌گردد:

(۵)

$$\pi_w = W_{t+s} L_{t+s} - \int_0^1 W_{t+s}(j) L_{t+s}(j) dj$$

(۶)

$$= W_{t+s} \left[\int_0^1 L_{t+s}(j)^{\frac{1}{\lambda w}} di \right]^{\lambda_w} - \int_0^1 W_{t+s}(j)\, L_{t+s}(j) dj$$

مشتق مرتبه اول رابطه فوق نسبت به L رابطه تقاضای نیروی کار را به ما می‌دهد.

(۷)

$$L_{t+s}(j) = \left(\frac{W_{t+s}(j)}{W_{t+s}} \right)^{\frac{\lambda_{w,t}}{1-\lambda_{w,t}}} L_{t+s}$$

از آنجایی‌که در چسبندگی کالوو، بهینه‌سازی به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شود، دستمزد متوسط غیربهینه در $t-1$ برابر شاخص دستمزد بهینه آخرین دوره بهینه شده است. از این‌رو، قانون زیر چگونگی تنظیم دستمزدها را نشان می‌دهد:

(۸)

$$W_{t,}^{\frac{1}{1-\lambda_w}} = (1-\xi_w) \overline{W}_t^{\frac{1}{1-\lambda_w}} + \xi_w \left[(\pi_{t-1})^{lw} (\pi)^{1-lw} W_{t-1} \right]^{\frac{1}{1-\lambda_w}}$$

علاوه بر این خانوار ریسک گریز بوده و به میزان D_t سپرده در بانک سپرده‌گذاری می‌کند و نرخ سود به میزان R_{t-1}^d ناخالص به وی تعلق می‌گیرد. عرضه سپرده به بانک‌های مختلف از

1. Habit Formation

۲. خانوارها در یک بازار رقابت انحصاری، نیروی کار خود را عرضه می‌کنند و هر خانوار قدرت آن را دارد که در مورد عرضه کار خود تصمیم‌گیری نماید و دستمزد خود را بر اساس حداکثر سازی مطلوبیت خانوار تعیین کند.

3. Erceg et.al. (2000)

4. Steady State

برابری $D_t = \int_0^1 D_{jt} d_t$ تبعیت می‌کند. همچنین $R_t^d = 1 + r_t^d$ بوده و قید بودجه خانوار در مدل پایه به‌صورت رابطه زیر می‌باشد.

(۹)

$$m_t^d + c_t + d_t + t_t = w_t L_t + m_{t-1}^d$$

که در آن m_t^d، c_t، d_t، t_t، به ترتیب مانده واقعی پول، مصرف خانوار، میزان سپرده‌های خانوار نزد بانک‌ها و مالیات پرداختی و w_t، L_t، R_t^d به ترتیب دستمزد واقعی، میزان کار نیروی کار و نرخ بهره پرداختی به سپرده‌های خانوار می‌باشد.

خانوار تابع مطلوبیت خود را با توجه به قید بودجه نسبت به m_t , d_t ,k_t , L_t حداکثر می‌نماید (فرایند حداکثر سازی در قسمت پیوست مقاله آمده است).

۳-۲-بنگاه‌های عمده‌فروشی

زنجیره‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای عمده‌فروشی وجود دارند که بنگاه جدید در زمان t با موجودی سرمایه اولیه K_{0t} وارد بازار می‌شود. کالاهای تولید شده توسط بنگاه‌های عمده‌فروشی کالاهای همگن نمی‌باشند لذا با اندیس j نشان داده می‌شوند.

تابع تولید بنگاه j ام کالای عمده‌فروشی یکسان Y_t^j یک تابع کاب داگلاس به شکل زیر می‌باشد:

(۱۰)

$$Y_t^j = (K_t^j)^{\alpha} (A_t L_t^j)^{1-\alpha}, \qquad 0 < \alpha < 1$$

در این تابع K_t^j موجودی سرمایه نگهداری شده توسط بنگاه j ام در زمان t بوده، L_t^j بیانگر واحد نیروی کار و $A_t^{1-\alpha}$ نشان دهنده بهره‌وری کل عوامل (TFP) است، که نرخ رشد آن معادل zt می‌باشد که از فرایند $AR(1)$ پیروی و به شکل زیر تعریف می‌شود.

$$z_t \equiv A_t / A_{t-1} \tag{۱۱}$$

(۱۲)

$$\log(z_t / z) = \rho_z \log(z_{t-1} / z) + \varepsilon_{z,t}, \quad 0 \le \rho_z < 1$$

که در آن $\varepsilon_{z,t}$ جزء پسماند که دارای توزیع مستقل و یکسان با میانگین صفر و واریانس σ_z^2 است.

موجودی سرمایه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۳)

$$K_{t+1}^j = (1-\delta) K_t^j + I_t^j, \qquad 0 < \delta < 1$$

که در آن δ نرخ استهلاک سرمایه، I_t^j نشان دهنده سرمایه‌گذاری در کالاهای نهایی می‌باشد.

با توجه به شرایط مرتبه اول نسبت به L_t^j از تابع سود بنگاه، قیمت کالاهای عمده‌فروشی به‌صورت زیر محاسبه می‌گردد:

(۱۴)

$$P_t^w = \frac{W_t}{(1-\alpha) Y_t^j / L_t^j} = \frac{W_t}{(1-\alpha)(K_t^j)^{\alpha} A_t^{1-\alpha} (L_t^j)^{-\alpha}}$$

قیمت کالاهای عمده‌فروشی به هزینه هر واحد نیروی کار $W_t L_t^j / Y_t^j$ بستگی دارد.

بنگاه‌های کالای عمده‌فروشی بر اساس هدف حداکثر سازی سود با توجه به تأمین مالی سرمایه‌گذاری ($P_t^I I_t^j$) و نیروی کار ($W_t L_t^j$) خود اقدام به خرید کالای سرمایه‌ای از بنگاه‌های تولیدکننده کالای سرمایه‌ای می‌نمایند.

(۱۵)

$$\max_{\{I_t^j \ge 0, L_t^j \ge 0\}} P_t^w Y_t^j - W_t L_t^j - P_t^I I_t^j$$

که P_t^w نشان‌دهنده قیمت کالاهای عمده‌فروشی، P_t^I قیمت کالاهای سرمایه‌ای، و سرمایه‌گذاری در سطح بنگاه برگشت‌ناپذیر $I_t^j \ge 0$ است.

همچنین در این مطالعه فرض شده است که بنگاه عمده‌فروشی جهت تأمین مالی بخشی از هزینه‌های دستمزد و اجاره سرمایه خود ناگزیر به دریافت تسهیلات از بانک‌ها و مؤسسات مالی در مقابل سپردن وثیقه‌های بانکی می‌باشد.

قید اعتبار نیز برای بنگاه به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۶)

$$P_t^I I_t^j + W_t L_t^j \le B_t^j$$

۳-۳-بنگاه خرده فروشی و کالاهای نهایی

در واقع مجموعه پیوسته‌ای از بنگاه‌های خرده فروشی وجود دارند که مالک آنها خانوار است. بنگاه‌های خرده فروش که توسط نماد i شاخص‌گذاری می‌شوند، کالاهای عمده‌فروش را در قیمت P_t^w خریده و یک واحد از کالاهای عمده‌فروشی را به واحدی از کالاهای خرده‌فروشی $Y_t(i)$ تبدیل می‌کنند. کالاهای خرده‌فروش به قیمت $P_t(i)$ به تولیدکننده کالاهای نهایی بفروش می‌رسد. تولیدکننده کالای نهایی، بر اساس جمع‌گر دیکسیت-استیگلیتز به‌صورت رابطه زیر کالاهای بخش خرده‌فروشی را ترکیب می‌کند.

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{1}{\lambda_p}} di\right]^{\lambda_p} \quad (۱۷)$$

که λ_p عبارت است از کشش تجمیع قیمت در شاخص دیکسیت استیگلیتز و مقدار آن همواره بزرگ‌تر از یک می‌باشد. با توجه به قیمت کالاهای متمایز خرده‌فروشی، مقدار خرید خود از این کالاها را به‌گونه‌ای تعیین می‌کند تا سودش را حداکثر نماید. که میزان تقاضای بنگاه iام، $Y_t(i)$، به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

(۱۸)

$$Y_t(i) = \left(\frac{P_t(i)}{P_t}\right)^{\frac{\lambda_p}{1-\lambda_p}} Y_t$$

که $i \in (0,1)$ است، P_t نشان‌دهنده قیمت کالاهای نهایی است. خرده‌فروش‌ها با چسبندگی قیمتی کالوو (۱۹۸۳) در هر دوره مواجه هستند که در آن، بنگاه‌هایی با احتمال مشخص و مستقل $0 < 1-\xi_p < 1$ در طول زمان قادر به تغییر قیمت هستند. در مواقعی که بنگاه فرصت تغییر قیمت را داشته باشد، قیمت در $\overline{P_t}(i)$ تعیین می‌شود تا هدف حداکثر سازی سود برآورده شود. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵: ۴۶) و ایکیدا (۲۰۱۳: ۱۳) قیمتی که در زمان t تعدیل نشده است، از قانون زیر پیروی می‌کند:

(۱۹)

$$P_t(i) = \begin{cases} \overline{P_t}(i) & if \quad t=0 \\ \Pi_{k=1}(\pi_{t+k-1})^{lp}(\pi)^{1-lp}\overline{P_t}(i) & if \quad t=1,2,... \end{cases}$$

که در آن π_t بیانگر نرخ تورم در زمان t، π نشان دهنده نرخ تورم در حالت پایدار و $0 \le lp \le 1$ بیانگر شاخص بندی نسبت به تورم گذشته است. هدف بنگاه حداکثر کردن سود است. بنابراین بنگاه قیمت را به‌گونه‌ای تعیین می‌کند که مجموع سود انتظاری در دوره‌ای که قیمت ثابت است حداکثر شود. مسئله حداکثر سازی سود واحدهای خرده‌فروشی با فرض چسبندگی قیمت به‌صورت زیر نوشته می‌شود:

(۲۰)

$$\max_{\{\overline{P}_t(i)\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\xi_p)^s \Lambda_{t+s}[P_{t+s}(i)Y_{t+s}(i) - P_{t+s}^w Y_{t+s}(i)]$$

$$, p_{t+s}^w = \frac{P_{t+s}^w}{P_{t+s}}, P_{t+s}(i) = \overline{P}_t(i)\Pi_{t,t+s}^p$$

که در آن $\overline{p}_t(i) \equiv \overline{P}_t / P_t$ قیمت‌های نسبی بنگاه‌ها حاصل‌شده از بهینه‌سازی و سطح عمومی قیمت‌های خرده‌فروشی است که شامل هر دو قیمت بهینه و غیربهینه می‌باشد. از آنجایی‌که در چسبندگی کالوو، بهینه‌سازی به‌صورت تصادفی انتخاب می‌شود، قیمت متوسط غیربهینه در $t-1$ برابر شاخص قیمت بهینه آخرین دوره بهینه شده است. برای حقیقی نمودن و روندزدایی از $\hat{\lambda}_{t+s} = \Lambda_{t+s}P_{t+s}A_{t+s}$ و $\hat{Y}_{t+s} = Y_{t+s}(i)/A_{t+s}$ استفاده می‌گردد. از این‌رو، قانون زیر حرکت شاخص قیمت کل خرده‌فروشی است:

(۲۱)

$$P_{t,}^{\frac{1}{1-\lambda_p}} = (1-\xi_p)\overline{P}_t^{\frac{1}{1-\lambda_p}} + \xi_p[(\pi_{t-1})^{lp}(\pi)^{1-lp}P_{t-1}]^{\frac{1}{1-\lambda_p}}$$

۳-٤-تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای

در این مدل، بنگاه‌های رقابتی تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای وجود دارند که مالک آنها خانوار است. آنها یک واحد از کالاهای نهایی را به یک واحد کالاهای سرمایه‌ای تبدیل می‌کنند. تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای، کالاهای سرمایه‌ای جدید را با استفاده از نهاده‌هایی از تولیدکننده کالای نهایی با در نظر گرفتن هزینه‌های تعدیل به بنگاه‌های کالای عمده‌فروشی می‌فروشد. تولیدکننده سرمایه با تعیین سطح کالاهای سرمایه‌ای $\{I_t\}$ به حداکثر سازی سود انتظاری می‌پردازد:

(۲۲)

$$\max_{\{I_t\}} E\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t \frac{\Lambda_{t+s}}{\Lambda_t}\left\{P_{t+s}^I I_{t+s} - \left[1+\frac{S''}{2}\left(\frac{I_{t+s}}{I_{t+s-1}}-z\right)^2\right]P_{t+s}I_{t+s}\right\} S''>0$$

بنگاه تولیدکننده کالای سرمایه‌ای برای تأمین سرمایه ($\{I_t\}$)، باید مقدار $\{I_t\}$ را بخرد و مقدار $\frac{S''}{2}\left(\frac{I_{t+s}}{I_{t+s-1}}-z\right)^2$ را به‌صورت هزینه ساخت برای تولید کالای سرمایه‌ای متحمل شود.

که در آن z نرخ رشد وضعیت باثبات (پایدار) سرمایه‌گذاری کل، $S'' > 0$ پارامتر هزینه تعدیل است. اگر رشدی وجود نداشته باشد، در آن صورت z برابر یک خواهد بود. اگر سرمایه‌گذاری همانند قبل باشد کسر $\frac{I_{t+s}}{I_{t+s-1}}$ برابر یک شده و هزینه بنگاه صفر خواهد بود. ولی اگر بنگاه بخواهد بیشتر یا

کمتر از قبل تولید کند متحمل هزینه می‌شود. به پیروی از کریستیانو و همکاران (۲۰۰۵: ۴۶) هزینه‌های تعدیل استخراج شده توسط جزء درجه دو، مکانیزم پایداری ایجاد می‌کند و برای واکنش hump-shaped سرمایه‌گذاری و تولید به شوک‌های مختلف، سازگار با مشاهدات بر مبنای VAR است. نرخ رشد در حالت پایدار در جزء درجه دو ظاهر می‌شود که تضمین کننده هزینه تعدیل صفر در حالت پایدار است. سطح بهینه کالاهای سرمایه‌ای از طریق شرط مرتبه اول تأمین می‌گردد:

(۲۳)

$$P_t^I = 1+\frac{S''}{2}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}-z\right)^2+S''\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}-z\right)\frac{I_t}{I_{t-1}} -\beta E_t \frac{\Lambda_{t+1}}{\Lambda_t} S''\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}-z\right)\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2$$

۳-۵-تجمیع و تعادل

تجمیع بنگاه‌ها حول j، تقاضای کل نیروی کار به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

(۲۴)

$$\int_j \overline{L}_t^j dj = (1-\alpha)^{\frac{1}{\alpha}}\left(\frac{P_t^w A_t^{1-\alpha}}{W_t}\right)^{\frac{1}{\alpha}} K_t$$

که در آن L_t و K_t به ترتیب بیانگر نیروی کار و سرمایه کل است. شرط تعادل برابری مقدار تقاضا شده و مقدار عرضه شده نیروی کار را نشان می‌دهد که در آن جزء L_t^* بیانگر عرضه متوسط نیروی کار است ($L_t^* = \int_0^1 L_t dj$).

با وجود چسبندگی دستمزد اسمی، عرضه نیروی کار تجمیع شده به‌صورت زیر مشخص می‌شود:

(۲۵)

$$L_t = (w_t^*)^{\frac{\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}-1}} \int_0^1 L_t(j)dj = (w_t^*)^{\frac{\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}-1}} L_t^*,$$
$$w_t^* = \left[\int_0^1 [W_t(j)/W_t]^{\frac{\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}-1}} dj\right]^{\frac{1-\lambda_{w,t}}{\lambda_{w,t}}}$$

تجمیع تولید فردی، Y_t^j، حول j مقدار تقاضای عوامل تولید به‌صورت زیر گزارش می‌شود:

(۲۶)

$$\overline{Y}_t^j = (K_t^j)^{\alpha}(A_t)^{1-\alpha}(\overline{L}_t^j)^{1-\alpha}$$

در حالی‌که تجمیع آن حول j مقدار تقاضا شده را تولید می‌کند.

(۲۷)

$$Y_t = \int_j \overline{Y}_t^j dj = (K_t)^{\alpha}(A_t)^{1-\alpha}(L_t)^{1-\alpha}$$

از آنجایی‌که بنگاه‌های عمده‌فروشی در بازار عوامل قیمت پذیر می‌باشند، دارای نسبت سرمایه به نیروی کار یکسانی هستند. در نتیجه تجمیع تولید فردی آنها Y_t^j با استفاده از معادلات (۱) و (۱۱) عرضه متوسط کالاهای عمده‌فروشی Y_t^* را حاصل می‌نماید.

(۲۸)

$$Y_t^* = K_t^{\alpha}(A_t L_t)^{1-\alpha}$$

و شرط تعادل برابری مقدار تقاضا شده و مقدار عرضه‌شده کالاهای عمده‌فروشی را نشان می‌دهد.

(۲۹)

$$\int_j \overline{Y}_t^j dj = \int_0^1 Y_t(i)di = Y_t^*$$

تولید کل Y_t به‌صورت زیر حاصل می‌شود:

(۳۰)

$$Y_t = (p_t^*)^{\frac{\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}-1}} Y_t^*,$$
$$p_t^* = \left[\int \left(\frac{P_t(j)}{P_t}\right)^{\frac{\lambda_{p,t}}{1-\lambda_{p,t}}} dj\right]^{\frac{1-\lambda_{p,t}}{\lambda_{p,t}}}$$

قید محدودیت منابع درمجموع با استفاده از معادله زیر بیان می‌گردد:

(۳۱)

$$Y_t = C_t + I_t + G_t$$

۳-۶-بانک‌ها و مؤسسات مالی واسطه

در این مطالعه فرض بر این است که بانک نماینده‌ای وجود دارد که عملیات بانکی را در شرایط رقابت انحصاری انجام می‌دهد و سپرده‌های بانکی تنها ابزار پس‌انداز و سرمایه‌گذاری بدون ریسک برای خانوار بوده و تسهیلات بانکی نیز تنها روش تأمین مالی بنگاه‌ها می‌باشد. همچنین در این مدل بنگاه‌های عمده‌فروشی برای تأمین مالی هزینه‌های سرمایه‌گذاری و جبران هزینه‌های حقوق و اجاره سرمایه مجبور به تأمین مالی از بانک‌ها و مؤسسات مالی می‌باشند. از طرفی فرض شده است که بانک مرکزی قدرت وام‌دهی بانک‌ها را کنترل می‌کند. عدم

استقلال بانک مرکزی از دولت از فروض دیگر این مدل بوده و بنگاه‌ها جهت دریافت وام و تسهیلات مجبور به سپردن وثیقه به بانک می‌باشند که ارزش وثیقه نمی‌تواند از ارزش خالص دارائی‌های بنگاه بیشتر باشد.

از آنجایی‌که بانک‌ها مجاز به وام‌دهی صد درصد سپرده‌های جذب شده مشتریان نبوده و مکلف‌اند بخشی از آن را به‌عنوان نرخ ذخیره قانونی نزد بانک مرکزی سپرده‌گذاری نمایند لذا میزان وام پرداختی توسط بانک‌ها و مؤسسات مالی به بنگاه‌های عمده‌فروشی از رابطه زیر قابل محاسبه خواهد بود:

(۳۲)

$$B_t = D_t(1 - e_t^s) + K_t^b$$

که در آن B_t کل حجم وام‌های پرداختی توسط بانک‌ها و مؤسسات مالی، D_t میزان سپرده‌های خانوار و e_t^s نرخ ذخیره قانونی معین شده از سوی مقام پولی می‌باشد که از یک فرایند AR(1) پیروی می‌کند. به‌طوری که:

(۳۳)

$$\ln(e_t^s) = \rho_s \ln(e_{t-1}^s) + (1 - \rho_s)\ln(\bar{e}_t^s) + \varepsilon_{e,t}$$
$$\varepsilon_{e,t} \approx N(0, \sigma_{\varepsilon_{t,e}}^2)$$

و K_t^b نیز عبارت است از سرمایه بانک در هر دوره که به‌صورت زیر تعریف می‌شود:

(۳۴)

$$K_t^b = (1 - \delta^b)K_{t-1}^b + \pi_t^b$$

از طرفی بانک‌ها سپرده‌های خانوارها (D_t) را جذب و در مقابل نرخ بهره (r_t^h) را به آنها پرداخت می‌کنند و از محل این سپرده‌ها به بنگاه‌ها وام و تسهیلات پرداخت و نرخ بهره (r_t^f) را دریافت می‌کنند لذا شرط سودآوری عملیات بانک‌ها عبارت خواهد بود از:

(۳۵)

$$\pi_t^b > 0 \quad if \quad r_t^f > r_t^h$$

و تابع سود بانک نیز به‌صورت زیر تعریف خواهد شد:

(۳۶)

$$\pi_t^b = r_t^f B_t - r_t^h D_t^h$$

با جای‌گذاری تابع (۳۲) در (۳۶) خواهیم داشت:

(۳۷)

$$\pi_t^b = r_t^f\left[D_t(1 - e_t^s) + K_t^b\right] - r_t^h D_t^h$$

نرخ سپرده‌های بانکی در مدل‌سازی رفتار مقام پولی به شکل زیر تعیین می‌گردد که درواقع پاسخ به انحراف از نرخ بهره و برخی شاخص‌های اقتصادی در وضعیت باثبات فرض شده است.

(۳۸)

$$r_t^h = \left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi}\right)^{\rho_\pi}\left(\frac{\gamma_{t-1}}{\gamma_t}\right)^{\rho_\gamma}\left(\frac{r_{t-1}^h}{r^h}\right)^{\rho_r}\left(\frac{g_{m,t-1}}{\bar{g}_m}\right)^{\rho_{mp}}\varepsilon_t^{rh}$$

(۳۹)

$$r_t^f = r_t^h + \varepsilon_t$$

پارامترهای ρ_π، ρ_γ، ρ_r و ρ_{mp} به ترتیب عبارت‌اند از وزن متغیرهای تورم، تولید، نرخ سود و نرخ رشد پول در اعمال سیاست‌های پولی و ε_t^{rh} نیز شوک پولی ناشی از خطای سیاست‌گذاری بانک مرکزی در تعیین نرخ بهره هدف می‌باشد. این شوک به‌طور مستقیم در قاعده سیاست‌گذاری پولی وارد شده و به‌عنوان یک متغیر برون‌زا و تصادفی، متغیر نرخ بهره سپرده‌گذاری را متأثر می‌سازد. پارامتر ε_t نیز همان نرخ حاشیه سود بانک‌ها می‌باشد.

۳-۷- دولت و بخش نفت

در این مدل دولت و بخش نفت (دنیای خارج) وجود دارد. به پیروی از مطالعه مهرگان و دلیری (۱۳۹۲: ۳۹) فرض می‌کنیم کشور مورد مطالعه حاضر (ایران) گیرنده قیمت نفت است و تنها مبادله کشور با سطح بین‌الملل محدود به صدور نفت می‌باشد. لذا، گنجاندن بخش نفت و درآمدهای نفتی در مدل همانند اغلب مدل‌های تعادل عمومی درکشورهای نفتی به‌صورت فرایند خودرگرسیون مرتبه اول است، از این‌رو درآمدهای نفتی به‌صورت زیر مدل‌سازی می‌شود:

(۴۰)

$$Ln(or_t) = (1 - \rho_{or})Ln(or^*) + \rho_{or}Ln(or_{t-1}) + \varepsilon_{or,t}$$

که در آن $\varepsilon_{or,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{or}^2)$ نشان‌دهنده شوک درآمدهای نفتی، or^* مقدار ایستای درآمدهای نفتی است.

در این مطالعه، دولت قانون‌گذار سیاست مالی بوده و مقدار مخارج دولتی GA_t از قاعده $AR(1)$ پیروی می‌نماید:

(۴۱)

$$\ln(GA_t) = (1 - \rho_g)\ln(\overline{GA}) + \rho_g \ln(GA_{t-1}) + \varepsilon_{g,t}$$

$\varepsilon_{g,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_g^2)$ بیانگر شوک مخارج است. در این مدل عرضه اوراق قرضه دولتی صفر در نظر گرفته شده است.

در مدل تعادل بودجه دولت به‌صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

(۴۲)

$$GA_t = \frac{T_t}{P_t} + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} + \frac{or_t}{P_t}$$

مقامات مالی مخارج را از طریق مالیات یک‌جا بر خانوار، خلق پول و درآمدهای ریالی نفت تأمین می‌کنند.

۳-۸- سیاست‌گذار و مقام پولی

به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان این دو بخش را مجزا از هم در نظر گرفت. فرض بر این است که هدف دولت متوازن نگه‌داشتن بودجه خود است. در این خصوص بانک مرکزی نیز به نحوی عمل می‌کند که دولت به هدف اصلی خود دست یابد. همچنین هدف بانک مرکزی حفظ ثبات قیمت‌ها و افزایش رشد اقتصادی است. لذا بانک مرکزی در اقتصاد ایران در کنار کمک به دولت در جبران کسری‌های بودجه و تأمین توازن بودجه از طریق خلق پول، سعی می‌کند تا سیاست‌گذار پولی در جهت رسیدن به اهداف خود باشد.

سیاست‌گذار پولی در این اقتصاد به‌گونه‌ای عمل می‌کند که فرض بر آن است که درآمدهای نفتی به‌صورت تلویحی بر تصمیمات پولی آن اثر خواهد داشت. در اقتصاد ایران این نرخ رشد پول به‌صورت فرایند خودرگرسیون برداری مرتبه اول بوده و علاوه بر این شوک‌های موجود در درآمدهای نفتی نیز قادرند تا بر نرخ رشد پول برنامه‌ریزی‌شده توسط بانک مرکزی مؤثر باشند، به‌عبارت دیگر نرخ رشد پول را می‌توان به‌صورت زیر نمایش داد:

(۴۳)

$$\frac{M_{t+1}}{P_{t+1}} = g_{m,t}\frac{M_t}{P_{t+1}} = m^d_{t+1} = \frac{g_{m,t}}{\pi_{t+1}} m^d_t$$

(۴۴)

$$Ln(g_{m,t}) = (1-\rho_{mp})Ln(\overline{g}_m) + \rho_{mp} Ln(g_{m,t-1}) + \vartheta_{or,t} + \varepsilon_{mp,t}$$

که در آن، $g_{m,t}$ نرخ رشد پول اسمی، m^d_t مانده حقیقی پول، $\varepsilon_{mp,t} \sim i.i.d.N(0,\sigma^2_{mp})$ نشان‌دهنده شوک رشد پول و ϑ بیانگر تأثیری است که شوک‌های موجود در درآمدهای نفتی کشور بر رشد پولی خواهد داشت.

۳-۹- حل مدل

به‌طور کلی دو روش اساسی برای مقداردهی پارامترها در الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) وجود دارد،

۱- برآورد پارامترها که خود به دو روش بیزین و حداکثر درستنمایی انجام می‌شود.

۲- کالیبره کردن پارامترهای الگو.

امروزه متخصصان و کارشناسان اقتصادسنجی با توجه به پیچیدگی نسبی الگوهای DSGE علاوه بر برآورد پارامترها، از کالیبره کردن آنها نیز استفاده می‌کنند. ایده اصلی کالیبره کردن مدل، انتخاب مقادیری برای پارامترها بر اساس شواهد اقتصاد خرد و سپس مقایسه پیش‌بینی‌های الگو از واریانس و کوواریانس سری‌های زمانی مختلف است. کالیبره کردن دو مزیت بالقوه نسبت به برآورد دارد:

۱- چون مقادیر پارامترها بر اساس شواهد اقتصاد خرد انتخاب‌شده‌اند، معمولاً مجموعه بزرگی از داده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، لذا قابلیت اتکا و دقت این الگوها افزایش می‌یابند.

۲- تفسیر اهمیت اقتصادی قبول یا رد یک الگو به لحاظ آماری اغلب خیلی سخت است. درروش برآورد، الگویی که داده‌ها را در بسیاری از ابعاد به‌جز یک بعد بی‌اهمیت به‌خوبی برازش می‌کند، ممکن است به لحاظ آماری رد شود که این‌یک ضعف برای برآورد محسوب می‌شود یا اینکه رد یک مدل به شکست بخورد، تنها به این دلیل که داده‌ها با دامنه وسیعی از احتمال‌ها سازگار باشند (رومر و رومر، ۱۹۸۹: ۱۲۱). لذا از روش کالیبراسیون استفاده گردیده است.

٤- کالیبراسیون

به دلایلی که ذکر شد برای مدل طراحی شده در این مطالعه نیز از روش کالیبراسیون یا مقداردهی استفاده‌شده است. برای این منظور از یافته‌های محققان و تحقیقات دیگر بهره‌گیری و به‌منظور سازگاری بیشتر نتایج تحقیق مقادیر بر اساس مطالعات انجام شده داخلی و در مواردی بر اساس مطالعات کریستیانو (۲۰۰۵: ۴۶)، هافستد و اسمیت (۲۰۱۲: ۴۹) و ایکیدا (۲۰۱۳: ۱۳) برگزیده شده‌اند. در ادامه در جداول ۱ و ۲ مقادیر برخی پارامترها، منابع و توضیحات لازم برای

مقداردهی پارامترها به همراه نویسندگان مطالعات دیگر آمـده است.

جدول ۱. مقادیر کالیبراسیون پارامترهای مدل بر اساس مطالعات پیشین

پارامتر	نام پارامتر	مقادیر	منابع
β^s	نرخ تنزیل ذهنی	۰/۹۹	بوستانی (۱۳۹۲)
v	معکوس کشش عرضه نیروی کار	۳	بوستانی (۱۳۹۱)
σ_q	ترجیحات تقاضای پول	۱/۳۲	داوودی و زارع‌پور (۱۳۸۶)
ξ_p	درصد بنگاه‌هایی‌که قادر به تعدیل قیمت نمی‌باشند	۰/۵	بوستانی (۱۳۹۱)

مأخذ: یافته‌های محققین

جدول ۲. کالیبراسیون پارامترها بر اساس یافته‌های تحقیق

پارامتر	نام پارامتر	مقادیر	توضیحات
α	سهم سرمایه در تولید	۰/۳	نسبت مصرف به تولید ۰/۵۳۲
δ	نرخ استهلاک سرمایه	۰/۰۳۵	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ۰/۳۳۴
π	تورم فصلی	۱/۰۴	محاسبه با شاخص ضمنی تولید ناخالص داخلی
h	میل نهایی به مصرف	۰/۸	نسبت مصرف به تولید ۰/۵۳۲
"S	هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۳	نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ۰/۳۳۴
λ_w	حاشیه سود دستمزد	۱/۵۵	برای دستیابی به حاشیه سود۲۰ تا۳۰ درصد (فخرحسینی و همکاران، ۱۳۹۱)
λ_p	حاشیه سود قیمت	۱/۱۵	برای دستیابی به حاشیه سود۲۰ تا ۳۰ درصد
es	نرخ ذخیره قانونی	۰/۱	بانک مرکزی
ρ_{mp}	ضریب خودرگرسیونی شوک پولی	۰/۰۸۴۱	تخمین از سری زمانی
ρ_g	ضریب خودرگرسیونی شوک مخارج دولت	۰/۰۴۴۱	تخمین از سری زمانی
ρ_z	ضریب خودرگرسیونی شوک بهره‌وری	۰/۳۶	تخمین از سری زمانی
δ_{mp}	انحراف معیار شوک پولی	۰/۰۵	یافته‌های تحقیق
δ_g	انحراف معیار شوک مخارج دولتی	۰/۰۶	یافته‌های تحقیق
δ_z	انحراف معیار شوک بهره‌وری	۰/۰۰۱	یافته‌های تحقیق
$\overline{G}$	مقدار مخارج دولت در وضعیت پایدار	۰/۰۸	نسبت مخارج دولت به تولید ناخالص ۰/۱۷
$\overline{gm}$	مقدار رشد اسمی پول در وضعیت پایدار	۱/۰۴۱	محاسبات تحقیق
$\overline{B}$	مقدار تسهیلات بانکی در وضعیت پایدار	۰/۳۵	نسبت تسهیلات بانکی به تولید ۰/۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. مقایسه نسبت متغیرهای مربوط به داده‌های واقعی و داده‌های مدل شبیه‌سازی‌شده

	مقادیر داده‌های واقعی	مقادیرمدل شبیه‌سازی شده
نسبت مصرف خانوارها به تولید	۰/۵۳۲۱	۰/۷۶۶۷
نسبت سرمایه‌گذاری به تولید	۰/۳۳۴۱	۰/۲۸۵۶
نسبت مخارج دولت به تولید	۰/۱۳۳۸	۰/۱۷۰۴
درآمدهای نفتی نسبت به مخارج دولت	۰/۴۷۳۲	۰/۵۱۲۵
تسهیلات بانکی بخش صنعت نسبت به سپرده‌ها	۰/۳۸۸۱	۰/۴۳۱۴
نسبت مخارج عمرانی دولت به مخارج کل	۰/۳۳۱	۰/۳۶۲
نسبت مخارج جاری دولت به مخارج کل	۰/۶۶۹	۰/۶۳۸

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ٤. مقایسه انحراف معیار و انحراف معیارهای نسبی متغیرهای مربوط به داده‌های واقعی و شبیه‌سازی شده

انحراف معیار						
	تسهیلات بانکی	سپرده‌ها	مخارج دولت	سرمایه‌گذاری	مصرف	تولید
مقادیر داده‌های واقعی	۰/۰۴۴۲۲	۰/۰۴۹۴۳	۰/۰۵۶۱۷	۰/۰۷۵۳	۰/۱۰۱۸۶	۰/۰۷۰۴۵
مقادیرمدل شبیه‌سازی‌شده	۰/۰۳۴۳	۰/۰۴۲۹	۰/۰۶۱۴	۰/۰۸۴۳	۰/۱۱۶۶	۰/۰۸۹۵
انحراف معیار نسبی						
	تسهیلات بانکی	سپرده‌ها	مخارج دولت	سرمایه‌گذاری	مصرف	تولید
مقادیر داده‌های واقعی	۰/۶۲۸۵	۰/۷۰۱۶	۰/۷۹۷۳	۱/۰۶۸۹	۱/۴۴۵۸	۱,۰۰
مقادیرمدل شبیه‌سازی شده	۰/۳۸۳۲	۰/۴۷۹۳	۰/۶۸۶۰	۰/۹۴۱۸	۱/۳۰۲۰	۱,۰۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- نتایج شبیه‌سازی

در این تحقیق جهت ارزیابی خوبی برازش مدل از مقایسه مقادیر بین متغیرهای مصرف، سرمایه‌گذاری و مخارج دولت نسبت به تولید و مقادیر متغیرهای درآمدهای نفتی و اعتبارات بانکی به ترتیب نسبت به مخارج دولت و سپرده‌های بانکی استفاده و برای تعیین قدرت توضیح‌دهندگی مدل نیز از لگاریتم داده‌های واقعی فصلی سرانه مربوط به دوره زمانی ۱۳۷۴تا ۱۳۹۳تعدیل فصلی شده که به کمک فیلتر (HP)[1] روند زدایی گردیده‌اند استفاده و نتایج حاصله در جدول (۳) منعکس شده است.

نتایج منعکس شده در جدول (۳) حکایت از سازگاری داده‌های شبیه‌سازی شده و واقعی و موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی دارد.

همچنین از دیگر معیارهایی که نشانگر خوبی برازش مدل شبیه‌سازی شده می‌باشند عبارت‌اند از انحراف معیار و انحراف معیار نسبی بین متغیرها که این دو پارامتر بین مقادیر واقعی و مقادیر شبیه‌سازی شده متغیرهای تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، مخارج دولت، سپرده‌ها و تسهیلات بانکی مقایسه و نتایج در جدول (۴) گزارش شده است.

همان‌طور که ملاحظه می‌گردد نتایج جدول (۴) نیز بیانگر سازگاری داده‌های شبیه‌سازی‌شده و واقعی و موفقیت نسبی مدل در شبیه‌سازی دنیای واقعی می‌باشد.

٦-توابع عکس‌العمل آنی شوک‌ها

از ابزارهای دیگر ارزیابی خوبی برازش مدل بررسی رفتار توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای درون‌زای مدل در مواجهه با شوک‌های تصادفی برون‌زای وارد بر مدل می‌باشد. در این تحقیق برای بررسی این موضوع شوک مخارج دولت مورد مطالعه قرار گرفته است.

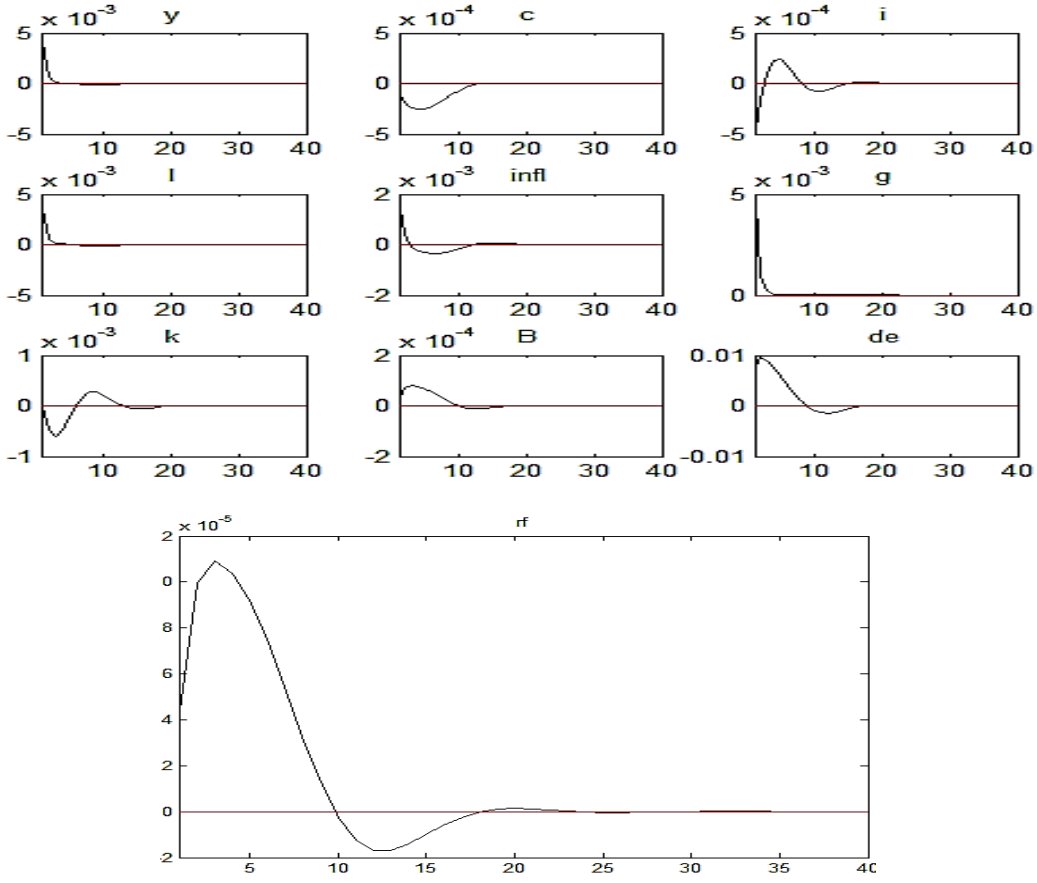
۷- تابع عکس‌العمل آنی نسبت به شوک مخارج دولت

در بررسی تأثیر تکانه‌های مخارج دولت بر متغیرهای مدل فرض می‌شود یک تکانه مثبت به‌اندازه یک انحراف معیار برابر ۱۰ درصد در سیستم اقتصادی وارد شود. از آنجا که خانوارها تنها منبع تأمین‌کننده عوامل تولید نیروی کار و سرمایه برای اقتصاد می‌باشند ایجاد هرگونه شوک مثبت در مخارج دولت می‌تواند از طریق افزایش در درآمد خانوارها میزان پس‌انداز و به تبع آن سپرده‌های خانوار را افزایش و در نتیجه منابع مالی در اختیار بانک‌ها را بالا برده و عرضه اعتبارات بانکی را توسعه دهد. افزایش میزان وام دهی بانک‌ها منجر به جذب سرمایه‌گذاری‌های جدید توسط بنگاه‌های تولیدی شده و در نهایت باعث افزایش تولید می‌گردد. همان‌طور که در نمودار (۱) نیز مشاهده می‌گردد با افزایش مخارج دولت و بروز فشار تقاضا، در دوره اول تورم تا ۱/۵ درصد افزایش می‌یابد و در این دوره، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی ۵ درصد کاهش نشان می‌دهد. همچنین این تکانه، افزایش اشتغال و سپرده‌گذاری را

1. Hodrick-Prescott Filter

به همراه داشته ولی به دلیل افزایش تورم و به‌تبع آن کاهش سرمایه‌گذاری به سبب افزایش قیمت تمام شده کالاهای سرمایه‌ای و بالا رفتن هزینه سرمایه‌گذاری، تقاضا برای اعتبارات بانکی کاهش یافته و کاهش نرخ بهره را در ابتدای دوره به دنبال داشته است. اما در مراحل بعدی با تبدیل مخارج عمرانی به موجودی سرمایه و اثرات مکملی آن به دلیل افزایش بهره‌وری عوامل تولید، به‌تدریج سرمایه‌گذاری خصوصی نیز افزایش یافته و باعث افزایش موجودی سرمایه کل می‌گردد که این امر منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی خواهد شد. از طرف دیگر تورم که در مرحله اول به دلیل افزایش تقاضای ناشی از مخارج عمرانی ۲ درصد افزایش یافته بود، به‌تدریج با افزایش تولید و کاهش هزینه نهایی به دلیل افزایش بهره‌وری، کاهش یافته و مجدداً به سطح تعادل پایدار خود برمی‌گردد.

نمودار (۱) اثر شوک مخارج دولت بر روی متغیرهای تولید، مصرف، سرمایه‌گذاری، سپرده‌ها، اعتبارات بانکی و نرخ بهره را نشان می‌دهد. لازم به ذکر اینکه از آنجا که متغیرهای مدل به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثباتشان می‌باشند، ارقام روی محور عمودی نمودارهای عکس‌العمل نشان دهنده درصد تغییرات متغیرها بوده و متغیرهای رشد، با ضرب آنها در عدد ۱۰۰ بیانگر میزان درصد تغییر آنها می‌باشد.



نمودار ۱. عکس‌العمل متغیرها نسبت به شوک مخارج دولت

مأخذ: نتایج تحقیق

۸- بحث و نتیجه‌گیری

در این مطالعه جهت بررسی موضوع تأثیر مخارج دولت و حجم اعتبارات بانکی بر تولید و رشد اقتصادی یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران در چارچوب مکتب کینزین‌های جدید و با در نظر گرفتن اجزای پولی و مالی و بانکی طراحی شد. مدل طراحی‌شده شامل ۵ بخش خانوار، بنگاه، بانک‌ها و مؤسسات مالی، دولت و در انتها سیاست‌گذار و مقام پولی می‌باشد، که بخش بنگاه خود شامل سه دسته

بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای عمده‌فروشی، بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای خرده‌فروشی و نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای سرمایه‌ای بوده و با در نظر گرفتن این موضوع که عمده منبع درآمد دولت در ایران از بخش نفت می‌باشد دو بخش دولت و نفت با هم ادغام شده‌اند. در ادامه پس از طراحی و حل مدل، به استخراج معادلات تعادلی، خطی سازی، کالیبراسیون و مقداردهی پارامترها و سرانجام تحلیل توابع واکنش آنی حاصل از شوک مخارج دولت پرداخته شد.

نتایج حاصله از تحقیق نشان می‌دهد که مخارج دولت در کنار سایر عوامل تولید، نیروی کار و سرمایه دارای تأثیر مثبت و معنی‌دار بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی در ایران است. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل متغیرهای مدل حاکی از آن است که هرگونه افزایش در مخارج عمرانی دولت موجب تحریک تولید می‌گردد. همان‌طور که در تجزیه‌وتحلیل نتایج حاصل از شوک متغیرها ملاحظه گردید براثر شوک مثبت مخارج دولت تورم در دوره اول افزایش‌یافته ولی با کاهش آن در دوره‌های آتی به‌سوی مقادیر تعادل پایدار برمی‌گردد. با افزایش تورم در ابتدای دوره محدودیت‌های اعتباری افزایش و سرمایه‌گذاری در ابتدا روند نزولی پیدا می‌کند. لیکن، در ادامه با تبدیل تدریجی مخارج عمرانی به موجودی سرمایه، ازیک‌طرف به دلیل اثرات مکملی آن به‌تدریج سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش و از طرف دیگر به دلیل نقش آن در بهره‌وری عوامل تولید، منجر به افزایش تولید و رشد اقتصادی می‌گردد. به همین ترتیب، مصرف که در مرحله اول اندکی افزایش یافت، به‌تدریج کاهش یافته و مجدداً به سطح تعادل پایدار خود برمی‌گردد. همچنین با افزایش مخارج کل، تورم در ابتدا افزایش یافته ولی طی دوره‌های آتی به‌تدریج به سمت مقدار تعادلی سوق می‌یابد.

با توجه به تأثیر مثبت مخارج دولتی بر تولید و رشد اقتصادی و مطابق با نظریات موافق با افزایش مخارج دولتی، می‌توان یک نقش مهم را در فرایند رشد اقتصادی به دولت در ایران نسبت داد. به عبارتی، دولت باید از طریق هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی، شکل دادن به بازار محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود فنّاورانه، کارآیی را افزایش داده و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم نماید. همچنین با توجه به نتایج حاصله می‌توان نتیجه گرفت که دولت می‌تواند با اعمال سیاست‌هایی در جهت استفاده از منابع اعتباری نظیر استقراض از بخش خصوصی و سیستم بانکی با انتشار اوراق قرضه در کنار منابع مالیاتی بجای تمرکز بر روی درآمدهای نفتی برای اجرای مخارج عمرانی، ضمن کاهش وابستگی مخارج عمرانی به درآمدهای ناپایدار و غیرمطمئن نفتی با ایجاد منابع مالی باثبات و مطمئن از معطل ماندن و احیاناً نیمه‌کاره رها شدن برخی طرح‌های عمرانی که بعضاً به دلیل کاهش درآمدهای نفتی ده‌ها سال به طول می‌انجامد جلوگیری نموده و موجب افزایش تولید، اشتغال و رشد اقتصادی گردد.

منابع

ابونوری، اسمعیل؛ سجادی، سمیه‌السادات و محمدی، تیمور (۱۳۹۲). "رابطه بین نرخ تورم و نرخ سود سپرده‌های بانکی در سیستم بانکداری ایران". *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، سال اول، شماره ۳، ۵۲-۲۳.

بابکی، روح اله؛ همایونی‌فر، مسعود؛ مهدوی عادلی، محمدحسین و سلیمی‌فر، مصطفی (۱۳۹۶). "تأثیر هزینه‌های جاری و عمرانی دولت بر سرمایه‌گذاری خصوصی در دو بخش ماشین‌آلات و ساختمان در اقتصاد ایران با رویکرد الگوهای خودبازگشت برداری ساختاری". فصلنامه اقتصاد مقداری، دوره ۱۴، شماره ۳، ۱۳۵-۱۰۵.

بوستانی، رضا (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی بهینه در اقتصاد ایران". *پژوهش‌های پولی-بانکی*، شماره ۱۲، ۱۲۶-۱۰۱.

حقیقت، جعفر و محرم جودی، نازیلا (۱۳۹۵). "تأثیر شوک مخارج دولتی بر رشد تولید ناخالص داخلی در ایران، رهیافت ARDL". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۶، ۱۶۶-۱۴۱.

درگاهی، حسن و هادیان، مهدی (۱۳۹۵). "ارزیابی آثار تکانه‌های پولی و مالی با تأکید بر تعامل ترازنامه نظام بانکی و بخش حقیقی اقتصاد ایران: رویکرد DSGE". *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، سال ۳، شماره ۱، ۲۸-۱.

ذوالقدر، حمید؛ اصغرپور، حسین؛ پورعبادالهان، محسن؛ سلمانی، بهزاد و فرزین‌وش، اسداله (۱۳۹۸). "بررسی نقش مالکیت بانک‌ها در اثرگذاری اعتبارات بانکی بر رشد اقتصادی با توجه به سطح درآمد استان‌ها". *فصلنامه علمی پژوهشی*

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۵-۳۴.

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

فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۱). "الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی برای ادوار تجاری پولی اقتصاد ایران". *فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی*، سال اول، شماره ۳، ۲۸-۱.

فشاری، مجید (۱۳۹۶). "بررسی ماهیت ادواری شوک‌های مخارج دولت بر رشد اقتصادی ایران". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، سال دوم، شماره ۲، ۱۱۶-۸۹.

قطمیری، محمدعلی؛ اسلاملوئیان، کریم و شیرازی، مسعود (۱۳۸۴). "بررسی تأثیر مخارج دولتی و منابع تأمین مالی آن بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی: مورد ایران". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، شماره ۴، ۱۰۶-۸۱.

ملکی حسنوند، بهزاد؛ جعفری، محمد؛ فتاحی، شهرام و غفاری، هادی (۱۳۹۸). "سازوکار اثرگذاری هم‌زمان حکمرانی خوب و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۱۴-۹۹.

مهرگان، نادر و دلیری، حسن (۱۳۹۲). "واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE"، *پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۶۶، ۶۸-۳۹.

مؤمنی، زهرا و خضری، محمد (۱۳۹۴). "اثر سرمایه‌گذاری دولتی بر سرمایه‌گذاری خصوصی". *پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار*، سال ششم، شماره ۱۰، ۱۱-۱.

Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999). "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework". In: Taylor, J. B., Woodford, M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*. Vol. 1c. North-Holland, Amsterdam: 1341-1393.

Burns, A. & Mitchell, W. C. (1946). "Measuring Business cycles". *NBER Books*.

Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.

Choi, J. & Son, M. (2016). "A Note on the Effects of Government Spending on Economic Growth in Korea". *Journal of the Asia Pacific Economy*, 21(4), 891-892.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2005). "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-46.

Christiano, L., Roberto, M. & Massimo, R. (2010). "Financial Factors in Economic Fluctuations". *Working Paper Series 1192, European Central Bank.*

Dib, A. (2010). "Banks, Credit Market Frictions, and Business Cycle". *Working paper*, *2010-24: Bank of Canada*.

Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977). "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity". *American Economic Review*, 67(3), 297–308.

Erceg, C. J., Henderson, D. W. & Levin, A. T. (2000). "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts". *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & Signoretti, F. M. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model". *Bank of Italy: Working Paper.*

Ghali, K. H. (2003). "Government Spending, Budget Financing and Economic Growth: The Tunisian Experience". *Journal of Developing Areas*, 36(2), 19-37.

Günalp, B. & Gür, T. H. (2002). "Government Expenditures and Economic Growth in Developing Countries: Evidence from a Panel Data Analysis". *METU Studies in Development*, 29(3-4), 311-332.

Gwartney, J., Lawson, R. & Randall, H. (1998). "The Size and Functions of

Government and Economic Growth". www.house.gov/jec/growth/function/function.pdf.

Hafstead, M. & Smith, J. (2012). "Financial Shocks, Bank Intermediation, and Monetary Policy in a DSGE Model". *Stanford University: Working Paper*.

Ikeda, D. (2013). "Monetary Policy and Inflation Dynamics in Asset Price Bubbles". *Bank of Japan Working Paper Series*, No.13-E-4.

Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997). "Credit Cycles". *The Journal of Political Economy*, 105(2), 211-248.

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

Lucas, R. E. (1990). "Liquidity and Interest Rates". *Journal of Economic Theory*, 50, 237-264.

Mishkin, F. S. (1996). "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism". *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.

Romer, C. D. & Romer, D. H. (1989). "Does Monetary Policy Matter? a New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz". in Oliver Blanchard nd Stanley Fischer (eds) *NBER Macroeconomis Annual, Cambridge, MA: MIT Press*, 70-121.

Sabra, M. (2016). "Government Size, Country Size, Openness and Economic Growth in MENA Countries". *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research*, 9(1), 39-45.

Snowdon, B. & Vane, H. R. (2005). "Modern Macroeconomics: its Origins, Development and Current State". *Edward Elgar Publishing*.

Walsh, C. E. (2010). "Monetary Theory and Policy". *MIT press*.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۱۱۲-۹۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (93-112)

بررسی تأثیر شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت بر اقتصاد ایران با استفاده از تکنیک مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی

علی محمدی‌پور[۱]، *علی سلمانپور زنوز[۲]، سید فخرالدین فخرحسینی[۳]
۱. دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، واحد میانه، دانشگاه آزاد اسلامی، میانه، ایران
۲. استادیار، گروه اقتصاد، واحد مرند، دانشگاه آزاد اسلامی، مرند، ایران
۳. استادیار، گروه حسابداری، واحد تنکابن، دانشگاه آزاد اسلامی، تنکابن، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/۶/۲۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۹/۱۶)

The Effect of Shocks in Monetary Base and Government Oil Revenues on the Iranian Economy Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model

Ali Mohammadi Pour[1], *Ali Salmanpour Zonouz[2], Seyed Fakhreddin Fakhrhosseini[3]
1. Ph.D. Student in Economic Sciences, Miyaneh Branch, Islamic Azad University, Miyaneh, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics, Marand Branch, Islamic Azad University, Marand, Iran
3. Assistant Professor, Department of Accounting, Islamic Azad University, Tonekabon, Iran
(Received: 17/Sep/2019 **Accepted:** 7/Dec/2019**)**

چکیده:
با تأکید بر طراحی مسیرهای چهارگانه تأثیرگذاری نفت و انرژی بر اقتصاد ایران، یک الگوی جامع نئوکینزی تعادل عمومی پویای تصادفی شبیه‌سازی گردیده است. در مطالعه حاضر شوک‌های وارده بر دو مسیر مهم پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت آنالیز می‌شود. تکانه پولی علاوه بر تورم، به صورت آنی بر نرخ ارز اسمی و حقیقی، سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، اشتغال، تولید، واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای، تأثیرات مثبت داشته و تکانه درآمدهای ارزی نفتی نیز با افزایش مخارج عمرانی و جاری دولت، سطح عمومی قیمت‌ها، واردات کالاهای سرمایه‌ای و مصرفی و مصرف خانوار در دوره اول، طرف تقاضای اقتصاد را به صورت مقطعی منبسط نموده و تولید غیرنفتی را به میزان ۰/۸٪ افزایش می‌دهد. در مقابل با کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و اشتغال، تولید غیرنفتی طی ۲ دوره بشدت کاهش یافته و حتی از وضعیت با ثبات بلندمدت نیز تنزل می‌یابد که به مفهوم تحقق پدیده نفرین منابع در اقتصاد ایران می‌باشد. از طرفی نیز در نتیجه وقوع شوک درآمدهای نفتی، همزمان با افزایش هزینه‌های عمرانی دولت و کاهش سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، وقوع اثر برون‌رانی در اقتصاد ایران تقویت می‌گردد.

واژگان کلیدی: پایه پولی، درآمدهای نفتی دولت، مدل تعادل عمومی پویای تصادفی، نفرین منابع و اثر برون‌رانی.
طبقه‌بندیJEL: E58، E37، Q33.

Abstract:
Emphasizing on designing the four paths of oil and energy impact on the Iranian economy, a New-Keynesian comprehensive DSGE model is simulated. In the present study, shocks in the form of two important paths monetary base and government oil revenues are analyzed. Monetary impulses, in addition to inflation, instantly have a positive impact on nominal and real exchange rates, firms' investment, employment, production, import of consumer and capital goods. The impulse for government oil revenues in the first period will also increase government development and current expenditure, general price level, import of capital and consumer goods, and household consumption. Then the demand side of the economy is expanded cross-sectionally and increased non-oil production at the rate of 0.8%. In contrast, with the decline in private sector investment and employment, non-oil production has fallen sharply over two periods, even falling from a stable long-term situation, which means that the Resource Curse in the Iranian economy is realizing. On the other hand, as a result of the shocks in oil revenues, the Crowding-Out Effect on the Iranian economy will be strengthened as government capital spending increases and firms' investments decrease.

Keywords: Monetary Base, Government Oil Revenues, Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, Resource Curse and Crowding-Out Effect.

JEL: E58, E37, Q33.

* **نویسنده مسئول:** علی سلمانپور زنوز (مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری علی محمدی‌پور، می‌باشد)
*Corresponding Author: Ali Salmanpour Zonouz E-mail: ali_salmanpour@marandiau.ac.ir

۱- مقدمه

بررسی‌ها نشان می‌دهد یکی از تفاوت‌های فاحش کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه در توانایی جذب و بهره‌برداری از نفت، منابع طبیعی و انرژی می‌باشد. کشورهای در حال توسعه عمدتاً از منابع انرژی فراوانی برخوردار بوده و به علت عدم توسعه یافتگی، به شدت و ضعف متفاوتی مجبور به خام فروشی و نهایتاً گرفتاری در بیماری هلندی[1] می‌باشند. با توجه به پیوند استراتژیک درآمدهای حاصل از صادرات و فروش انرژی در کشورهای تولیدکننده نفت و انرژی، همواره متغیرهای کلان اقتصادی در کشور مبداء تحت تأثیر نوسانات قیمتی نفت و مشتقات آن بوده و شوک‌های قیمتی نفت و انرژی به عنوان یک متغیر برون‌زا می‌تواند عامل اصلی ایجاد بی‌ثباتی تلقی شود (دوتا و همکاران[2]، ۲۰۱۷: ۱۹۰).

تأثیرات بی‌ثباتی ایجاد شده در درآمدهای نفتی، خواه ناشی از افزایش قیمت نفت و خواه به علت کاهش قیمت آن باشد، در بلندمدت آثار نامطلوبی بر متغیرهای اقتصادی و رشد اقتصادی در پی خواهد داشت (ابراهیم[3]، ۲۰۱۴: ۱۹).

با توجه به اجرای قانون هدفمندسازی یارانه‌ها طی چند سال اخیر در ایران و گسترش دامنه تحریم‌های اقتصادی بر علیه ایران در حیطه انرژی، لزوم بازنگری و سیاست‌گذاری در بخش انرژی بیش از پیش احساس می‌گردد. هدف این پژوهش، با استفاده پایه‌های تئوریکی موجود، ساختن یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی جامع نئوکینزی[4] برای اقتصاد ایران است تا بتواند در صورت بروز تکانه‌های قیمتی نفت و انرژی، یک معیار و الگوی راهنمایی برای طراحی سیاست‌های مناسب جهت حفظ ثبات اقتصادی باشد که بر این اساس و بنابر ویژگی‌های اقتصاد ایران، یک الگوی DSGE برای اقتصاد صادرکننده نفت طراحی خواهد شد (برقعی و محمدی، ۱۳۹۷: ۵۰). مدل ارائه شده و نتایج حاصل از آن، شناخت مناسبی از مکانیسم انتشار شوک‌های قیمتی نفت و انرژی در اقتصاد ایران و اثرات نهایی آنها بر عملکرد متغیرهای کلان اقتصادی ارائه می‌دهد که برای اخذ سیاست‌های مناسب جهت کاهش پیامدهای منفی چنین تکانه‌هایی و بهره‌برداری حداکثری از منافع آنها سازنده و کارایی لازم را داشته باشد. مسلماً این مطالعه بهترین کارایی را در مدیریت بحران‌ها و تکانه‌های داخلی و خارجی وارده بر ساختار اقتصادی کشور و همچنین در حفظ ثبات اقتصادی و کاهش نوسانات متغیرهای اساسی اقتصاد کلان مؤثر می‌باشد.

1. Dutch Disease
2. Dutta et al. (2017)
3. Ebrahim (2014)
4. New-Keynesian Comprehensive DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium) Model

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مسیرهای اثرگذاری نفت و انرژی در اقتصاد

مدلسازی تأثیرگذاری نفت و انرژی در مطالعات اقتصادی بر اساس چهار مسیر می‌تواند محقق گردد. طبق برنانک و همکاران[5] (۱۹۹۷: ۹۱ و ۲۰۰۴: ۲۸۷)، کلاریدا و همکاران[6] (۲۰۰۰: ۱۴۷)، همیلتون و هریرا[7] (۲۰۰۴: ۲۶۵)، و لیدوک و سیل[8] (۲۰۰۴: ۷۸۱) انرژی به صورت غیرمستقیم از طریق سیاست‌های پولی بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد. همچنین در کشورهای صادرکننده انرژی نیز مسیر ثانویه برای تأثیرگذاری انرژی، ارزآوری ناشی از انرژی می‌باشد. طبق نظر کارشناس (۱۳۸۲: ۴۰۹) تأثیر اصلی بخش نفت بر اقتصاد کشورهای صادر کننده نفت، بیش از آنکه ناشی از ارتباط مستقیم این بخش با دیگر بخش‌های اقتصادی باشد، نتیجه اثر درآمدی نفت است. درآمدهای نفتی همانند درآمدهای مالیاتی به عنوان یک متغیر کلان اقتصادی بر عرصه اقتصاد تأثیری ندارد. طبق نظر مدینا و سوتو[9] (۲۰۰۵: ۲۰) مهم‌ترین دلیل نیز این می‌باشد که از فرایند استحصال نفت تا فروش آن عمدتاً تأثیری از شرایط اقتصاد داخلی مانند نرخ تورم، دستمزد و بیکاری نمی‌پذیرند. بنابراین مسیر تأثیرگذاری آن بر اقتصاد داخلی از طریق مخارج دولتی است.

مطابق دیدگاه بوهی[10] (۱۹۸۹: ۱) و مورک[11] (۱۹۹۴: ۱۵)، بسیاری از تحقیقات اقتصادی در خصوص نحوه تأثیرگذاری شوک انرژی بر تولید، مبتنی بر تابع تولیدی هستند که تولید را به صورت تابعی از نهاده‌های سرمایه، کار و انرژی نشان می‌دهد. طبق نظر روتنبرگ و میشل[12] (۱۹۹۷: ۵۴۹) نیز کاهش برون‌زا در عرضه انرژی از طریق تغییر در سوددهی تجاری یا طبق دیدگاه فین[13] (۲۰۰۰: ۴۱۰) از طریق تغییر در

5. Bernanke et al. (1997, 2004)
6. Clarida et al. (2000)
7. Hamilton & Herrera (2004)
8. Leduc & Sill (2004)
9. Medina & Soto (2005)
10. Bohi (1989)
11. Mork (1994)
12. Rotemberg & Michael (1997)
13. Finn (2000)

نرخ بهره‌برداری از ظرفیت‌های تولیدی موجب کاهش سطح تولید می‌شود. همچنین طبق نظر احمدیان (۱۳۷۸: ۵۱۰) افزایش سطح قیمت انرژی منجر به کاهش تقاضا برای انرژی می‌گردد. طبق نظر برس ناهان و رامی[1] (۱۹۹۳: ۲۱۳) نتایج بررسی تأثیر شوک قیمت انرژی بر طرف تقاضای اقتصاد، بیان می‌دارد افزایش قیمت انرژی، تقاضا برای گروهی از کالاها را کاهش و برای گروهی دیگر از کالاها را افزایش می‌دهد. گروهی دیگر از مطالعات، بیان می‌دارند که افزایش قیمت حامل‌های انرژی سبب کاهش سطح تقاضا می‌شود. بر اساس همیلتون و هریرا[2] (۲۰۰۴: ۲۷۹)، افزایش در قیمت انرژی سبب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها شده و با فرض وجود چسبندگی دستمزد کینزی منجر به کاهش سطح اشتغال می‌شود و در نتیجه شوک انرژی در کوتاه‌مدت از طریق کاهش اشتغال و درآمد می‌تواند سبب آشفتگی در قدرت خرید کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری شود.

بدین منظور با تأکید بر مسیرهای چهارگانه تأثیرگذاری نفت و انرژی بر اقتصاد ایران، مدل جامعی طراحی تا در قالب مدلسازی ۹ شوک، کلیه مسیرهای اثرگذاری انرژی مورد بررسی قرار گیرند. با توجه به گستردگی مباحث، در این مطالعات، ضمن بهره‌گیری مدل جامع فوق الاشاره، شوک‌های دو مسیر اول یعنی شوک‌های پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت مورد واکاوی قرار می‌گیرند.

۲-۲- مروری بر مطالعات پیشین

وقوع شوک قیمتی در نفت در سال ۱۹۷۳ سبب گردید مطالعات متعددی با محوریت آنالیز شوک‌های نفتی صورت پذیرد. رومرو[3] (۲۰۰۸: ۵۰) با استفاده از یک مدل DSGE، تأثیر شوک قیمت نفت را بر متغیرهای کلان اقتصادی در چهار تولیدکننده نفت، مورد بررسی قرار داده و نتایج حاصل از تحلیل توابع عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد مصرف، تورم، هزینه نهایی و دستمزد به شوک قیمت نفت واکنش مثبت و در مقابل، تولید واکنش منفی نشان می‌دهد. به منظور تثبیت تورم و مصرف، اقتصادهای مورد مطالعه واکنش بهتری نسبت به قاعده سیاست پولی تیلور با لحاظ هر دو رده کالاهای نهایی و تولید نفت نشان می‌دهد. بر پایه مطالعات تجربی در خصوص شوک‌های نفتی در مطالعاتی از قبیل: لوایمی و فاووه[4] (۲۰۱۱: ۶۰۳) و فیلیز و همکاران[5] (۲۰۱۱: ۱۵۲)، می‌توان عنوان نمود که کانال‌های مختلفی برای تأثیرگذاری شوک‌های نفتی در اقتصادهای صادر کننده نفت بر متغیرهای اقتصاد کلان وجود دارد. کاوال‌کانتی و جالس[6] (۲۰۱۳: ۴۷۵)، در مطالعه‌ای تجربی برای دو کشور برزیل و امریکا، با استفاده از یک مدل ساختاری خودرگرسیونی برداری، اثر شوک‌های نفتی را بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی نمودند که نتایج مطالعه نشانگر: شوک‌های نفتی اثر کاهنده‌ای بر نوسانات رشد اقتصادی امریکا در طی زمان داشته و شوک‌های نفتی اثر معناداری بر رشد اقتصادی برزیل ندارد. با توجه به نقش بسیار حساسی که شوک‌های نفتی در ایجاد بی‌ثباتی در اقتصاد دارند، طیف گسترده‌ای از مطالعات جهانی اخیراً به بررسی این موضوع پرداخته از جمله: باشار و همکاران[7] (۲۰۱۳: ۲۴۹)، چن و حسو[8] (۲۰۱۳: ۲۰۷)، باش کایا و همکاران[9] (۲۰۱۳: ۱۶۸)، جو[10] (۲۰۱۴: ۱۱۱۳)، آیه[11] (۲۰۱۵: ۱۸۶)، کاپورال و همکاران[12] (۲۰۱۵: ۳۱۱)، داوو و آیه[13] (۲۰۱۵: ۲۸۵)، دمیرباس و همکاران[14] (۲۰۱۷: ۴۰۸)، ال در[15] (۲۰۱۸: ۶۴۰) و ...

در ایران نیز با توجه به اهمیت موضوع، مطالعات متعددی صورت پذیرفته از جمله: بهرامی و قریشی با استفاده از الگوی DSGE با دو هدف کنترل نرخ تورم و نرخ ارز، به مدلسازی پرداختند. متغیرهای مدل در پاسخ به شوک درآمدهای نفتی، سطح تولید، مصرف و اشتغال در هر دو سناریو افزایش و در سناریوی هدف‌گذاری نرخ ارز میزان افزایش تولید و اشتغال بیشتر از سناریوی هدف گذاری تورم است (بهرامی و قریشی، ۱۳۹۰: ۱۸).

کمیجانی و توکلیان به بررسی نحوه سیاست‌گذاری پولی در فضای سلطه شدید مالی و هدف گذاری ضمنی تورم با استفاده از رویکرد DSGE پرداخته و نتایج توابع واکنش آنی برای شوک درآمد نفتی نشان می‌دهد که افزایش درآمدهای نفت

1. Bresnahan & Ramey (1993)
2. Hamilton & Herrera (2004)
3. Romero (2008)
4. Lwayemi & Fawowe (2011)
5. Filis et al. (2011)
6. Cavalcanti & Jalles (2013)
7. Bashar et al. (2013)
8. Chen & Hsu (2013)
9. Başkaya et al. (2013)
10. Jo (2014)
11. Aye (2015)
12. Caporale et al. (2015)
13. Dave & Aye (2015)
14. Demirbas et al. (2017)
15. Elder (2018)

باعث افزایش مخارج عمرانی و کاهش مخارج جاری شده و مصرف و سرمایه‌گذاری خصوصی افزایش می‌یابد (کمیجانی و توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۱۶).

ربیع همدانی و پدرام به بررسی نقش سیاست پولی مناسب در مواجهه با شوک قیمت نفت برای یک اقتصاد صادر کننده نفت پرداخته‌اند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که قاعده هدف گذاری تورم داخلی، سیاست پولی بهینه بر حسب عملکرد تثبیتی و هزینه‌های رفاهی است (ربیع همدانی و پدرام، ۱۳۹۳: ۲۳۹).

فرجی و افشاری با تعریف بخش تولید نفت در اقتصاد ایران و با استفاده از یک نگرش سیستمی به مدلسازی می‌پردازند. البته به علت الگوبرداری صرف از مطالعه الجرت و بن خوجا[1] (۲۰۱۱: ۳) برای اقتصاد الجزایر و عدم تطابق ساختاری با ساختار اقتصادی ایران، نتایج مطالعه چندان قابل اتکا نمی‌باشد (فرجی و افشار، ۱۳۹۴: ۷۲).

بهراد امین و همکاران با استفاده از یک الگوی DSGE به بررسی تأثیر سیاست هدف‌گذاری تورم در جذب و کاهش اثرات منفی شوک‌های نفتی بر تجارت خارجی ایران پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد که در حضور سیاست هدف‌گذاری تورم، میزان کاهش تولید غیرنفتی و تولید کل بعد از وقوع شوک نفتی، از شدت کمتری برخوردار بوده است. (بهراد امین و همکاران، ۱۳۹۶: ۲). در مطالعه حاضر ضمن بهره‌گیری از تجربیات مطالعات فوق الاشاره و همچنین ضمن تفکیک نفت، گاز طبیعی، انرژی الکتریکی و سایر انرژی‌های ثانویه نفتی در مدلسازی، برای اولین بار در ایران یک الگوی جامع DSGE طراحی شده است.

۳- طراحی مدل DSGE، خطی سازی معادلات و حل الگو

مدل از بخش‌های خانوار، بنگاه‌های داخلی، بخش دولت، سیاست‌گذاری پولی و مالی، بخش خارجی و انرژی تشکیل شده است.

۳-۱- خانوار

ارزش حال مطلوبیت‌هایی که خانوار نماینده در طول دوران زندگی خود به دست می‌آورد:

(۱)

$$E_0 \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U_t^i(0)$$

β عامل تنزیل زمانی بوده و تابع مطلوبیت خانوار به صورت زیر مدل سازی گردیده است:

(۲)

$$U_t^i = \varepsilon_t^{\beta}\left[\frac{1}{1-\sigma_c}\left(c_t^i - hc_{t-1}\right)^{1-\sigma_c} - \frac{\varepsilon_t^l}{1+\sigma_l}\left(L_t^i\right)^{1+\sigma_l} + \frac{\varepsilon_t^M}{1-\sigma_m}\left(\frac{M_t^{c,t}}{P_t^c}\right)^{1-\sigma_m}\right]$$

ε_t^M شوک تقاضای پول، ε_t^{β} شوک رجحان مصرف کننده و ε_t^l شوک عرضه نیروی کار بوده و h بیانگر عادات مصرفی بوده و پارامتر σ_c ضریب ریسک‌گریزی نسبی را بیان می‌کند که عکس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف را نشان می‌دهد[2]. پارامتر σ_l بیانگر عکس کشش عرضه نیروی کار نسبت به دستمزد واقعی و σ_m عکس کشش مانده حقیقی پول در گردش در دست اشخاص نسبت به نرخ بهره را نشان می‌دهد.

مصرف کل بر حسب قیمت حقیقی (c_t^i)، ترکیبی از مصرف انرژی (c_t^{en}) و مصرف کالاهای غیرانرژی (c_t^{nen}) است که توسط بنگاه‌های تولیدی داخلی و وارداتی تأمین می‌شود. این کالاها از طریق جمعگر دیگسیت- استیگلیتز[3] (۱۹۹۷) با هم ترکیب می‌شوند:

(۳)

$$c_t = \left[\chi_c^{\frac{1}{\mu_c}}\left(c_t^{en}\right)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}} + (1-\chi_c)^{\frac{1}{\mu_c}}\left(c_t^{nen}\right)^{\frac{\mu_c-1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c-1}}$$

χ_c و $(1-\chi_c)$ به ترتیب سهم انرژی و کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی (غیرانرژی) در کل سبد مصرفی خانوارها بوده و μ_c نیز کشش جانشینی بین کالاهای مصرفی انرژی و غیرانرژی می‌باشد. خانوارها ابتدا هزینه خرید سطح مصرف ترکیبی c_t، را حداقل نموده و سطح مشخصی از کالاهای انرژی و غیرانرژی را انتخاب می‌کنند:

---

1. Allegret & Benkhodja (2011)

۲. کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف در واقع کشش نرخ رشد مصرف نسبت به رشد مطلوبیت نهایی مصرف را نشان می‌دهد که معادل است با درصد تغییر در رشد مصرف نسبت به افزایش درصدی در نرخ بهره واقعی:

$$\frac{\partial Ln(\frac{c_{t+1}}{c_t})}{\partial r} = \frac{\partial Ln(\frac{c_{t+1}}{c_t})}{\partial Ln(\frac{u'(c_{t+1})}{u'(c_t)})} = \frac{1}{\sigma_c}$$

3. Dixit & Stiglitz (1997)

(۴)

$$\min_{c_t^i} P_t^{nen} c_t^{nen} + P_t^{en} c_t^{en}$$
$$s.t$$
$$c_t \geq \left[\chi_c^{\frac{1}{\mu_c}} (c_t^{en})^{\frac{\mu_c - 1}{\mu_c}} + (1-\chi_c)^{\frac{1}{\mu_c}} (c_t^{nen})^{\frac{\mu_c - 1}{\mu_c}}\right]^{\frac{\mu_c}{\mu_c - 1}}$$

P_t^{en} شاخص قیمت انرژی و P_t^{nen} قیمت کالاهای غیرانرژی بوده و با حل شرایط مرتبه اول، توابع تقاضا برای انرژی و کالاهای مصرفی غیرانرژی بدست می‌آید. کالاهای مصرفی غیرانرژی از ترکیب کالاهای تولیدی داخلی (c_t^d) و وارداتی (c_t^m) تشکیل شده که از طریق جمعگر دیگسیت – استیگلیتز با هم ترکیب می‌شوند:

(۵)

$$c_t^{nen} = \left[\alpha_c^{\frac{1}{\eta_c}} \left(c_t^d\right)^{\frac{\eta_{c-1}}{\eta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^m)^{\frac{\eta_{c-1}}{\eta_c}}\right]^{\frac{\eta_c}{\eta_{c-1}}}$$

که در رابطه فوق، α_c و $(1-\alpha_c)$ به ترتیب سهم کالاهای تولید داخلی و وارداتی را در سبد مصرفی غیرانرژی خانوارها بیان داشته و η_c کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی را نشان می‌دهد. خانوارها در مرحله بعد، برای انتخاب ترکیب بهینه کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی، مسئله زیر را حل می‌کنند:

(۶)

$$min_{c_t^i} P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m$$
$$s.t$$
$$c_t^{nen} \geq \left[\alpha_c^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^d)^{\frac{\eta_{c-1}}{\eta_c}} + (1-\alpha_c)^{\frac{1}{\eta_c}} (c_t^m)^{\frac{\eta_{c-1}}{\eta_c}}\right]^{\frac{\eta_c}{\eta_{c-1}}}$$

P_t^m و P_t^d به ترتیب شاخص قیمت کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی است. از حل شرایط مرتبه اول، می‌توان توابع تقاضا برای کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی از سوی خانوارها را به دست آورد. با جایگزینی تقاضای انرژی و کالاهای مصرفی غیرانرژی، در سبد مصرفی خانوارها $P_t^{nen} c_t^{nen} + P_t^{en} c_t^{en} = P_t^c c_t$ و روابط تقاضا برای کالاهای تولیدی داخلی و وارداتی در سبد مصرفی کالاهای غیرانرژی $P_t^d c_t^d + P_t^m c_t^m = P_t^{nen} c_t^{nen}$ به ترتیب روابط بین شاخص کل قیمت مصرف‌کننده (P_t^c)، شاخص کل قیمت مصرف‌کننده انرژی (P_t^{en}) و شاخص قیمت مصرف کننده غیرانرژی (P_t^{nen}) با اجزای آن به دست می‌آید:

(۷)

$$P_t^c = [\chi_c (P_t^{en})^{1-\mu_c} + (1-\chi_c)(P_t^{nen})^{1-\mu_c}]^{\frac{1}{1-\mu_c}}$$

(۸)

$$P_t^{nen} = \left[\alpha_c \left(P_t^d\right)^{1-\eta_c} + (1-\alpha_c)(P_t^m)^{1-\eta_c}\right]^{\frac{1}{1-\eta_c}}$$

قیمت عرضه حامل‌های انرژی در داخل کشور P_t^{eni} از طریق فرایندهای سیاسی دولت تعیین می‌شود. متوسط قیمت حامل انرژی مصرفی در داخل از فرایند تصادفی *AR(1)* تبعیت می‌نماید:

(۹)

$$\log P_t^{eni} = \rho_{eni} \log P_{t-1}^{eni} + (1-\rho_{eni})\overline{P}^{eni} + u_t^{peni} \quad , \; u_t^{peni} \sim N(0, \sigma_{peni}^2)$$

که در آن، i شامل انواع حامل انرژی می‌باشد. بعد از انتخاب ترکیب بهینه کالاها، هدف خانوارها حداکثرسازی تابع مطلوبیت مورد انتظار خود نسبت به قید بودجه بین دوره‌ای می‌باشد. قید بودجه بین دوره‌ای خانوارها:

(۱۰)

$$c_t^i + I_t^i + b_t^i + m_t^{c,i} = \left(1 + r_{t-1}^d\right)\frac{b_{t-1}^i}{\pi_t^c} + \frac{m_{t-1}^{c,i}}{\pi_t^c} + TR_t^i - T_t^i + y_t^i$$

I_t^i میزان سرمایه‌گذاری، b_t^i اوراق مشارکت، r_{t-1}^d بیانگر نرخ بهره اسمی اوراق مشارکت، T_t^i مالیات خانوارها (مالیات مستقیم، غیرمستقیم و ارزش افزوده)، TR_t^i پرداخت‌های یارانه‌ای دولت و $m_t^{c,i}$ مانده واقعی پول و اوراق مشارکت جهت نگهداری ثروت خانوارها می‌باشد، y_t^i بیانگر درآمد خانوارها بوده که به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۱۱)

$$y_t^i = \frac{W_t^i}{P_t^c} L_t^i + R_t^k z_t^i k_{t-1}^i - \psi(z_t^i) k_{t-1}^i + Div_t^i$$

درآمد کل خانوارها از محل دستمزد نیروی کار $\left(\frac{W_t^i}{P_t^c} L_t^i\right)$، اجاره سرمایه $(R_t^k z_t^i k_{t-1}^i)$ منهای هزینه مربوط به تغییرات در نرخ بهره‌برداری از ظرفیت سرمایه $(\psi(z_t^i)k_{t-1}^i)$ و سودهای تقسیم شده بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و بانک‌ها Div_t^i به دست می‌آید. W_t^i دستمزد اسمی، R_t^k، نرخ بازدهی حقیقی سرمایه و z_t^i شدت استفاده (نرخ بهره برداری) از

ظرفیت سرمایه و $\psi(z_t^i)$ هزینه بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد.

۳-۲- بنگاه‌ها

تولیدکننده کالاهای نهائی، واحدهای کالای بخشی Y_t^i که توسط بنگاه‌های تولیدکننده کالای سه بخش کشاورزی، صنعت و خدمات تولید می‌شود، را با قیمت اسمی P_t^i خریداری و کالای نهائی خود یعنی Y_t^{no} (تولید غیرنفتی) را تولید می‌کند که به تبعیت از دیگسیت و استیگلیتز (۱۹۹۷) به صورت جمعگر می‌باشد:

(۱۲)

$$\left[\int_0^1 Y_t^{i\,(\lambda_t-1)/\lambda_t}\,dj\right]^{\lambda_t/(\lambda_t-1)} = Y_t^{no}$$

Y_t^{no} کالای نهایی، کالاهای واسطه Y_t^i، متمایز و جانشین ناقص همدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت $\lambda_t > 1$ بین آنها برقرار است. در طی دوره $t = 0,1,\ldots$ بنگاه نمونه تولیدکننده کالاهای نهائی، Y_t^i را برای همه $i \in [0,1]$ طوری انتخاب می‌کند تا سودش حداکثر شود.

(۱۳)

$$Y_t^i = \left[\frac{P_t^i}{P_t}\right]^{-\lambda_t} Y_t$$

شاخص قیمت کالاهای $P_t = \left[\int_0^1 \left(P_t^i\right)^{1-\lambda_t} di\right]^{\frac{1}{(1-\lambda_t)}}$ تولیدی نهایی از شرایط سود صفر در بخش کالاهای نهایی بدست می‌آید و P_t^i قیمت همه کالاهای واسطه‌ای است که در آن $-\lambda_t$ کشش قیمتی تقاضا برای کالای بنگاه i را نشان می‌دهد. بنگاه نمونه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای در بازار رقابت انحصاری کالای خود را به فروش می‌رساند. پس، بنگاه نمونه تولیدکننده i، قیمت P_t را در طی دوره t مشخص می‌کند. I_t^m واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای است.

در بخش کالاها، بنگاه i در دوره t، Y_t^i واحد از کالا را به صورت زیر تولید می‌نماید:

(۱۴)

$$A_t\left[z_t k_{t-1}\right]^{\alpha}\left[L_t\right]^{1-\alpha}[I_t^m]^{\kappa} \geq Y_t^i$$

$0 < \alpha < 1$، در معادله اخیر تکانه بهره‌وری A_t از یک فرایند اتورگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند:

$$\log A_t = \rho_a \log A_{t-1} + \varepsilon_t^a \qquad (۱۵)$$

که در رابطه فوق، $\rho_a \in (-1,1)$ و ε_t^a تکانه ناهمبسته سریالی دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف استاندارد σ_a می‌باشد. مطابق مطالعه لیدوک و سیل[1] (۲۰۰۴: ۷۸۱) جهت ورود انرژی در تابع تولید، میزان استفاده از انرژی در فرایند تولید، به شدت استفاده از سرمایه بستگی دارد:

(۱۶)

$$\frac{EN_t^i}{k_{t-1}^i} = a(z_t)$$

(۱۷)

$$a(z_t) = \frac{1}{v} z_t^v a''(z_t) > 0\,, a'(z_t) > 0$$

v پارامتر کشش شدت انرژی بری سرمایه نسبت به نرخ بهره‌برداری از سرمایه می‌باشد. تابع تولید بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای به صورت زیر خواهد بود:

(۱۸)

$$A_t\left[v^{\frac{1}{v}}\left(EN_t^i\right)^{\frac{1}{v}}\left(k_{t-1}^i\right)^{1-\frac{1}{v}}\right]^{\alpha}\left[L_t^i\right]^{1-\alpha}[I_t^m]^{\kappa} = Y_t^i$$

که در آن EN_t^i میزان انرژی مصرفی در فرایند تولید می‌باشد. بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای i در تصمیم پویا در یک زمان صفر، هزینه‌هایش را با توجه به مقدار معینی تولید حداقل می‌کند. لذا تابع هدف بنگاه i ام به صورت زیر است:

(۱۹)

$$\min_{K_{t-1}^i, L_t^i, EN_t^i, I_t^m} \frac{W_t}{P_t^d} L_t^i + R_t^K K_{t-1}^i + \frac{P_t^{en}}{P_t^d} EN_t^i + \gamma_t^{md} I_t^m$$

$$\text{s.t}$$

$$A_t\left[v^{\frac{1}{v}}\left(EN_t^i\right)^{\frac{1}{v}}\left(k_{t-1}^i\right)^{1-\frac{1}{v}}\right]^{\alpha}\left[L_t^i\right]^{1-\alpha}[I_t^m]^{\kappa} = Y_t^i \quad 0 < \alpha < 1$$

با توجه به اینکه هزینه نهایی بنگاه‌های داخلی برابر است با $MC_t^d = \frac{W_t}{MP_t}$، بنابراین هزینه نهایی بنگاه را بر حسب قیمت‌های حقیقی می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۲۰)

$$MC_t^d = \frac{W_t \times L_t}{P_t^d (1-\alpha) Y_t}$$

از طرفی، تابع تولید را می‌توان به این صورت بازنویسی کرد:

(۲۱)

$$A_t\left[v^{\frac{1}{v}}\left(\frac{EN_t}{k_{t-1}}\right)^{\frac{1}{v}}\left(\frac{k_{t-1}}{L_t}\right)\right]^{\alpha}[I_t^m]^{\kappa} = \frac{Y_t}{L_t}$$

1. Leduc & Sill (2004)

برای مدل‌سازی تعدیل قیمت‌های بنگاه تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای و وارداتی به تبعیت از موناسی‌لی[1] (۲۰۰۵: ۱۰۴۷) از روش کالو[2] (۱۹۸۳: ۳۸۳) استفاده می‌شود. لذا تنها $(1-\theta_P)$ درصد از بنگاه تولیدکننده کالای واسطه‌ای، در هر دوره قادر خواهند بود تا بطور بهینه قیمت محصول خود را تعدیل کنند، بقیه بنگاه‌ها (θ_P درصد)، براساس قیمت‌های گذشته با استفاده از فرمول زیر به صورت جزئی قیمت‌ها را شاخص‌بندی می‌کنند. مطابق آدالفسون[3] و همکاران (۲۰۰۷: ۴۸۱) برای شاخص بندی، از تورم دوره قبل و تورم مورد انتظار دوره بعدی استفاده گردیده است.[4]

(۲۲)

$$P_{t+1}^{i} = \left(\pi_t^i\right)^{\tau_p} P_t^i$$

که در آن $\pi_t^d = \frac{P_t^d}{P_{t-1}^d}$ بیانگر نرخ تورم تولیدات داخلی و τ_p پارامتری است که درجه شاخص‌بندی قیمت‌ها را نشان می‌دهد. در هر دوره $t \geq 0$، هدف بنگاه‌های تولیدی سه بخش داخلی آن است که ارزش حال جریان سود مورد انتظار دوره‌های آینده را با توجه به تابع تقاضا برای محصول حداکثر نماید:

(۲۳)

$$\underset{P_t^i}{\mathrm{Max}}\ \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \left\{ \prod_{s=1}^{k} \left(\pi_{t+s-1}^d\right)^{\tau_p} \frac{P_t^i}{P_{t+k}^d} - mc_{t+k}^d \right\} y_{t+k}^i$$

$$\text{s. t}$$

$$y_{t+k}^i = \left[\prod_{s=1}^{k} \left(\pi_{t+s-1}^d\right)^{\tau_p} \frac{P_t^i}{P_{t+k}^d} \right]^{-\lambda_t} y_{t+k} \qquad \forall k \geq 0$$

مفهوم $\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t}$، یک واحد کالای مصرفی دوره $t+k$ چه قدر برای خانوارها در دوره t ارزش دارد. λ_{t+k} در واقع مطلوبیت نهایی درآمد اسمی در دوره $t+k$ بوده که برای بنگاه‌های واسطه‌ای برون‌زا است. از آنجائی که خانوارها مالک بنگاه‌ها هستند، لذا سود بنگاه با استفاده از عامل تنزیل بر حسب مطلوبیت نهایی دوره $t+k$ برای دوره t بیان می‌شود. با جایگزینی، انجام عملیات جبری و استفاده از تعادل متقارن[5]، مسئله بهینه‌یابی بنگاه:

(۲۴)

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \lambda_{t+k} (\lambda_t - 1) \left[\prod_{s=1}^{k} \frac{\left(\pi_{t+s-1}^d\right)^{\tau_p}}{\pi_{t+s}^i} \right]^{1-\lambda_t} \frac{\bar{P}_t}{P_t^d} y_{t+k} = \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_P)^k \lambda_{t+k} \lambda_t \bar{P}_t^{-1} mc_{t+k}^d y_{t+k}$$

در بخش واردات، هر بنگاه j کالاهای مصرفی همگن را از بازارهای جهانی با قیمت $p_t^{*,j}$ خریداری نموده و آنها را به کالاهای وارداتی نهایی تبدیل و سپس آنها را در بازار داخلی به خانوارها می‌فروشند (p_t^* شاخص کل قیمت مصرف کننده جهانی است). واردکنندگان کالاهای مصرفی متفاوت c_t^{j,m_c} را با استفاده از جمعگر CES به کالای وارداتی نهایی ($c_t^{m_c}$) به شرح زیر تبدیل می‌کنند:

(۲۵)

$$c_t^{m_c} = \left[\int_0^1 \left(c_t^{j,m_c} \right)^{\frac{1}{1+\lambda_t^{m_c}}} \right]^{1+\lambda_t^{m_c}}$$

به عبارتی، کالای مصرفی وارداتی نهایی ترکیبی پیوسته از کالاهای مصرفی وارداتی متفاوت بوده که هر کدام از آنها در داخل توسط بنگاه‌های متفاوت با قیمت P_t^{j,m_c} عرضه می‌شود. مشابه آنچه که در قسمت قبل در مورد بنگاه‌های داخلی بیان شد، بنگاه جمعگر ترکیب کالاها را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که هزینه کالای مصرفی وارداتی با توجه به مقدار معین مصرف ($c_t^{m_c}$) حداقل شود. از حل شرایط مرتبه اول، تابع تقاضایی که هر کدام از واردکننده j با آن مواجه می‌شود، به صورت زیر می‌باشد:

(۲۶)

$$c_t^{j,m} = \left[\frac{P_t^{j,m_c}}{P_t^{m_c}} \right]^{-\frac{1+\lambda_t^{m_c}}{\lambda_t^{m_c}}} c_t^m$$

$P_t^{m_c}$ شاخص کل قیمت کالاهای مصرفی وارداتی، P_t^{j,m_c} قیمت کالای مصرفی وارداتی jام بر حسب پول داخلی و برابر با $ER_t.p_t^{*,j}$ است که در آن $p_t^{*,j}$ قیمت کالای وارداتی بر حسب دلار و ER_t نرخ ارز اسمی در بازار است که از ترکیب وزنی نرخ ارز رسمی و بازار آزاد به دست می‌آید. بنگاه‌هایی که فرصت تعدیل قیمت برای آنها پیش می‌آید، برای تعیین قیمت بهینه خود، ارزش حال جریان سود انتظاری آتی خود را حداکثر می‌کنند. هر بنگاه j فرض می‌شود که قیمت P_t^{j,m_c} را به گونه‌ای تعیین کند که ارزش حال جریان سود انتظاری آتی زیر حداکثر شود:

---

1. Monacelli (2005)
2. Calvo (1983)
3. Adolfson et al. (2007)

۴. برای بررسی اثرات انتقال ناقص نرخ ارز بر روی قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی، فرض می‌شود که هر کدام از بنگاه‌های واردکننده، با چسبندگی قیمت‌ها مواجه هستند. فرمول شاخص‌بندی: $P_{t+1}^{j,m_c} = \left(\pi_t^{m_c}\right)^{\tau_{m_c}} P_t^{j,m_c}$، نرخ تورم براساس شاخص قیمت واردات: $\pi_t^{m_c} = \frac{P_t^{m_c}}{P_{t-1}^{m_c}}$ و τ_{m_c} ضریب شاخص‌بندی قیمت واردات بوده و بین ۰ و ۱ می‌باشد.

5. Symmetric Equilibrium $\bar{P}_t = P_t^i$

(۲۷)

$$\underset{P_t^{j,m_c}}{Max}\ \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty}(\beta\theta_{m_c})^k \frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t}\left\{\prod_{s=1}^{k}(\pi_{t+s-1}^{m_c})^{\tau_{m_c}} \frac{P_t^{j,m_c}}{P_{t+k}^{m_c}} - mc_{t+k}^{m_c}\right\} c_{t+k}^{j,m_c}$$

$$s.t$$

$$c_{t+k}^{j,m_c} = \left[\prod_{s=1}^{k}(\pi_{t+s-1}^{m_c})^{\tau_{m_c}} \frac{P_t^{j,m_c}}{P_{t+k}^{m_c}}\right]^{-\frac{1+\lambda_{t+k}^{m_c}}{\lambda_{t+k}^{m_c}}} c_{t+k}^{m_c} \qquad \forall k \geq 0$$

که هزینه نهایی بنگاه‌های واردکننده کالاهای مصرفی برای هر $k \geq 0$ برابر است با:

(۲۸)

$$mc_{t+k}^{m_c} = \frac{EX_{t+k}.P_{t+k}^{*}}{P_{t+k}^{im_c}}$$

یعنی هزینه نهایی بر حسب قیمت‌های حقیقی برابر است با هزینه نهایی اسمی (قیمت جهانی کالاهای وارداتی ضرب در نرخ ارز) تقسیم بر شاخص قیمت کالاهای وارداتی بر حسب قیمت‌های داخلی. با توجه به اینکه در هر دوره تنها $(1-\theta_{m_c})$ درصد از بنگاه‌های وارد کننده موفق به تعدیل قیمت‌های خود می‌شوند، لذا قاعده تغییرات شاخص قیمت واردات را می‌توان به صورت زیر نوشت:

(۲۹)

$$(P_t^{m_c})^{\frac{-1}{\lambda_{t+k}^{m_c}}} = \theta_{m_c}\left[(\pi_{t+s-1}^{m_c})^{\tau_{m_c}} P_{t-1}^{m_c}\right]^{\frac{-1}{\lambda_{t+k}^{m_c}}} + (1-\theta_{m_c})\left[\bar{P}_t^{m_c}\right]^{\frac{-1}{\lambda_{t+k}^{m_c}}}$$

رابطه پویایی‌های نرخ تورم وارداتی را به صورت لگاریتم- خطی، می‌توان به صورت زیر خلاصه نویسی کرد:

(۳۰)

$$\hat{\pi}_t^{m_c} = \frac{\beta}{1+\beta\tau_{m_c}} + \frac{\tau_{m_c}}{1+\beta\tau_{m_c}}\hat{\pi}_{t-1}^{m_c} + \frac{1}{1+\beta\tau_{m_c}}.\frac{(1-\theta_{m_c})(1-\beta\theta_{m_c})}{\theta_{m_c}}\widehat{mc}_t^{m_c}$$

عبارت $\widehat{mc}_t^{m_c} = (\widehat{ER}_t + \hat{p}_t^{*}) - \hat{p}_t^{m_c}$ بیانگر میزان انحراف قیمت جهانی کالاهای وارداتی از قیمت آن در بازار داخلی می‌باشد و به عنوان معیاری برای انحراف از قانون قیمت واحد[1] می‌باشد که در ادبیات به عنوان شکاف قانون قیمت واحد تعبیر می‌کنند (موناسی‌لی، ۲۰۰۵: ۱۰۴۷).

همانند کالاهای وارداتی مصرفی، واردکنندگان کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای متفاوت I_t^{j,m_I} را با استفاده از جمعگر CES به کالای وارداتی نهایی $I_t^{m_I}$ به شرح زیر تبدیل می‌کنند:

(۳۱)

$$I_t^{m_I} = \left[\int_0^1 \left(I_t^{j,m_I}\right)^{\frac{1}{1+\lambda_t^{m_I}}} dj\right]^{1+\lambda_t^{m_I}}$$

بنگاه جمعگر ترکیب کالاها را به‌گونه‌ای انتخاب می‌کند که هزینه کالای مصرفی وارداتی با توجه به مقدار معین مصرف $I_t^{m_I}$ حداقل شود. از حل شرایط مرتبه اول، تابع تقاضایی که هر کدام از واردکننده j با آن مواجه‌اند، به صورت زیر می‌باشد:

(۳۲)

$$I_t^{j,m_I} = \left[\frac{P_t^{j,m_I}}{P_t^{m_I}}\right]^{-\frac{1+\lambda_t^{m_I}}{\lambda_t^{m_I}}} I_t^{m_I}$$

که در آن $P_t^{m_I}$ شاخص کل قیمت کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای وارداتی، P_t^{j,m_I} قیمت کالای سرمایه‌ای و نهاده‌ای وارداتی j ام بر حسب پول داخلی و برابر با $ER_t \cdot p_t^{*,j}$ است که در آن $p_t^{*,j}$ قیمت کالای وارداتی بر حسب دلار و ER_t نرخ ارز اسمی در بازار آزاد است. شاخص قیمت واردات برای کالاهای سرمایه‌ای و نهاده:

(۳۳)

$$P_t^{m_I} = \left[\int_0^1 \left(p_t^{j,m_I}\right)^{\frac{-1}{\lambda_t^{m_I}}} dj\right]^{-\lambda_t^{m_I}}$$

که در آن $\lambda_t^{m_I}$ تکانه مارک آپ قیمت کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای وارداتی است.[2]

رابطه پویایی‌های نرخ تورم وارداتی را به شکل لگاریتم- خطی را می‌توان به صورت زیر بیان کرد:

$$\hat{\pi}_t^{m_I} = \frac{\beta}{1+\beta\tau_{m_I}} + \frac{\tau_{m_I}}{1+\beta\tau_{m_I}}\hat{\pi}_{t-1}^{m_I} + \frac{1}{1+\beta\tau_{m_I}}.\frac{(1-\theta_{m_I})(1-\beta\theta_{m_I})}{\theta_{m_I}}\widehat{mc}_t^{m_I} \qquad (۳۴)$$

پارامتر θ_{m_I} درجه انتقال اثر نرخ ارز بر قیمت واردات را نشان می‌دهد. طبق تعریف رابطه نرخ ارز حقیقی را می‌توان به صورت زیر (برحسب لگاریتم-خطی) نوشت:

1. The law of one price (LOOP)

۲. شاخص‌بندی برای θ_{m_I} درصد از بنگاه‌ها که موفق به تعدیل بهینه قیمت‌ها نشده‌اند: $P_{t+1}^{j,m_I} = (\pi_t^{m_I})^{\tau_{m_I}} P_t^{j,m_I}$، نرخ تورم براساس شاخص قیمت واردات کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای: $\pi_t^{m_I} = \frac{P_t^{m_I}}{P_{t-1}^{m_I}}$ و ضریب شاخص‌بندی قیمت واردات (τ_{m_I})، بین ۰ و ۱ می‌باشد.

(۳۵)

$$\widehat{\mathrm{rer}}_t = \widehat{\mathrm{EX}}_t + \hat{\mathrm{p}}_t^* - \hat{\mathrm{p}}_t^c = \left(\widehat{\mathrm{EX}}_t + \hat{\mathrm{p}}_t^* - \hat{\mathrm{p}}_t^m\right) + \hat{\mathrm{p}}_t^m - \hat{\mathrm{p}}_t^c = \hat{\varphi}_t^m + \hat{\mathrm{p}}_t^m - \hat{\mathrm{p}}_t^c$$

که در آن $\hat{p}_t^c$، $\hat{p}_t^m$ و $\hat{p}_t^*$ به ترتیب بیانگر انحراف شاخص کل قیمت مصرف کننده ایران، شاخص قیمت واردات، شاخص کل قیمت مصرف کننده کشورهای خارجی از سطح تعادلی بلندمدت خود و $\widehat{EX}_t$ انحراف نرخ ارز اسمی در بازار آزاد از سطح تعادلی بلندمدت خود می‌باشد[۱]. تابع تقاضا برای صادرات ایران در بازارهای جهانی:

(۳۶)

$$\mathrm{x}_t = \left[\frac{\mathrm{P}_t^e}{\mathrm{P}_t^*}\right]^{-\eta_*} \mathrm{c}_t^*$$

$-\eta_*$ کشش جانشینی بین کالاهای تولیدی داخلی و خارجی در بازارهای جهانی، P_t^* شاخص قیمت CPI جهانی، P_t^e شاخص قیمت کالاهای صادراتی ایران در بازارهای جهانی (بر حسب دلار) و c_t^* سطح کل مصرف جهان است. از آنجایی که ایران در مقایسه با جهان خیلی کوچک است، لذا صادرات ایران سهم نسبتاً ناچیزی از کل سطح مصرف دنیا را تشکیل می‌دهد. بنابراین، به جای c_t^* می‌توان تولید ناخالص داخلی دنیا y_t^* را جایگزین کرد.

(۳۷)

$$\mathrm{x}_t = \left[\frac{\mathrm{P}_t^e}{\mathrm{P}_t^*}\right]^{-\eta_*} \mathrm{y}_t^*$$

فرض می‌شود که در بازار صادرات قانون قیمت واحد برقرار است. بنابراین، هرگونه افزایش در نرخ ارز و قیمت جهانی، با قیمت محصولات صادراتی ایران بر حسب پول داخلی، رابطه یک به یک دارد، یعنی:

(۳۸)

$$\mathrm{P}_t^e = \frac{\mathrm{P}_t^d}{\mathrm{EX}_t}$$

که در آن EX_t نرخ ارز اسمی در بازار آزاد (بر حسب پول داخلی) و P_t^d قیمت کالاهای تولیدی داخلی است.[۲]

۳-۳- دولت و بانک مرکزی

در خصوص سیاست‌گذاری بخش پولی چون در ایران نرخ بهره کنترل شده است، از بهره به عنوان ابزار پولی استفاده نشده و در عوض نرخ رشد نقدینگی، مورد استفاده واقع گردیده است. به دلیل ویژگی خاص اقتصاد ایران که عمدتاً درآمد آن به نفت وابسته است و دولت در این اقتصاد غالب است، بخش نفت جایگاه ویژه‌ای در مدل دارد که به صورت معادلات مختلف در مدل لحاظ شده است و همچنین مکانیزیم‌های ارتباطی نفت با سایر متغیرها مدل‌سازی شده است. به دلیل عدم استقلال بانک مرکزی در ایران، نمی‌توان دولت و بانک مرکزی را به صورت دو بخش مجزا مدل‌سازی نمود، بلکه باید هر دوی این دو بخش را در یک چارچوب در نظر گرفت.

قید بودجه دولت به قیمت حقیقی از طریق رابطه زیر بیان می‌شود:

(۳۹)

$$\mathrm{g}_t + \frac{(1+\mathrm{r}_{t-1}^{\mathrm{d}})\mathrm{b}_{t-1}}{\pi_t^c} = \frac{\omega.\mathrm{EX}_t.\mathrm{o}_t}{\mathrm{P}_t^c} + \mathrm{T}_t + \mathrm{other}_t + \mathrm{fa}_t + \frac{\mathrm{GBD}_t}{\mathrm{P}_t^c}$$

که در رابطه فوق، g_t کل مخارج دولت، EX_t نرخ ارز اسمی، o_t درآمدهای ارزی نفتی، b_t اوراق مشارکت، T_t درآمدهای مالیاتی، $other_t$ سایر درآمدها، fa_t واگذاری شرکت‌های دولتی و GBD_t کسری بودجه دولت است. دولت ω درصد از درآمد نفت را از طریق بودجه خرج می‌کند. مابقی به صندوق توسعه ملی واریز می‌شود. مخارج دولت به دو صورت مخارج جاری (اعتبارات هزینه‌ای) c_t^g و مخارج عمرانی (تملک دارائی‌های سرمایه‌ای) I_t^g تعریف می‌شود:

(۴۰)

$$g_t = c_t^g + I_t^g$$

مخارج عمرانی دولت (به شکل لگاریتمی) از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول به صورت زیر تبعیت می‌کند:

(۴۱)

$$u_t^{I^g} \sim N(0, \sigma_{I^g}^2)$$

$$\log I_t^g = \rho_{I^g} \log I_{t-1}^g + (1-\rho_{I^g}) \log \bar{I}^g + u_t^{I^g}$$

که در آن $\bar{I}^g$ مخارج عمرانی دولت در شرایط تعادلی بلندمدت می‌باشد.

---

۱. $\hat{\varphi}_t^{im} = \widehat{EX}_t + \hat{p}_t^* - \hat{p}_t^m$ معیاری برای انحراف از قانون قیمت واحد بوده و بیانگر میزان انحراف قیمت جهانی واردات از قیمت واردات در بازار داخلی می‌باشد. رابطه فوق را می‌توان بر حسب نرخ تورم به صورت زیر بیان نمود: $\widehat{rer}_t = \widehat{rer}_{t-1} + \hat{\varphi}_t^m + \hat{\varphi}_{t-1}^m + \hat{\pi}_t^m - \hat{\pi}_t^c$

۲. البته در اصل به جای P_t^d باید قیمت کالاهای تولیدی داخلی صادراتی، لحاظ شود ولی در اینجا فرض می‌شود که شاخص قیمت تولیدی صادراتی با شاخص کل قیمت کالاهای تولیدی داخل یکسان است.

مخارج جاری دولت به شکل لگاریتمی از یک فرایند تصادفی *AR(1)* به‌صورت زیر تبعیت می‌کند:

(۴۲)

$$u_t^{c^g} \sim N(0,\sigma_{c^g}^2)$$

$$\log c_t^g = \rho_{c^g} \log c_{t-1}^g + (1-\rho_{c^g}) \log \bar{c}^g + u_t^{c^g}$$

از آنجایی که جریان تولید نفت عمدتاً به ذخایر نفتی یک کشور وابسته بوده و چندان با افزایش سرمایه و کار نمی‌توان آن را تغییر داد؛ بنابراین، در این مطالعه تولید نفت از طریق بنگاه‌های تولیدی، مدل‌سازی نشده و به صورت برون‌زا تعیین می‌شود. زیرا قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و سهمیه صادراتی ایران نیز از طریق اوپک مشخص می‌شود. فرض می‌شود که از یک فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌نماید:

(۴۳)

$$\hat{o}_t = \rho_o \hat{o}_{t-1} + u_t^o, \quad u_t^o \sim i.i.dN(0,\sigma_o^2)$$

که در آن $\hat{O}_t$ انحراف لگاریتم درآمد ارزی صادرات نفت (بر حسب دلار) در دوره t است. تورم هدف ضمنی از یک فرایند *AR(1)* با ضریبی نزدیک به یک تبعیت می‌کند. با توجه به این نکات تابع عکس‌العمل سیاست‌گذاری پولی (به‌شکل لگاریتم-خطی) به‌صورت زیر خواهد بود:

(۴۴)

$$\hat{\Theta}_t = \rho_\Theta \hat{\Theta}_{t-1} + \theta_\pi \hat{\pi}_t^c + \theta_y \hat{y}_t + \theta_{rer} \widehat{rer}_t + \varepsilon_t^\Theta$$

(۴۵)

$$\hat{\Theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c$$

(۴۶)

$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta \varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta u_t^\Theta \sim N(0,\sigma_\Theta^2)$$

$\hat{\Theta}_t$ نرخ رشد اسمی پایه پولی[۱]، $\hat{\pi}_t$، $\hat{y}_t$ و $\widehat{rer}_t$ به‌ترتیب انحراف نرخ تورم، لگاریتم تولید و نرخ ارز حقیقی از مقادیر وضعیت پایدارشان، θ_π، θ_y و θ_{rer} ضریب اهمیتی که سیاست‌گذاری به‌ترتیب برای شکاف تورم، تولید و نرخ ارز لحاظ می‌کند. ε_t^Θ تکانه سیاست‌گذاری پولی است که خود از یک فرایند تصادفی *AR(1)* تبعیت می‌کند.

۳-۴- بقیه دنیا

متغیرهای تورم خارجی و تولید خارجی به صورت برون‌زا در مدل لحاظ می‌شود. بقیه دنیا به تبعیت از مطالعه آدالفسون و همکاران[۲] (۲۰۰۷: ۴۸۱) و جوستیانو و پرستون[۳] (۲۰۱۰: ۶۱)، به صورت بردار خودرگرسیون (VAR) مدل‌سازی می‌شود. متغیرهای خارجی به صورت بردار $F_t^* = [\pi_t^*, y_t^*]$ بیان می‌شود که در آن π_t^* نرخ تورم خارجی و به صورت $\pi_t^* = \frac{P_t^*}{P_{t-1}^*}$ تعریف می‌شود، جایی که P_t^* بیانگر شاخص قیمت مصرف کننده بقیه دنیا و y_t^* تولید ناخالص داخلی بقیه دنیا می‌باشد. رابطه متغیرهای خارجی به صورت زیر مدل‌سازی گردیده است:

(۴۷)

$$F_t^* = AF_{t-1}^* + u_t^*$$

بعد از برقراری شرایط تعادلی، با استفاده از رهیافت اوهلیگ[۴] (۱۹۹۹) فرم خطی معادلات حاصل می‌گردد.

۳-۵- شروط اساسی برقراری تعادل

بازار کالای نهایی وقتی در تعادل است که تولید برابر تقاضای خانوارها برای مصرف و سرمایه‌گذاری، مخارج دولت و صادرات منهای واردات باشد:

(۴۸)

$$y_t = c_t + i_t + g_t + \frac{ex_t(P_t^e x_t + o_t)}{P_t^c} - \frac{P_t^{mc} c_t^{im} + P_t^{mc} I_t^{im}}{P_t^c}$$

مقدار تولید کل برابر با تولید غیرنفتی و نفتی، به صورت زیر است:

(۴۹)

$$Y_t = \left[\alpha_\mu^{\frac{1}{\mu_o}} (Y_t^{no})^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}} + (1-\alpha_\mu)^{\frac{1}{\mu_o}} (Y_t^o)^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}}\right]^{\frac{\mu_o}{\mu_o-1}}$$

که در آن Y_t^O تولید نفتی می‌باشد و تابع آن به صورت زیر است:

(۵۰)

$$Y_t^O = O_t . ER_t$$

۳-۶- خطی سازی معادلات

معادلات مدل در حول تعادل ایستا[۵] (تعادل بلندمدت) خطی

۱. البته این ابزار ممکن است نرخ رشد نقدینگی نیز باشد که در مرحله کالیبره کردن و برآورد پارامترها آزمون خواهد شد.

2. Adolfson et al. (2007)
3. Justiniano & Preston (2010)
4. Uhlig (1999)
5. Steady state

گردیده‌اند. علامت اختصاری ^ در بالای هر متغیر انحراف لگاریتم آن متغیر از سطح تعادلی بلندمدت را نشان می‌دهد. علامت – در بالای هر متغیر بیانگر وضعیت آن متغیر در تعادل در بلندمدت است. با توجه به جامعیت مدل، برخی از معادلات ساختاری و مهم الگو عبارتند از:

معادله اویلر مصرف

(۵۱)

$$(1+\mathrm{b})\hat{c}_t = b\hat{c}_{t-1} + E_t\hat{c}_{t+1} - (1-b)\sigma^{-1}(\hat{r}_t^d - \hat{\pi}_{t+1}^c)$$

معادله پویائی‌های قیمت سرمایه

(۵۲)

$$\hat{q}_t = \beta(1-\delta)\hat{q}_{t+1} + [1-\beta(1-\delta)]E_t\hat{R}_{t+1}^k - (\hat{r}_t^d - \hat{\pi}_{t+1}^c)$$

معادله سرمایه‌گذاری

(۵۳)

$$\hat{\imath}_t = \frac{1}{1+\beta}\hat{\imath}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta}E_t\hat{\imath}_{t+1} + \frac{1}{\varphi(1+\beta)}\hat{q}_t$$

منحنی فیلیپس

(۵۴)

$$\hat{\pi}_t = \frac{\beta}{1+\beta\tau_p} + \frac{\tau_p}{1+\beta\tau_p}\hat{\pi}_{t-1} + \frac{1}{1+\beta\tau_p}.\frac{(1-\theta_P)(1-\beta\theta_P)}{\theta_P}\widehat{mc}_t$$

هزینه نهایی تولید

(۵۵)

$$\widehat{mc}_t = -\hat{a}_t + (1-\alpha)\hat{w}_t + \left(1-\frac{1}{\upsilon}\right)\alpha\hat{R}_t^K + \frac{\alpha}{\upsilon}\hat{\gamma}_t^{end} - \kappa\hat{\mathrm{I}}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}$$

منحنی فیلیپس واردات

(۵۶)

$$\hat{\pi}_t^m = \frac{\beta}{1+\beta\tau_m} + \frac{\tau_m}{1+\beta\tau_m}\hat{\pi}_{t-1}^m + \frac{1}{1+\beta\tau_m}.\frac{(1-\theta_m)(1-\beta\theta_m)}{\theta_m}\widehat{mc}_t^m$$

تقاضای صادرات غیرنفتی

(۵۷)

$$\hat{x}_t = \hat{y}_t^* - \eta^*\hat{\gamma}_t^{e^*} + \eta_y\hat{y}_t$$

(۵۸)

$$\hat{\gamma}_t^{e^*} = \hat{\pi}_t^e - \hat{\pi}_t^* + \hat{\gamma}_{t-1}^{e^*}$$

(۵۹)

$$\hat{\pi}_t^e = \hat{\pi}_t^d - \hat{\delta}_t^{EX}$$

مخارج دولت

(۶۰)

$$\bar{g}\hat{g}_t + \overline{TR}\widehat{TR}_t + (1+\bar{r}^d).\bar{b}.\frac{(\hat{r}_{t-1}^d + b_{t-1} - \hat{\pi}_t^c)b_{t-1}}{\pi_t^c} = \bar{o}.\omega(\widehat{rer}_t + \hat{o}_t) + \overline{T}\hat{T}_t + \overline{other}\widehat{other}_t + \widehat{gbd}_t$$

تابع عکس‌العمل سیاست پولی

(۶۱)

$$\hat{\Theta}_t = \rho_\Theta\hat{\Theta}_{t-1} + \theta_\pi\hat{\pi}_t^c + \theta_y\hat{y}_t + \theta_{rer}\widehat{rer}_t + \varepsilon_t^\Theta$$

(۶۲)

$$\hat{\Theta}_t = \hat{m}_t^c - \hat{m}_{t-1}^c + \hat{\pi}_t^c$$

(۶۳)

$$\varepsilon_t^\Theta = \rho_\Theta\varepsilon_{t-1}^\Theta + u_t^\Theta \ , u_t^\Theta \sim N(0,\sigma_\Theta^2)$$

تابع تولید

(۶۴)

$$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \alpha\left(\left[\frac{1}{\upsilon}\widehat{EN}_t + \left(1-\frac{1}{\upsilon}\right)\hat{k}_{t-1}\right]\right) + (1-\alpha)\hat{l}_t + \kappa\hat{\mathrm{I}}_{\mathrm{t}}^{\mathrm{m}}$$

تولید کل

(۶۵)

$$\hat{y}_t = \alpha_\mu^{\frac{1}{\mu_o}}\left(\frac{\overline{Y}^o}{\overline{Y}}\right)^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}}\hat{y}_{\mathrm{t}}^o + (1-\alpha_\mu)^{\frac{1}{\mu_o}}\left(\frac{\overline{Y}^o}{\overline{Y}}\right)^{\frac{\mu_o-1}{\mu_o}}\hat{y}_{\mathrm{t}}^{no}$$

تسویه بازار

(۶۶)

$$\hat{y}_t = \bar{c}\hat{c}_t + \bar{\imath}\hat{\imath}_t + \bar{g}\hat{g}_t + \frac{\bar{o}\times\overline{rer}}{\bar{y}}(\widehat{rer}_t + \hat{o}_t) + \frac{\bar{o}\times\overline{rer}\times\bar{\gamma}^{e^*}}{\bar{y}}(\widehat{rer}_t + \hat{x}_t + \hat{\gamma}_t^{e^*}) - \frac{(\bar{\imath}^{im}+\bar{c}^{im})\bar{\gamma}^{imc}}{\bar{y}}(\hat{c}_t^{imc} + \hat{\imath}_t^{imc} + \hat{\gamma}_t^{imc})$$

۳-۷- برآورد پارامترهای مدل

برای برآورد این الگو از مقدار پارامترهای مطالعات انجام شده در ایران و مطالعات خارجی استفاده شده و برخی از پارامترها نیز با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۶۸ تا ۱۳۹۵ برآورد گردیده است[۱]. پارامترهای مدل بر اساس داده‌های اقتصاد ایران کالیبره

۱. مأخذ کلیه داده‌های آماری مورد استفاده: مروری بر آمار انرژی در ایران، تراز نامه سالیانه انرژی و سالنامه آماری کشور (سالیانه) می‌باشد.

گردیده‌اند.

جدول ۱. نمونه‌ای از پارامترهای کالیبره شده مدل بر اساس داده‌های اقتصاد ایران

پارامتر		مقدار	مأخذ
txoybar	نسبت صادرات نفتی به تولید	۰/۱۷۵۰	یافته تحقیق
obar_frbar	نسبت صادرات نفتی به خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی	۱/۶۸۱۰	یافته تحقیق
o_gbar	سهم درآمدهای نفتی در بودجه دولت	۰/۳۹۴۲	یافته تحقیق
β	نرخ ترجیحات زمانی مصرف‌کننده	۰/۹۷۰۰	یافته تحقیق
σ_m	عکس کشش مانده حقیقی پول	۱/۳۱۵۰	زنگنه (۱۳۸۸: ۱)
φ	کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری	۳/۹۴۳۰	رهبر و سلیمی (۱۳۹۴: ۲۱۹)
ψ	عکس کشش تابع هزینه نسبت به هزینه بهره‌برداری	۰/۲۱۰۰	رهبر و سلیمی (۱۳۹۴: ۲۱۹)
θ_p	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	۰/۲۰۰۰	پارسا و همکاران (۱۳۹۴: ۱۰۷)
μ^o	کشش جانشینی بین تولید نفت و غیرنفتی	۰/۱۵۰۰	منظور و تقی پور (۱۳۹۴: ۷)
ρ_o	ضریب فرایند خودرگرسیون تکانهٔ درآمدهای نفتی	۰/۲۴۹۰	پارسا و همکاران (۱۳۹۴: ۱۰۷)
ϖ_π	ضریب اهمیت تورم در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	−۱/۵۴۸	شاه‌حسینی و بهرامی (۱۳۹۱: ۵۵)
ϖ_{rer}	ضریب اهمیت نرخ ارز حقیقی در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	۰/۸۰۰۰	منظور و تقی پور (۱۳۹۴: ۷)
υ_{rer}	ضریب اهمیت نسبت ذخایر خارجی به پایه پولی در تابع عکس‌العمل ارزی بانک مرکزی	−۱/۵۵۰	منظور و تقی پور (۱۳۹۴: ۷)
ρ_μ	ضریب فرایند خودرگرسیون پولی در تابع عکس‌العمل	۰/۳۹۷۰	منظور و تقی پور (۱۳۹۴: ۷)

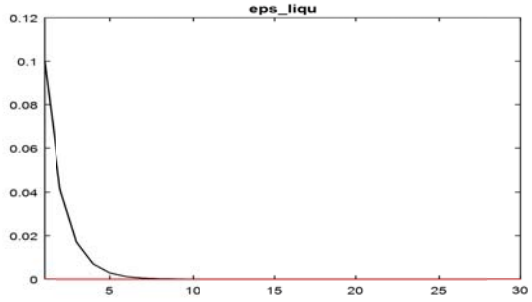
مأخذ: یافته‌های تحقیق و منابع ذکر شده در ردیف مربوطه

٤- یافته‌های مدل

بعد از شبیه سازی معادلات خطی سیستم با استفاده از dynare، نتایج حاصل از واکاوی شوک‌های وارده به پایه پولی و درآمدهای نفتی دولت، به صورت زیر گزارش می‌شود:

٤-۱- آثار سیاست‌های پولی

برای بررسی آثار شوک پولی بر روی متغیرها، ابتدا یک شوک به نرخ رشد اسمی پولی به اندازه (۱۰٪) به سیستم اقتصادی وارد می‌گردد. فرایند شوک پولی به صورت خودهمبستگی مرتبه اول به صورت معادله زیر در نظر گرفته شده و در نمودار شماره یک نشان داده شده است.

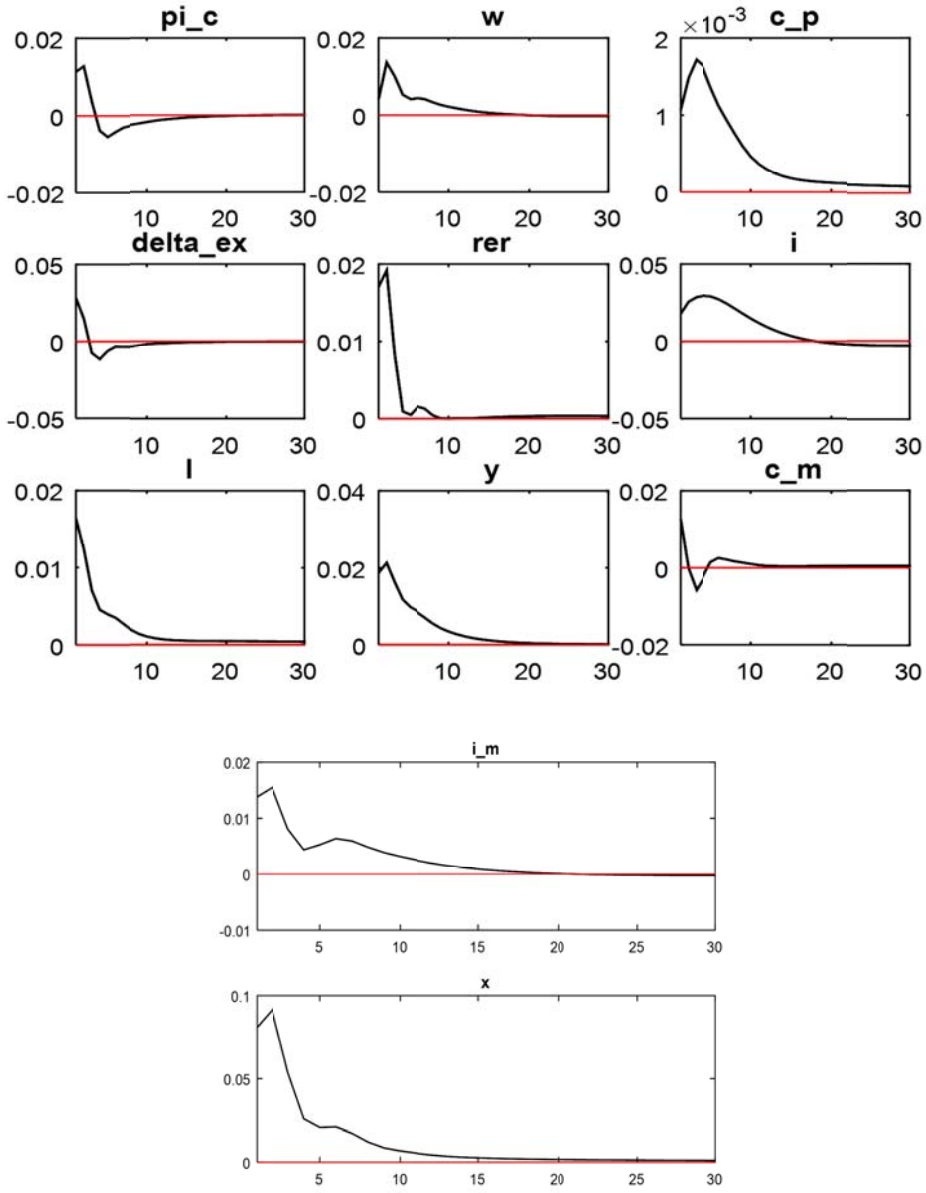


نمودار ۱. فرایند شوک پایه پولی به میزان ۱۰ درصد
($eps_liqu_t=0.47*eps_liqu_{t-1}+0.10$)
مأخذ: یافته‌های تحقیق

رشد اسمی پایه پولی به میزان ۱۰٪ در اقتصاد ایران، تورم را به میزان ۱/۵ درصد افزایش داده و به تبع آن دستمزدهای اسمی افزایش می‌یابد. مطابق توابع عکس‌العمل آنی، سطح عمومی قیمت‌ها در ۲ دوره اول بشدت افزایش یافته و به تدریج روند کاهشی به خود گرفته و نهایتاً بعد از ۱۲ دوره به مقدار با ثبات خود نزدیک می‌شود. تکانه پایه پولی در دوره اول باعث افزایش دستمزدهای اسمی شده که این میزان طی ۳ دوره به شدت افزایش یافته و سپس با روند کاهشی طی ۱۶ دوره، به روند بلندمدت خود، باز می‌گردد. شوک پولی فوق الذکر، رشد نرخ ارز اسمی را به میزان ۲/۵ درصد و نرخ ارز حقیقی را به میزان ۱/۸ درصد افزایش می‌دهد، زیرا بخشی از نقدینگی ایجاد شده از طریق تقاضا برای واردات و احتمالاً سفته بازی به بازار ارز هدایت شده و از طریق تقاضا برای ارز در این بازار، نرخ ارز را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بر این اساس نرخ ارز اسمی و حقیقی بعد از ۱۰ دوره به وضعیت با ثبات خود می‌توانند بازگردند.

سرمایه‌گذاری نسبت به تکانه پولی در دوره اول، ۳ درصد واکنش مثبت نشان داده و این میزان، به تدریج کاهش یافته و

بعد از ۱۶ دوره به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد. رشد اسمی پایه پولی به میزان ۱۰٪، اشتغال را به میزان ۱/۶ درصد در دوره اول افزایش داده و این میزان بتدریج روند کاهشی به خود گرفته و بعد از ۱۵ دوره، متغیر اشتغال به روند بلندمدت خود منطبق می‌شود. مخارج مصرفی خانوار نیز در نتیجه تکانه پایه پولی، افزایش یافته و روند افزایشی آن، تا سه دور نیز تداوم می‌یابد و سپس از میزان آن کاسته می‌شود، ولیکن حتی بعد از ۳۰ دوره نیز نمی‌تواند به روند بلندمدت خود باز گردد.



نمودار ۲. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به شوک پولی به اندازه ۱۰٪

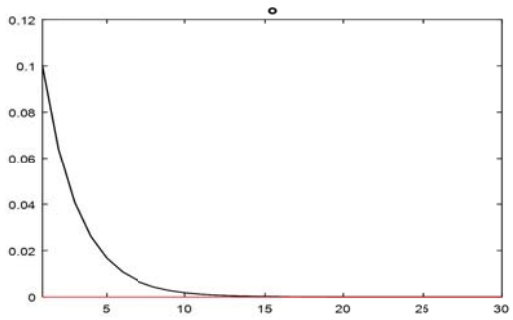
مأخذ: یافته‌های تحقیق

تکانه مثبت وارده، واردات کالاهای مصرفی و سرمایه‌ای را افزایش می‌دهد که شدت واردات کالاهای مصرفی بیشتر خواهد بود. شوک ۱۰ درصدی در پایه پولی، واردات کالاهای سرمایه‌ای و نهاده‌ای را به میزان ۱/۴ درصد در دوره اول افزایش داده و این میزان، به تدریج با روند نوسانی، کاهش می‌یابد. نهایتاً بعد از ۱۶ دوره به روند بلندمدت خود باز می‌گردد. به تبع آن صادرات نیز به میزان ۸/۵ درصد در دوره اول افزایش یافته و سپس با روند نوسانی، کاهش می‌یابد و بعد

از ۱۷ دوره به روند بلندمدت خود منطبق می‌شود. تولید نیز در نتیجه تکانه پایه پولی در دوره اول به میزان ۲ درصد افزایش یافته و بعد از یک دوره افزایش مجدد، روند کاهشی به خود می‌گیرد و نهایتاً بعد از ۱۶ دوره به روند بلندمدت خود باز می‌گردد. بنابراین، افزایش رشد پایه پولی کمتر به حوزه فعالیت‌های تولیدی و سرمایه‌گذاری سوق پیدا می‌کند و بیشتر مصرف را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

٤-۲- آثار شوک درآمدهای نفتی دولت

در این قسمت آثار شوک درآمدهای نفتی دولت بر روی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. برای این منظور ابتدا یک شوک نفتی به اندازه ۱۰ درصد به درآمدهای نفتی حاصل از صادرات نفت که به صورت فرایند خود همبستگی مرتبه اول بوده، وارد شده است.



نمودار ۳. فرایند شوک درآمدهای ارزی نفتی دولت به میزان ۱۰ درصد (=ot,۰+1-ot*۰,64)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

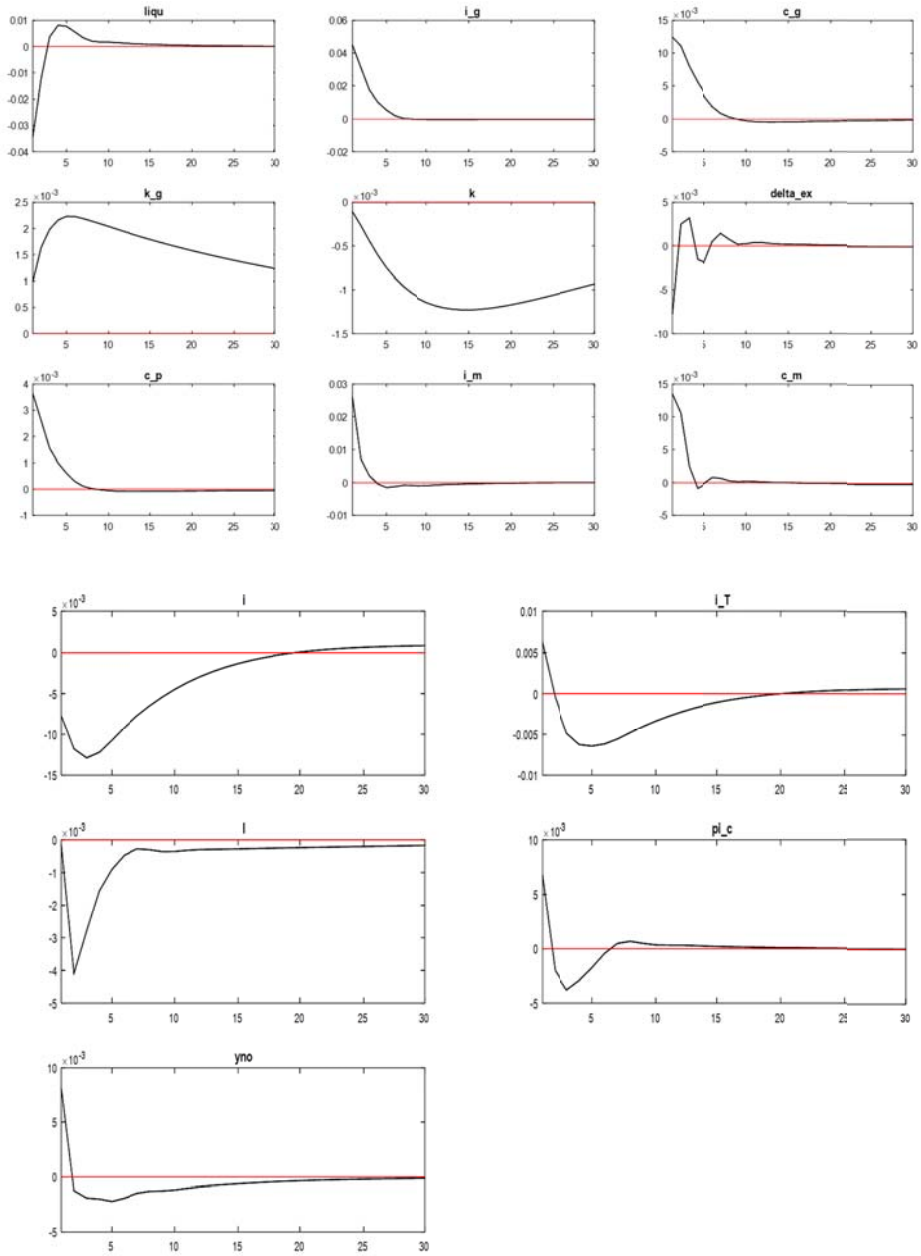
مکانیزم اثرگذاری نفت در این مدل هم از طریق تغییر در خالص دارائی‌های خارجی بانک مرکزی که باعث تغییر در پایه پولی و حجم پول شده و هم از طریق تغییر در درآمدهای نفتی دولت انجام می‌شود که مخارج دولت به ویژه مخارج عمرانی را تحت تأثیر قرار می‌دهد و نهایتاً تقاضای کل را در اقتصاد تحریک می‌کند. شوک درآمدهای نفتی در مدل از طریق تأثیر بر مخارج عمرانی دولت ابتدا منجر به افزایش سرمایه دولتی می‌شود. سرمایه دولتی به عنوان عامل سرمایه افزا در تابع تولید عمل نموده و از طریق تابع تولید متغیرهای سرمایه‌گذاری، مصرف، تولید و ... را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

با بهبود وضعیت ارزی دولت، تقاضا برای واردات (هم برای واردات مصرفی و هم واسطه‌ای و سرمایه‌ای) افزایش می‌یابد ولی رشد واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای بیشتر از رشد واردات کالاهای مصرفی است به گونه‌ای که در نتیجه شوک ۱۰ درصدی افزایش درآمدهای ارزی، به صورت آنی واردات کالاهای مصرفی ۱/۴ درصد و واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای ۲/۴ درصد افزایش می‌یابد. بعد از افزایش آنی در واردات کالاهای مصرفی، این میزان به تدریج طی ۴ دوره روند کاهشی به خود گرفته و بعد از یکسری نوسانات مقطعی، نهایتاً در دوره ۸ به وضعیت با ثبات خود مماس می‌شود. واردات سرمایه‌ای نیز بعد از افزایش آنی، به تدریج طی ۵ دوره کاهش یافته و سپس بعد از طی روند نوسانی در دوره ۱۲ به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد.

با افزایش درآمدهای نفتی دولت، بودجه دولت به ویژه بودجه عمرانی دولت افزایش می‌یابد. در نتیجه شوک ۱۰ درصدی درآمدهای نفتی، ابتدا مخارج عمرانی به میزان ۵ درصد و مخارج جاری دولت به میزان ۱/۲ درصد افزایش می‌یابد. زیرا در مواقعی که درآمدهای نفت، کاهش می‌یابد دولت ابتدا مخارج عمرانی را کاهش داده و درآمدها را با اولویت بودجه جاری خرج می‌کند و در صورتی که اضافه بماند، به بودجه عمرانی اختصاص می‌دهد. مخارج عمرانی دولت بعد از افزایش آنی در دوره اول، به تدریج طی ۸ دوره روند کاهشی به خود گرفته و به وضعیت با ثبات خود باز می‌گردد. مخارج مصرفی دولت نیز بعد از افزایش اولیه، به نحوی کاهش می‌یابد که در دوره ۹ بر روند بلندمدت خود منطبق شده، ولیکن روند کاهش آن تداوم یافته و بعد از طی روند نوسانی در دوره ۲۲ به وضعیت با ثبات خود باز می‌گردد. البته مخارج مصرفی خانوارها بویژه در حیطه کالاهای مصرفی وارداتی نیز در نتیجه شوک نفتی، افزایش یافته و با طی روند کاهشی، بعد از ۸ دوره به روند با ثبات خود باز می‌گردد.

اشتغال طی دو دوره کاهش یافته و سپس روند افزایشی به خود خواهد گرفت. همزمان با افزایش مخارج عمرانی دولت، مخارج سرمایه‌ای بخش خصوصی نیز ابتدا به میزان ۰/۸ درصد کاهش یافته و این کاهش طی سه دوره تشدید شده و سپس روند افزایشی در میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی مشاهده می‌شود، به طوری‌که بعد از ۲۰ دوره، بر وضعیت باثبات خود پیشی گرفته و در دوره ۳۰ نیز بالاتر از وضعیت با ثبات قرار خواهد گرفت. علت این امر می‌تواند اثرگذاری بلندمدت سرمایه‌گذاری دولتی، بر بخش خصوصی باشد. طبق نظریات توسعه‌ای، کشورهایی که در مراحل اولیه توسعه قرار دارند، همانند ایران، با افزایش مخارج عمرانی دولت و گسترش سرمایه‌گذاری زیربنایی، به تدریج سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها در بخش خصوصی نیز با چند دوره وقفه، افزایش قابل ملاحظه‌ای

خواهند یافت.



نمودار ٤. توابع عکس العمل آنی نسبت به شوک درآمدهای ارزی نفتی دولت به میزان۱۰٪

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

۵-۱- نتیجه‌گیری

مدل طراحی شده در مطالعه حاضر یک الگوی جامع DSGE باز بوده و علاوه بر نفت، صادرات غیرنفتی و واردات نیز مدل‌سازی شده است. در تصریح معادلات مدل، فرض شده در کوتاه‌مدت اثر نرخ ارز بر قیمت کالاهای وارداتی داخل کشور به طور کامل منتقل نمی‌شود، بلکه در طول زمان این اثر منتقل می‌شود. در بخش سیاست‌گذاری پولی از روش قاعده تعدیل شده استفاده گردیده است. در روش قاعده تعدیل شده، یک تابع عکس‌العمل سیاست

پولی معرفی شده که در آن بانک مرکزی از ابزار نرخ رشد پایه پولی در واکنش به متغیرهای انحراف تورم از تورم مورد هدف ضمنی، انحراف تولید از روند بلندمدت و انحراف نرخ ارز حقیقی از روند آن، استفاده می‌کند. در بخش مالی علاوه بر سیاست‌گذاری بانک مرکزی، بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و مکانیزم‌های اثرگذاری فعالیت‌های اعتباری آنها بر بخش تولید مدل‌سازی شده و با استفاده از نتایج حاصل از برآورد پارامترها، مدل حل و شبیه‌سازی گردیده است. نتایج شبیه‌سازی برای یک تکانه مثبت کالیبره و گزارش شده که خلاصه یافته‌ها به شرح زیر می‌باشد:

گرچه عوامل مختلفی بر تورم تأثیر می‌گذارد ولی عامل اصلی افزایش تورم رشد پولی است، به گونه‌ای که تقریباً نزدیک به ۴۰ درصد رشد پایه پولی منجر به تورم می‌گردد. در نتیجه رشد اسمی پایه پولی به میزان ۱۰٪، در دوره اول تورم به میزان ۱/۵٪، رشد نرخ ارز اسمی ۲/۵٪، نرخ ارز حقیقی ۱/۸٪، صادرات ۸/۵٪، سرمایه‌گذاری ۳٪ و اشتغال۱/۶٪ افزایش می‌یابند. شدت افزایش واردات کالاهای مصرفی بیش از واردات سرمایه‌ای بوده، دستمزدهای اسمی طی ۳ دوره به شدت ارتقاء یافته، تولید به میزان ۲ درصد افزایش یافته و مخارج مصرفی خانوار نیز واکنش مثبت نشان می‌دهند. همان‌گونه که مطرح گردید انرژی به صورت غیرمستقیم از طریق سیاست‌های پولی بر اقتصاد تأثیر می‌گذارد، بنابراین سیاست‌گذاران بایستی در حین اعمال سیاست اصلاح قیمت انرژی برای رسیدن به اهداف خود، لازم است در اعمال هرگونه سیاست، تبعات ناشی از افزایش پایه پولی را در نظر بگیرند. با ایجاد شرایط تورمی، به دلیل کاهش نرخ بهره حقیقی، میزان مصرف نیز از طریق معادله اولر افزایش می‌یابد، زیرا در فرایند بهینه‌یابی مصرف خانوارها، مطلوبیت نهایی پس‌انداز آنها در برابر مصرف کاهش یافته و مصرف خود را افزایش می‌دهند. در واقع نقدینگی جدید ایجاد شده که به شکل سپرده‌های جدیدی در بانک‌ها نگهداری می‌شود، بخشی از آن به صورت اعتبارات بانکی به فعالیت‌های تولیدی اختصاص داده می‌شود. با توجه به اینکه اعتبارات بانکی، به عنوان یک عامل تسهیل کننده برای خرید نهاده می‌باشد، باعث می‌شود ارزش افزوده بخشی از فعالیت‌ها تحت تأثیر قرار گرفته و موجب افزایش تولید می‌گردد؛ ولیکن بخش قابل ملاحظه‌ای از نقدینگی ایجاد شده، بیشتر به سمت فعالیت‌های تورم‌زا سوق داده شده است.

مکانیزم اثرگذاری نفت بر سایر متغیرها از طریق کانال تغییر در ذخایر خارجی بانک مرکزی و پایه پولی و همچنین از طریق بودجه دولت لحاظ شده است. اجزای مخارج دولت، مالیات‌ها و کسری بودجه دولت با توجه به نقش بالای دولت در اقتصاد ایران، مدل‌سازی شده و فرایندهای مختلف تأمین مالی کسری بودجه شامل انتشار اوراق مشارکت و استقراض از نظام بانکی بر اساس سناریوهای مختلف مدل‌سازی و آثار هر کدام از آنها مورد بررسی قرار گرفته است. توابع عکس‌العمل آنی متغیرها نسبت به تکانه نفتی، نشان می‌دهد با افزایش درآمدهای حاصل از نفت، چون بخش عظیمی از این درآمدها به بانک مرکزی فروخته می‌شود، باعث افزایش ذخایر خارجی بانک مرکزی شده و نهایتاً پایه پولی را افزایش می‌دهد. افزایش درآمدهای ارزی دولت، باعث کاهش نرخ ارز در بازار آزاد می‌شود، به دلیل این‌که با افزایش درآمدهای ارزی، دولت، ارز بیشتری در اختیار بانک مرکزی قرار داده و در نتیجه وضعیت ارزی بانک مرکزی بهبود یافته و قدرت مانور زیادی برای عرضه ارز در بازار داشته و نهایتاً نرخ ارز را در بازار پایین می‌آورد. مسلماً با کاهش نرخ ارز، واردات افزایش یافته و سطح اشتغال و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش خواهند یافت. مطابق مطالعه کولگنی و مانرا[1] (۲۰۱۳: ۵۰)، افزایش درآمدهای نفتی به سبب بروز شوک نفتی سبب گسترش بخش عمومی و وقوع اثر برون‌رانی در اقتصاد و کاهش حضور بخش خصوصی می‌گردد و در نهایت تأثیر منفی بر اشتغال و تولید خواهد داشت. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، افزایش مخارج عمرانی و جاری دولت در مقابل کاهش اشتغال و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مدل از یک سو و افزایش مخارج مصرفی خانوار و واردات سرمایه‌ای و مصرفی از دیگر سو، حاکی از مهر تأیید بر تثبیت پدیده برون‌رانی در اقتصاد ایران است.

با افزایش درآمدهای ارزی نفتی، طرف تقاضای اقتصاد چه از سوی دولت و واردات کالاها و خدمات و چه به لحاظ گسترش پایه پولی و نقدینگی حالت انبساطی داشته

1. Cologni & Manera (2013)

که به تبع آن مصرف خصوصی نیز افزایش می‌یابد. البته با کاهش سرمایه‌گذاری و افزایش واردات از شدت افزایش تقاضای کل کاسته می‌شود، ولیکن در نتیجه برایند نوسانات صورت پذیرفته، تقاضای کل افزایش یافته و نهایتاً در دوره اول سطح عمومی قیمت‌ها ۰/۶٪ و تولیدغیرنفتی ۰/۸٪ افزایش خواهند یافت. البته با کاهش مخارج مصرفی و عمرانی دولت و همچنین کاهش اشتغال، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و مخارج مصرفی خانوار، تولیدغیرنفتی نیز بشدت کاهش یافته و حتی بعد از دوره دوم، از وضعیت با ثبات خود نیز تنزل می‌یابد، به طوری‌که بعد از ۲۰ دوره به سختی می‌تواند به وضعیت بلندمدت خود بازگردد. سطح عمومی قیمت‌ها نیز بعد از افزایش آنی، بشدت طی ۳ دوره کاهش یافته و با طی روند نوسانی، بعد از ۱۴ دوره به وضعیت با ثبات خود باز خواهد گشت. بر پایه فرضیه تناقض فراوانی منابع، شوک‌های مثبت قیمت نفت سبب افزایش قیمت نهاده‌های تولیدی در کشورهای وارد کننده نفت می‌شوند که اثرات سرریز آن به شکل تورم و کاهش تولید به کشورهای صادر کننده نفت نیز می‌رسد (کولگنی،۲۰۱۳: ۵۷-۴۲). علیرغم افزایش آنی و ناچیز در میزان تولید در نتیجه شوک نفتی، بلافاصله بعد از دوره دوم حتی از مقدار با ثبات بلندمدت خود پایین آمده و تا ۲۰ دوره هم نمی‌تواند به این وضعیت باز گردد. این امر مؤید تأیید تداوم وقوع نفرین منابع در اقتصاد ایران می‌باشد.

۵-۲- پیشنهادهای سیاستی

وفور نفت و انرژی در کشورهای در حال توسعه و عدم استفاده بهینه از ثروت‌های سرشار طبیعی، بیانگر وقوع پدیده تناقض فراوانی یا نفرین منابع می‌باشد. نگاهی اجمالی به ساختار اقتصادی ایران، بیانگر تحقق این پدیده به صورت سنتی از دهه ۱۳۵۰ همزمان با وقوع شوک‌های قیمتی نفت می‌باشد. آثار تحلیلی تناقض فراوانی در ایران بسیار گسترده بوده که از جمله مهمترین آنها می‌توان به: گرفتاری در بیماری هلندی، اخلال در نظام مالیاتی و عدم کارایی آن، فقدان اقتصاد چند بعدی و ترویج پدیده خودمختاری اقتصادی، ایجاد انگیزه در دولت برای گسترش میزان استقراض به صورت فزاینده و قرار گرفتن نظام اقتصادی در یک بی‌ثباتی مزمن ناشی از نوسانات قیمتی نفت، اشاره نمود. در این خصوص پیشنهاد می‌شود:

۱- با توجه به آثار نامطلوب نوسانات نفت و انرژی (چه از کانال درآمد نفتی دولت و چه از کانال پایه پولی) در متغیرهای کلان، دولت بخشی از درآمد نفت را از طریق فروش به بانک مرکزی و احتمالاً فروش بخشی از آن در بازار از طریق بانک مرکزی، در بودجه خود خرج می‌کند و مابقی آن را عموماً طی دو دهه اخیر به صندوق توسعه ملی واریز می‌کند. علیرغم عدم کارایی در بهره‌برداری اصولی از این صندوق، همچنان به تداوم استفاده از حساب ذخیره ارزی از سوی دولت توصیه می‌شود؛ تا با تحکیم ثبات اقتصادی، از طریق سرمایه‌گذاری کارا در پروژه‌های با بازده بالا از طریق صندوق توسعه ملی، از تداوم پدیده برون‌رانی به صورت بهینه جلوگیری شود.

۲- عامل اصلی افزایش تورم، رشد نقدینگی است. لذا در سیاست‌گذاری برای اصلاح قیمت انرژی در ایران با هدف تثبیت تورم بایستی ملاحظات کاهش نقدینگی و کنترل پایه پولی را مد نظر قرار داد، بر این اساس بشدت توصیه می‌شود، فرایند اصلاح قیمت به صورت تدریجی و مرحله‌ای، همراه با سیاست‌های مکمل صورت پذیرد.

۳- نفت در اقتصاد ایران بدلیل وابستگی ساختاری به بخش‌های اقتصادی، عادات مصرفی مردم و واردات، نقش اساسی در تغییر تمام متغیرهای اقتصای دارد. لذا تا زمانی که تغییر اساسی در ساختارهای اقتصادی صورت نگیرد، شوک‌های نفتی، اقتصاد را به رکود برده، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش و تورم افزایش می‌یابد. این به معنی تداوم تورم و رکود و گرفتاری در بیماری هلندی بوده، بر این اساس برای گریز از این دوره تسلسل، پیشنهاد می‌گردد با سرمایه‌گذاری در زنجیره ارزشی صنایع پتروشیمی و توسعه صنایع پایین دستی، ضمن کاهش خام فروشی منابع انرژی، هدف‌گذاری صادرات صنایع پایین دستی و محصول نهایی باشد. این مهم تنها در قالب یک برنامه‌ریزی سیستماتیک و جامع برای انرژی قابل تحقق است. متأسفانه هم اکنون حتی با عنوان صادرات غیرنفتی، بخش قابل ملاحظه‌ای از صادرات صنایع پتروشیمی را نیز محصولات خام و اولیه نفتی تشکیل می‌دهند.

منابع

احمدیان، مجید، (۱۳۷۸). "اقتصاد نظری و کاربردی نفت". دانشگاه تربیت مدرس، پژوهشکده اقتصاد، تهران.

بهراد امین، مهدی، زمانیان، غلامرضا و اسفندیاری، مرضیه (۱۳۹۶). "بررسی نقش سیاست هدف گذاری تورم در اثرگذاری شوک‌های نفتی بر تجارت خارجی ایران". فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، سال چهارم، شماره ۱، ۲۸-۱.

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات (۱۳۹۰). "تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". فصلنامه مدلسازی اقتصادی، دوره ۵، شماره ۱۳، ۲۲-۱.

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

ربیع همدانی، هستی و پدرام، مهدی (۱۳۹۳). "اثر ثروت و فشار هزینه ناشی از شوک قیمت نفت در اقتصاد ایران: یک رویکرد نوکینزی". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۲، شماره ۷۰، ۲۴۶-۲۲۳.

رهبر، فرهاد و سلیمی، احسان (۱۳۹۴). "نقش انضباط مالی دولت و صندوق توسعه ملی در کاهش بیماری هلندی در اقتصاد ایران". *فصلنامه علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، سال چهارم، شماره ۴، ۲۴۳-۲۱۹.

زنگنه، محمد (۱۳۸۸). "ادوار تجاری در قالب یک مدل DSGE کینزی با وجود نقصان در بازارهای مالی". رساله دکتری، استاد راهنما: دکتر منصور خلیلی و دکتر اصغر شاهمرادی، *دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران*.

شاه‌حسینی، سعید و بهرامی، جاوید (۱۳۹۱). "طراحی یک مدل تعادل عمومی‌پویای تصادفی کینزی جدید برای اقتصاد ایران با در نظر گرفتن بخش بانکی". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، سال هفدهم، شماره ۵۳، ۸۳-۵۵.

فرجی، مریم و افشاری، زهرا (۱۳۹۴). "تکانه‌های قیمت نفت و نوسانات اقتصادی در ایران در چارچوب مدل اقتصاد باز کینزی جدید". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۷۶، ۱۱۳-۸۳.

کارشناس، مسعود (۱۳۸۲). "نفت، دولت و صنعتی شدن در ایران". ترجمه: علی اصغر سعیدی و یوسف حاجی عبدالوهاب، *انتشارات گام نو*.

کمیجانی، اکبر و توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "سیاست‌گذاری پولی تحت سلطه مالی و تورم هدف ضمنی در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران". *تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، دوره ۲، شماره ۸، ۱۱۷-۸۷.

ملکی حسنوند، بهزاد؛ جعفری، محمد؛ فتاحی، شهرام و غفاری، هادی (۱۳۹۸). "سازوکار اثرگذاری هم‌زمان حکمرانی خوب و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۱۴-۹۹.

منظور، داود و تقی‌پور، انوشیروان (۱۳۹۴). "تنظیم یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) برای اقتصاد باز کوچک صادرکننده نفت؛ مورد مطالعه: ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و سوم، شماره ۷۵، ۴۴-۷.

Adolfson, M., Laseen, S. & Linde, J. (2007). "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incompelete Pass-Through". *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.

Allegret, J. P. & Benkhodja, M. T. (2011). "External Shocks and Monetary Policy in a Small Open Oil Exporting Economy". *UMR CNRS and Université Paris Ouest Nanterre La Défense*, Bureau R130 15, Parvis René Descartes 69342 Lyon Cedex 07 France, 1-43.

Aye, G. C. (2015). "Does Oil Price Uncertainty Matter for Stock Returns in South Africa? Stock Returns". *Investment Management and Financial Innovations*, 12(1), 179-188.

Bashar, O. H., Wadud, I. M. & Ahmed, H.

J. A. (2013). "Oil Price Uncertainty, Monetary Policy and the Macroeconomy: The Canadian Perspective". *Economic Modelling*, 35, 249–259.

Başkaya, Y. S., Hülagü, T. & Küçük, H. (2013). "Oil Price Uncertainty in a Small Open Economy". *IMF Economic Review*, 61(1), 168–198.

Bernanke, B. S., Gertler, M. & Watson, M. (1997). "Systematic Monetary Policy and the Effects of oil Price Shocks". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91–142.

Bernanke, B. S., Gertler, M. & Watson, M. (2004). "Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy Reply". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, 287–291.

Bohi, D. R. (1989). "Energy Price Shocks and Macroeconomic Performance". *Resources for the Future*, Washington, DC, 1-93.

Bresnahan, T. F. & Ramey, V. A. (1993). "Segment Shifts and Capacity Utilization in the U.S. Automobile Industry". *American Economic Review Papers and Proceedings*, 83, 213–218.

Calvo, G. (1983). "Staggered Price Setting in a Utility- Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics,* 12, 383-398.

Caporale, G. M., Ali, F. M. & Spagnolo, N. (2015). "Oil Price Uncertainty and Sectoral Stock Returns in China: A Time-Varying Approach". *China Economic Review*, 34, 311–321.

Cavalcanti, T. & Jalles, J. (2013). "Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks in Brazil and in the United States". *Applied Energy*, 104, 475-486.

Chen, S. & Hsu, K. (2013). "Oil Price Volatility and Bilateral Trade". *The Energy Journal*, 34(1), 207–229.

Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory". *Quarterly Journal of Economics*, CXV, 147–180.

Cologni, A. & Manera, M. (2013). "Exogenous Oil Shocks, Fiscal Policy and Sector Reallocation in Oil Producing Countries". *Energy Economics*, 35(C), 42-57.

Dave, D. & Aye, G. (2015). "Oil Price Uncertainty and Savings in South Africa". *OPEC Energy Review,* 39, 285–297.

Demirbas, A., Al-Sasi, B. & Nizami, A. (2017). "Recent Volatility in the Price of Crude Oil". *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 12(5), 408–414.

Dutta, A., Nikkinen, J. & Rothovius, T. (2017). "Impact of Oil Price Uncertainty on Middle East and African Stock Markets". *Energy*, 123, 189–197.

Ebrahim, Z., Inderwildi, O. & King, D. (2014). "Macroeconomic Impacts of Oil Price Volatility: Mitigation and Resilience". *Frontiers in Energy*, 8(1), 9–24.

Elder, J. (2018). "Oil Price Volatility: Industrial Production and Special Aggregates". *Macroeconomic Dynamics*, 22(S3), 640-653.

Filis, G., Degiannakis, S. & Floros, C. H. (2011). "Dynamic Correlation Between Stock Market and Oil Prices: The Case of Oil-Importing and Oil-Exporting Countries". *International Review of Financial Analysis*, 20,152–164.

Finn, M. G. (2000). "Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity". *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(3), 400-416.

Hamilton, J. & Herrera, A. M. (2004). "The Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy". *Journal of Money,*

Credit, and Banking, Vol. 36, No. 2, pp. 265-286.

Jo, S. (2014). "The Effects of Oil Price Uncertainty on Global Real Economic Activity". *Journal of Money, Credit and Banking,* 46(6), 1113–1135.

Justiniano, A. & Preston, B. (2010). "Can Structural Small Open-Economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?". *Journal of International Economics*, Elsevier, 81(1), 61-74.

Leduc, S. & Sill, K. (2004). "A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, & Economic Downturns". *Journal of Monetary Economics*, 51, 781–808.

Lwayemi, A. & Fawowe, B. (2011). "Impact of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomics Variables in Nigeria". *Energy Policy*, 39, 603-612.

Medina, J. & Soto, C. (2005). "Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy". *Central Bank of Chile and CCBS, N 353, Paper Presented at the First Monetary Policy Research Workshop in Latin America*, 1-39.

Monacelli, T. (2005). "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment". *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(6), 1047-1066.

Mork, K. A. (1994). "Business Cycles and the Oil Market (special issue)". *Energy Journal*, 15, 15–37.

Romero, R. (2008). "Monetary Policy in Oil-Producing Economies". *CEPS working paper*, NO 169, 1-60.

Rotemberg, J. & Michael, W. (1997). "Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on Economic Activity". *Journal of Money, Credit and Banking*, 28(4), 549-577.

Uhlig, H. (1999). "A Toolkit for Analysing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily". In Ramon Marimon and Andrew Scott, (eds), Computational Methods for the Study of Dynamic Economies, *Oxford: Oxford University Press*, 1-49.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۱۳۲-۱۱۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (113-132)

اثر نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه

***محمدشریف کریمی[۱]، مریم حیدریان[۲]، معصومه دورباش[۳]**

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

۳. دانش‌آموخته کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

(دریافت: ۱۳۹۷/۲/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۸/۶/۲۸)

Effect of Internal and External Conflicts on Economic Growth in Middle East Countries

***Mohammad Sharif Karimi[1], Maryam Heidarian[2], Masoume Dourbash[3]**

1. Assistant Professor of Economics, Razi University
2. Ph.D. Student of Public Sector Economics, Razi University
3. M.A. In Energy Economics, Razi University

(Received: 9/May/2018 **Accepted:** 19/Sep/2019**)**

چکیده:

ایجاد امنیت یکی از بسترهای مهم رشد اقتصادی است و مهمترین اثرات اقتصادی امنیت در پدیده سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تبلور می‌یابد. استقرار امنیت در جامعه متأثر از عوامل مختلفی است که در این میان نهادهای موجود در جامعه و دولت مهمترین این عوامل محسوب می‌شوند. نزاع‌های داخلی و خارجی هرکدام به نوبه خود باعث تزلزل در امنیت و در نتیجه بی‌ثباتی رشد اقتصادی یک کشور خواهد شد. لذا در این پژوهش تلاش شده است، به بررسی اثر نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ پرداخته شود. با بررسی ماهیت و نحوه اثرگذاری نزاع‌ها بر رشد اقتصادی، ابتدا اثرات نزاع خارجی بر نزاع داخلی در قالب یک مدل پروبیت پانلی، سپس در دو مدل جداگانه اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر شاخص کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است و در نهایت در یک مدل گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی اثرگذاری همزمان نزاع‌های داخلی و خارجی، شاخص‌های کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی بر رشد اقتصادی بررسی شده است. نتایج برآورد مدل‌ها حاکی از اثر مثبت نزاع‌های خارجی بر داخلی و سپس اثرات منفی نزاع‌های داخلی و خارجی بر کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی در کشورهای مورد بررسی بوده است. در مدل نهایی نیز افزایش نزاع‌های داخلی و خارجی موجب کاهش رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه شده است. البته اثر منفی نزاع‌های خارجی بیشتر از نزاع‌های داخلی در مدل رشد اقتصادی بوده است.

واژگان کلیدی: نزاع‌های داخلی، نزاع‌های خارجی، رشد اقتصادی، یکپارچگی اقتصادی، کیفیت مؤسسات.

طبقه‌بندی JEL: F51، F52، O43.

Abstract:

Establishing security is one of the important pillars of economic growth and the most important economic impact of security in the phenomenon of investment and economic growth is observed. The establishment of security in society is influenced by several factors, among which the institutions in the society and government are the most important of these factors. In both internal and external conflicts, each of them, in turn, will undermine security and, as a result, will undermine the economic growth of a country. Therefore, in this research, we tried to study the effect of internal and external conflicts on economic growth in Middle East countries during the period 1996-2018. By examining the nature and effect of conflicts on economic growth, first, the effect of external conflict on internal conflict in the form of a panel probe model, then in two separate models of the impact of internal and external disputes on the quality of institutions and economic integration indexes are examined. Finally, in a generalized method of moments system the simultaneous influence of internal and external conflicts, quality of institutions indicators and economic integration on economic growth have been investigated. The results of the model estimation show the positive effects of external conflicts on the internal conflicts and then the negative effects of internal and external conflicts on the quality of institutions and economic integration. In the final model, the increase in domestic and foreign conflicts has led to a decline in Middle East economic growth. Of course, the negative effects of foreign conflicts have been more than internal conflicts in the economic growth model.

Keywords: Internal Conflicts, External Conflicts, Economic Growth, Economic Integration, Quality of Institutions.
JEL: F51 ،F52 ،O43.

* **نویسنده مسئول:** محمدشریف کریمی
E-mail: s.karimi@razi.ac.ir

*Corresponding Author: Mohammad Sharif Karimi

۱- مقدمه

دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بالا، هدف اولیه تمام سیستم‌های اقتصادی و نقطه مطلوب تمامی تلاش‌هایی است که برای تنظیم امور اقتصادی جوامع صورت می‌گیرد. اقتصاددانان از سال‌های پیش همواره درصدد تبیین تفاوت کشورهای مختلف جهان از منظر رشد و توسعه اقتصادی بودند و عوامل مختلفی را برای این تفاوت مطرح کرده‌اند. در ابتدا عوامل اقتصادی مانند نرخ پس‌انداز، سرمایه‌گذاری، رشد عوامل تولید، سرمایه انسانی و غیره در تبیین تفاوت سطح توسعه کشورها مطرح بود، اما با مطالعات گسترده‌تر مشخص شد که علاوه بر عوامل اقتصادی، عوامل غیراقتصادی نیز در تفاوت سطح توسعه کشورها مؤثر است (خدایی و همکاران، ۱۳۹۷:۹۰).

عواملی همچون ثبات سیاسی، حاکمیت نظم و قانون، تضمین قراردادها، میزان فساد دستگاه‌های اداری، حقوق مالکیت، اختلافات قومی، نژادی و فرهنگی، امنیت داخلی و خارجی از جمله عوامل غیراقتصادی هستند که در رشد و توسعه اقتصادی کشورها نقش اساسی دارند (اسماعیل‌نیا و وصفی اسفستانی، ۱۳۹۵: ۱۲۸).

مطالعات متعدد نشان می‌دهد که میزان نزاع‌های داخلی و خارجی، از مهمترین عوامل مؤثر در رشد و توسعه کشورها محسوب می‌شود. به بیان دیگر، ثبات سیاسی داخلی و امنیت خارجی، اصلی‌ترین سنگ بنای اقتصاد است که شالوده تمامی تمدن‌ها و فرهنگ‌ها در طول تاریخ بر آن استوار شده است (موردوچ و ساندلر[1]، ۲۰۰۴: ۱۴۱و عرب مازار و همکاران، ۱۳۹۷: ۲۵).

استقرار امنیت در جامعه متأثر از عوامل مختلفی است که در این میان نهادهای موجود در جامعه و دولت مهمترین این عوامل محسوب می‌شوند. امنیت دارای ابعاد مختلفی است که شامل ملی، انتظامی، اقتصادی، فرهنگی، حقوقی، نرم، زیستی، سرمایه‌گذاری و غیره می‌شود. همچنین هریک از سطوح مختلف امنیت، دارای تفاوت‌ها و شباهت‌هایی با یکدیگر هستند (فطرس و همکاران، ۱۳۹۷: ۶۰). برخی ابعاد امنیت از گذشته‌های دور مطرح بوده و برخی دیگر از قبیل فرهنگی، حقوقی، نرم، زیستی، سرمایه‌گذاری و غیره مربوط به عصر جدید است که منشأ آن به پیشرفت‌های نوین در عرصه‌های مختلف حیات اجتماعی انسان برمی‌گردد (گیدنز، ۱۳۷۹: ۵۶).

از مهمترین اثرات اقتصادی نزاع‌های داخلی و خارجی در پدیده سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تبلور می‌یابد. سرمایه‌گذاری نقش مهمی در رشد و توسعه اقتصادی دارد و روند شکل‌گیری منبعث از عوامل مختلفی است. یکی از مهمترین عوامل اثرگذار بر فعالیت‌های سرمایه‌گذاران خارجی و داخلی، صرف‌نظر از کسب سود حاصل از سرمایه‌گذاری، ریسک و مخاطره است. به عبارت دیگر، سرمایه‌گذاران در فضای نامناسب به لحاظ مخاطره و ریسک فعالیت نمی‌کنند. بنابراین ایجاد اطمینان و امنیت در کشورها، برای حضور روزافزون سرمایه‌گذاران، امری ضروری محسوب می‌شود و به این دلیل است که محیط امن اقتصادی عامل اساسی رشد اقتصادی و توسعه پایدار در کشورهای در حال توسعه و به خصوص کشورهای نفت‌خیز است. افزایش امنیت اقتصادی از طریق کاهش بدبینی و نااطمینانی به بازدهی موردانتظار سرمایه‌گذاری‌ها از یک سو، فرار سرمایه را کاهش می‌دهد و از سوی دیگر به افزایش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کمک می‌کند. این امر سبب می‌شود که طرف عرضه اقتصاد رشد کرده و توانایی حضور موفق در بازارهای منطقه‌ای و بین‌المللی را پیدا کند و از این طریق رشد و توسعه را بیش از پیش شتاب بخشد.

نکته بارز در مورد مفهوم امنیت، توجه همزمان به دو مقوله نزاع‌های داخلی و خارجی و زمینه‌های شکل‌گیری آنهاست. در حال حاضر بسیاری از کشورهای در حال توسعه از زیربناهای اساسی لازم جهت استحکام، اقتدار و ثبات سیاسی و اقتصادی بی‌بهره‌اند. اولویت اول در این نوع اقتصادها پایه‌ریزی نهادهای ساختاری اولیه برای قانونمندی شامل تأمین جان و مال افراد در مقابل اقدام‌های جنایی، محدودسازی و کنترل اقدامات خودسرانه ماموران دولتی و ایجاد نظام قضایی عادلانه و قابل پیشگیری (امنیت داخلی اولیه) است. پس از پایه‌ریزی بنیان‌های قانونمند یاد شده، باید روش‌هایی را یافت که در آن بخش‌های خاصی از نظام حقوقی بتوانند به تثبیت حقوق مالکیت کمک کنند. ایجاد اصلاحات در این خصوص زمانی نتیجه می‌دهد که قابلیت‌های نهادی قوی وجود داشته باشد، چرا که فقر، محرومیت، تبعیض و فساد از عوامل توسعه نیافتگی و عوامل ضدامنیت و بروز نزاع‌های داخلی شناخته می‌شود. همچنین متزلزل شدن پایه‌های ساختار سیاسی و اقتصادی یک کشور، زمینه را برای اثرگذاری بیشتر نزاع‌های خارجی بر اقتصاد داخلی یک کشور می‌گشاید (فیروزنیا و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۴).

1. Murdoch & Sandler (2004)

لذا در این پژوهش تلاش می‌شود ضمن بررسی اثرگذاری نزاع‌های خارجی بر داخلی از طریق مدل‌های پروبیت، به تحلیل اثرات این دو مقوله (نزاع‌های داخلی و خارجی) بر متغیرهای اقتصادی و سیاسی (یکپارچگی اقتصادی و کیفیت مؤسسات) پرداخته و در نهایت اثرات مؤلفه‌های ذکر شده بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب خاورمیانه مورد بررسی قرار خواهد گرفت. انتخاب منطقه خاورمیانه به دلیل ماهیت نفت‌خیز بودن کشورهای آن و کثرت نزاع‌های داخلی و خارجی در سال‌های اخیر می‌باشد تا بتوان اثرات این متغیرها را بر میزان رشد اقتصادی کشورهای منطقه سنجید.

براین اساس در ادامه سازماندهی مقاله به قرار زیر است؛ در بخش دوم به مبانی نظری اثرات نزاع‌های داخلی و خارجی بر اقتصاد داخلی پرداخته خواهد شد. در بخش سوم ضمن مروری بر پیشینه‌های تجربی پژوهش، نوآوری و کاربردی بودن نتایج این تحقیق مطرح خواهد شد. در بخش چهارم، روش تحقیق، مدل و متغیرهای مورد استفاده ذکر و در بخش پنجم یافته‌های مدل‌ها مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد، و در نهایت در بخش پایانی به نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی در این حوزه پرداخته خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

در این قسمت قبل از پرداختن به مبانی و چارچوب اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی، لازم است از مفهوم امنیت در عدم بروز و کاهش نزاع‌های پیش روی یک کشور شروع نمود.

۲-۱- امنیت و رشد اقتصادی

امنیت عبارت است از رها بودن از خطر یا ترس و هرگاه فرد، سازمان، دولت یا جامعه‌ای واقعاً از خطر مورد نظر رها بوده یا در مقابل آن حفاظت شود، گفته می‌شود که آن فرد، سازمان، دولت یا جامعه از امنیت برخوردار است. در این تعریف امنیت پدیده‌ای عینی تلقی شده و در برخی دیگر از تعاریف بر ادراکی و ذهنی بودن آن تأکید شده است. بر اساس این رویکرد، رها بودن واقعی از خطر، مبین امنیت نیست. بلکه در صورتی که فرد، سازمان، دولت یا جامعه‌ای احساس رها بودن از خطری را داشته باشد، نسبت به آن خطر از امنیت برخوردار خواهد بود (برومند و همکاران، ۱۳۸۷: ۱۸).

در نهایت اینکه امنیت به معنی نبود تهدیدهاست. رهایی بخشی و آزاد ساختن مردم از آن دسته قید و بندهای فیزیکی و انسانی که آنان را از انجام آنچه آزادانه تصمیم به انجامش می‌گیرند باز می‌دارد. جنگ و تهدید جنگ یکی از این قید و بندهاست. و فقر، آموزش و پرورش ضعیف، سرکوب سیاسی و مانند آنها نیز نمونه دیگر آن است. امنیت و رهایی دوروی یک سکه‌اند. رهایی بخش و نظم (نه قدرت) است که امنیت راستین به‌وجود می‌آورد (بوث[1]، ۱۹۹۱: ۳۱۹).

دو رویکرد سنتی و نوین در تحلیل اثرگذاری امنیت بر رشد اقتصادی در ادبیات اقتصادی وجود دارد؛ در رویکرد سنتی، انباشت قدرت از مؤلفه‌های اصلی امنیت است که در قالب مخارج نظامی و از طریق دو کانال اثرات تقاضا و عرضه ظاهر می‌شود.

از زاویه مثبت تقاضا، یک افزایش برون‌زا در مخارج نظامی، سمت تقاضای اقتصاد را تحریک و افزایش می‌دهد. افزایش تقاضای کل از طریق مخارج نظامی باعث می‌شود که میزان بهره‌برداری از ظرفیت‌های اقتصادی کشور افزایش یافته و افزایش نرخ بهره‌وری ناشی از آن موجب ارتقای سطح تولید از طریق ضریب فزاینده کینزی و در نهایت رشد اقتصادی شود. علاوه بر این اگر هزینه‌های نظامی صرف تولید تجهیزات و ادوات نظامی شود، صادرات آن می‌تواند باعث بهبود تراز تجاری شده و از مسیر ضریب فزاینده رشد اقتصادی را افزایش دهد (دان و همکاران[2]، ۲۰۰۵: ۴۵۱).

از زاویه منفی تقاضا، گسترش مخارج نظامی با توجه به محدودیت بودجه دولت از طریق اثر جایگزینی این مخارج غیرنظامی بخش عمومی (مانند مخارج سرمایه‌گذاری و مخارج آموزشی و بهداشتی)، افزایش مالیات‌ها و بدهی‌های خارجی (از جانب کسری بودجه)، باعث کاهش رشد اقتصادی می‌شود. این مسئله را می‌توان براساس مثال جایگزینی اسلحه با رفاه تشریح کرد. بر این اساس خرید اسلحه باتوجه به کمبود ارز، منابع موجود را برای وارد کردن کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌گذاری در جهت بهبود رشد اقتصادی بلندمدت پایدار کاهش می‌دهد (نارایان و اسمیت[3]، ۲۰۰۹: ۲).

از کانال اثرات عرضه می‌توان تأثیر هزینه‌های نظامی روی رشد اقتصادی را اینگونه تشریح کرد که افزایش این هزینه‌ها از طریق بکارگیری فاکتورهای تولید (نظیر سرمایه فیزیکی، سرمایه انسانی و منابع طبیعی) و تکنولوژی –به واسطه

1. Booth (1991)
2. Dunne et al. (2005)
3. Narayan & Smyth (2009)

پیوندهای پسین و پشین با سایر بخش‌های اقتصادی- سطح تولید بالقوه را افزایش و رشد اقتصادی را تسریع می‌بخشد. البته ممکن است این کانال مانند کانال اثرات تقاضا، از طریق تغییر موجودی سرمایه و اثر جایگزینی مخارج نظامی به جای مخارج سرمایه‌گذاری، رشد اقتصادی را کاهش دهد (دان و همکاران، ۲۰۰۵: ۴۵۰).

علاوه بر دو کانال مطرح شده، افزایش مخارج نظامی می‌تواند از طریق افزایش امنیت، رشد اقتصادی را به طور غیرمستقیم افزایش دهد. بعضی از نظریات اقتصادی، امنیت را نوعی کالای عمومی می‌دانند که خصوصیات غیرقابل استثنا کردن و غیررقابتی بودن در مصرف در آن وجود دارد. این ویژگی‌ها موجب شده است تا تامین مالی هزینه‌های دفاعی توسط بخش‌های غیردفاعی توجیه‌پذیر شود. به عبارت دیگر، بخش دفاعی که اغلب تولیدکننده نوعی کالای عمومی خالص است با سایر بخش‌های غیردولتی اقتصادی شباهت چندانی ندارد (گل‌خندان، ۱۳۹۳: ۲۷).

در رویکرد نوین ارتباط امنیت و رشد اقتصادی، مدل‌های رشد نئوکلاسیک، چارچوب مهمی برای رشد بلندمدت اقتصاد فراهم می‌کنند. در فرضیه‌های این مدل بیان می‌گردد، عوامل تعیین کننده تفاوت درآمد، بیشتر ناشی از تفاوت در زیرساخت‌های اجتماعی و به عبارت دیگر نهادها و سیاست‌هایی است که باعث تشویق سرمایه‌گذاری و تولید به جای مصرف و انحراف منابع می‌شود. این انحراف که در ادبیات اقتصادی با عنوان رانت جویی معرفی می‌شود به طور مشخص بر اشکالی مانند جنایت، بند و بست برای فرار مالیاتی و دعاوی قلابی اشاره دارد.

نهادها و سیاست‌هایی که زیرساخت‌های اجتماعی را تشکیل می‌دهند، شامل عواملی هستند که محیطی را به وجود می‌آورند که تصمیم‌گیری خصوصی در داخل آن انجام می‌گیرد. اگر جرم و جنایت کنترل نشود یا جنگ داخلی یا حمله خارجی وجود داشته باشد، پاداش سرمایه‌گذاری برای بخش خصوصی و فعالیت‌هایی که تولید را افزایش می‌دهد، پایین خواهند آمد. یا اگر به قراردادها احترام گذارده نشود یا تفاسیر دادگاه‌ها از آن غیرقابل پیش‌بینی باشد، طرح‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت جذابیت کمتری پیدا خواهند کرد (رومر، ۲۰۰۱: ۲۷۲).

رویکرد نوین امنیتی قرابت معنایی بالایی با بحث تأثیر نهادها و سیاست‌ها در عملکرد اقتصادی دارد. این رویکرد به رهایی از عوامل تهدیدکننده فردی و اجتماعی تأکید داشته و درصدد ایجاد بستر لازم برای ایجاد و ظهور پتانسیل‌ها و توانایی‌های اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی افراد و جامعه است. امنیت با تعریف جدید، نقش مهمی نیز در عملکرد و رشد اقتصادی می‌تواند ایفا کند. بر این اساس شاخص‌های مرتبط با امنیت به عنوان یکی از عوامل نهادی همچون محیط صلح آمیز، فقدان فساد، عدم شکنندگی دولت و سایر موارد در نظر گرفته می‌شود (اسماعیل‌نیا و وصفی اسفستانی، ۱۳۹۵: ۱۳۸).

۲-۲- اثرگذاری درآمدهای نفتی بر نزاع‌های داخلی و خارجی

پژوهشگران سال‌هاست این پرسش را مطرح کرده‌اند که چرا جنگ‌ها آغاز می‌شوند؟ به این پرسش پاسخ‌های بسیاری داده شده است. از جمله عواملی که این محققان به آن اشاره کرده‌اند، منابع طبیعی بوده است. از نظر فیلیپ بیلون[1]، منابع طبیعی در گذشته به عنوان ابزار یا اهداف جنگ و نیز اهداف استراتژیک مورد استفاده قرار گرفته است و در آینده نیز مورد استفاده قرار خواهد گرفت. وی اظهار می‌کند که بین جنگ، ثروت و قدرت رابطه ناگسستنی وجود دارد (بیلون، ۱۹۸۵: ۲۳۱).

از آنجا که منابع طبیعی به طور همگن در سراسر جهان وجود ندارد و تنها در برخی مناطق و تحت کنترل برخی کشورها یا گروه‌ها یافت می‌شود، از این‌رو جوامعی که به این منابع نیاز داشتند، برای دستیابی به آنها به اقدامات تهاجمی دست می‌زدند، بالاخص اگر این منابع طبیعی برای ادامه حیات فیزیکی یا اقتصادی سایر جوامع موردنیاز باشد. به عنوان مثال پس از جنگ جهانی دوم، نفت به مهمترین سوخت و منبع انرژی موتور اقتصادی کشورهای جهان تبدیل شد و کشورهای نفت‌خیز در معرض تهاجم دیگران قرار گرفتند. در این باره هامفریز معتقد است، حداقل شش مکانیسم می‌تواند رابطه بین منابع طبیعی و جنگ را توضیح دهد، که این مکانیسم‌ها عبارتند از: عملکرد شورشیان حریص داخلی، عملکرد دولت‌های حریص خارجی، نقش گروه‌های ناراضی، طرز عمل گروه‌های فرصت‌طلب، وجود دولت‌های ضعیف و وجود شبکه‌های پراکنده (هامفریز[2]، ۲۰۰۵: ۵۱۰).

به طور خلاصه می‌توان نتیجه گرفت که مواد خام یکی از مهمترین عوامل وقوع جنگ در کشورها و مناطقی است که از نعمت این منابع برخوردارند. از آنجا که خلیج فارس و کشورهای خاورمیانه به عنوان مهمترین کشورهای صادرکننده

1. Filippe Le Billon (1985)
2. Humphreys (2005)

و صاحب منابع عظیم نفتی شناخته شده‌اند، بنابراین این منابع نقش مهمی در درگیری‌ها و جنگ‌های منطقه بازی کرده‌اند (مهرابی‌نژاد، ۱۳۸۸: ۶۵؛ میرترابی و همکاران، ۱۳۹۰: ۳۶).

۲-۳- اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر یکپارچگی اقتصادی[1]

تئوری یکپارچگی اقتصادی دلالت بر آزادسازی تبعیض‌آمیز تجارت دارد و به صورت تجارت ترجیحی گروهی از کشورهای یک منطقه یا یک قاره با اعمال تبعیض تجاری علیه سایر کشورهای جهان (کشورهای غیرعضو) تعریف می‌شود. معنای متداول یکپارچگی اقتصادی از نظر روابط بین‌الملل این است که گروه‌ها و جوامع ذینفع با اتخاذ تصمیمات عقلایی و در بخش‌های مختلف علمی، اقتصادی، فنی و اجتماعی فعالیت دارند و با ملاحظه نتایج مثبت این همکاری، حوزه عمل و تصمیم‌گیری را به صورت افقی و عمودی تشکیل می‌دهند. می‌توان گفت که یکپارچگی اقتصادی و ترتیبات تجاری- منطقه‌ای یک گام اساسی به سمت جهانی شدن اقتصاد روی آورده تا بتوانند به مزیت رقابتی در بازارهای جهانی دسترسی پیدا کنند و مسائل تجاری و اقتصادی را در مقیاس منطقه‌ای حل و فصل کرده و زمینه ارتقاء سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را در درون منطقه فراهم نمایند.

همکاری‌های منطقه‌ای و جهانی در زمینه‌های اقتصادی، سیاسی و فرهنگی امری است که امروزه در جهان به چشم می‌خورد و زمینه اقتصادی این نوع همکاری‌ها بارزتر از بقیه بوده است تا جایی که دنیا شاهد حرکت اقتصادهای ملی به سمت تشکیل یک اقتصاد واحد جهانی است.

نزدیکی و ادغام اقتصادی کشورهایی که در یک منطقه قرار دارند، به واسطه فاصله کوتاهتر و کاهش هزینه‌های حمل‌ونقل از یک طرف و وجوه مشترک دیگری همانند تشابهات اقتصادی، فرهنگی، زبان و دین و ساختار اقتصادی از سوی دیگر می‌تواند یکپارچگی‌های اقتصادی مختلفی را برای کشورهای جهان حاصل نماید و امکان همکاری‌های اقتصادی و تجاری آنها را فراهم سازد. بنابراین روی آوردن به یکپارچگی‌های اقتصادی می‌تواند یکی از راه‌های مقابله با اثرات ناگهانی ورود به فرایند جهانی شدن نیز باشد و اقتصاد بسیاری از کشورهای در حال توسعه را در مقابل رقابت جهانی حفظ نماید.

در کل می‌توان گفت مزایای ناشی از یکپارچگی اقتصادی، در افزایش فرصت‌های یادگیری، سرریز دانش و تغییر روش‌های بهره‌وری نهفته است که خود باعث افزایش رشد اقتصادی یک کشور و حتی یک منطقه خواهد شد. از آنجایی که این منافع به صورت متقارن در سراسر جهان تحقق نیافته است، لذا وسعت یکپارچگی اقتصادی بستگی به شرایط یک کشور یا یک منطقه، سیاست‌های اساسی، محیط سازمانی، سرمایه انسانی و امنیت منطقه دارد. از سوی دیگر، وابستگی شدید به سرمایه‌های بین‌المللی، یک کشور را در معرض خطرات بحران مالی و انحرافات حساب جاری قرار می‌دهد.

شواهد تجربی گویای آن است که یکپارچگی اقتصادی در صورتی فزاینده رشد اقتصادی است که وابستگی کشورها را براساس عوامل نهادی و سیاستی داخلی و خارجی یک کشور تغییر دهد. به گونه‌ای که متزلزل شدن این عوامل باعث انحراف در مسیر جهانی شدن ملی و منطقه‌ای می‌شود. بروز نزاع‌های داخلی و خارجی یکی از این عوامل هستند که باعث ایجاد فضای ضد امنیتی در منطقه خواهند شد و تمایل به یکپارچگی اقتصادی کاهش می‌یابد (چانگ و همکاران[2]، ۲۰۰۹: ۳۷؛ هنری و همکاران[3]، ۲۰۱۲: ۷).

۲-٤- اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر کیفیت مؤسسات

کیفیت مؤسسات به عنوان یکی از مؤلفه‌های محیط سیاسی، یکی از ابعاد چارچوب نهادی جامعه محسوب می‌شود که تعیین کننده عملکرد اقتصادی جوامع است. ثبات سیاسی، موجب کاهش ریسک، کاهش نااطمینانی، افزایش اعتماد، گسترش ارتباطات و تعاملات بین بنگاه‌ها و گروه‌های مختلف اجتماعی، خلق نهادهای کارآمد، افزایش امنیت دارایی‌های فیزیکی و ذهنی افراد و در نتیجه اولین شالوده و پایگاه برای فعالیت‌های مولد و نوآوری‌هایی می‌شود که به جای حرکت در مسیر جریان عادی، جهش‌های اقتصادی را ممکن می‌سازد. در مقابل، بی‌ثباتی سیاسی اثر منفی بر قابل پیش‌بینی بودن محیط سیاسی، نرخ سرمایه‌گذاری، مدت زمان روی کار ماندن سیاست‌گذار و قابلیت دوام سیاست‌های عمومی می‌گذارد. همچنین بی‌ثباتی سیاسی باعث می‌شود تغییر ساختار قدرت با فرصت‌های انتقال ثروت همراه شود. علاوه بر این، دولت

1. Economic Integration

2. Chang et al. (2009)
3. Henry et al. (2012)

بی‌ثبات نمی‌تواند تعهدات سیاستی خود را در مسیر افزایش پس‌اندازها جامه عمل بپوشاند و در نتیجه به عملکرد بازارهای مالی آسیب می‌زند. در نتیجه ریسک سیاسی منجر به کاهش ظرفیت و توان حفظ امنیت سرمایه‌گذاران در آن کشور می‌گردد. همگی این موارد منجر به کاهش رشد اقتصادی در جامعه می‌شود (دوهان و هنرکسون[1]، ۲۰۰۷: ۲۴).

بی‌ثباتی سیاسی به عنوان مهمترین عامل داخلی اما برون‌ساختاری (اقتصادی) نزدیک‌ترین و معنادارترین تعامل را با مفهوم امنیت اقتصادی در تأثیرگذاری بر عوامل تولید داراست (زارعشاهی، ۱۳۷۹: ۲۲۶). در حالت کلی می‌توان ادعا نمود نقطه آغاز بی‌ثباتی سیاسی تقاضا برای تغییرات سیاسی است. این تقاضا از دو جنبه قابل بررسی است؛ از منظر نخست نیاز به تغییرات از ساختار داخلی حاکمیت سیاسی آغاز می‌شود که می‌تواند عوامل متعددی همچون به وجود آمدن اختلاف و کشمکش میان سیاست‌گذاران باشد. از منظر دوم، احساس نیاز به اعمال تغییرات از خارج سیستم به ساختار سیاسی تحمیل شود. اغلب منشأ این تقاضا می‌تواند افزایش سطح آگاهی مردم، نارضایتی از نظام سیاسی، فشار گروه‌های اپوزوسیون و غیره باشد.

حکومت نیز از طریق مشروعیت سیاسی یا تهدید و سرکوب به ثبات سیاسی دست می‌یابد. سرایت این تشنج و ناآرامی به فضای اجتماعی تمرکز لازم برای مدیریت اقتصادی را از بین می‌برد و چه بسا نوع کنش و تقابل اعتراضی فضای اجتماعی همچون اعتصابات، اقتصاد را با بحران‌ها و چالش‌های جدی مواجه می‌سازد. به هرحال، آنچه مسلم است بی‌ثباتی سیاسی فارغ از نوع و شدت خود همواره انرژی و پتانسیل‌هایی را که می‌بایست در مسیر رشد اقتصاد به کار گرفته شوند به یغما می‌برد و روند طبیعی سیستم اقتصادی را در اثر سوء مدیریت که ناشی از منازعات درون حزبی و برون حزبی باشد، منحرف می‌سازد و سرعت رشد اقتصادی را کند می‌سازد (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۸۰).

به طور کلی اهمیت مؤسسات در توسعه و رشد اقتصادی یک کشور دوطرفه است: اول اینکه کیفیت مؤسسات بر انگیزه‌های صرفه‌جویی، سرمایه‌گذاری و تجارت تأثیر می‌گذارد و دوم، تخصیص منابع اجتماعی مؤسسات را تعیین می‌کنند. مؤسساتی که حقوق مالکیت را محترم می‌شمارند، عملکرد بازاری خوبی دارند، قدرت پیش‌بینی و شفافیت در روند تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاری را نیز افزایش می‌دهند. بنابراین کیفیت مؤسسات باعث پاسخگو شدن دولت‌ها شده و پذیرش رشد اقتصادی بالاتر را تسهیل می‌کنند (اعجم آغلو[2]، ۲۰۰۱: ۱۳۷۴؛ اعجم آغلو و همکاران[3]، ۲۰۱۴: ۵؛ فتاس و میهو[4]، ۲۰۱۳: ۳۶۸؛ کترر و رودریگرز[5]، ۲۰۱۶: ۱۱).

۲-۵- اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی

نزاع، چه از نوع داخلی و چه از نوع خارجی، یکی از ابزارهای تحقق منافع گروه‌ها، نهادها و دولت‌ها به شمار می‌رود که برای کسب منافع موردنظر یا پایان دادن به مناقشه مورد استفاده قرار می‌گیرد، دانشمندان علوم سیاسی و سایر نظریه‌پردازان نوواقع‌گرا تأکید دارند که نزاع، انتخابی آگاهانه و حساب شده است و نه رویدادی انفجاری و خارج از اراده انسان‌ها و دولت‌ها (فیروزنیا و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۵).

نگاهی به نزاع‌های داخلی پس از سال ۱۹۶۰ نشان دهنده برخی الگوهای فضایی است که تقریباً ۷۵ درصد از نزاع‌های داخلی ناشی از همسایگی جغرافیایی بوده است. لذا این سرریز فضایی نزاع باعث ایجاد اثرات مخربی بر اقتصاد داخلی کشورهای همسایه خواهد شد که کانال‌های اثرگذاری آن به شرح زیر است:

- جریان‌های ورودی پناهندگان به کشور داخلی که می‌تواند در بی‌ثباتی وضعیت اقتصادی و سیاسی آن کشور تأثیر بگذارد (گلدیتسچ و همکاران[6]، ۲۰۰۲: ۶۲۰؛ مترنیچ و همکاران[7]، ۲۰۱۵: ۱۷).
- نزاع در کشور همسایه باعث یادگیری مشتاقان داخلی و تقلید فرصت‌ها می‌شود (بک[8]، ۲۰۱۴: ۴۲؛ گارسیا و ویمپی[9]، ۲۰۱۴: ۱۳).

این اثرات می‌توانند نزاع داخلی را تشدید نموده، نگرش عمومی مردم را به سوی خشونت معطوف نماید، به ویژه آنکه اگر کشور موردنظر ساختار اقتصادی و سیاسی ضعیفی داشته باشد، توانایی مقاومت در برابر این اثرات مخرب به شدت

1. Douhan & Henrekson (2007)

2. Acemoglu (2001)
3. Acemoglu et al. (2014)
4. Fatas & Mihov (2013)
5. Ketterer & Rodrguez (2016)
6. Gleditsch et al. (2002)
7. Metternich et al. (2015)
8. Bakke (2014)
9. Garcia & Wimpy (2014)

کاهش می‌یابد (لینک و همکاران[1]، ۲۰۱۵: ۳۱؛ بریت‌ویت[2]، ۲۰۱۰: ۳۱۲؛ ماوس و بریت‌ویت[3]، ۲۰۱۳: ۴۸۰).

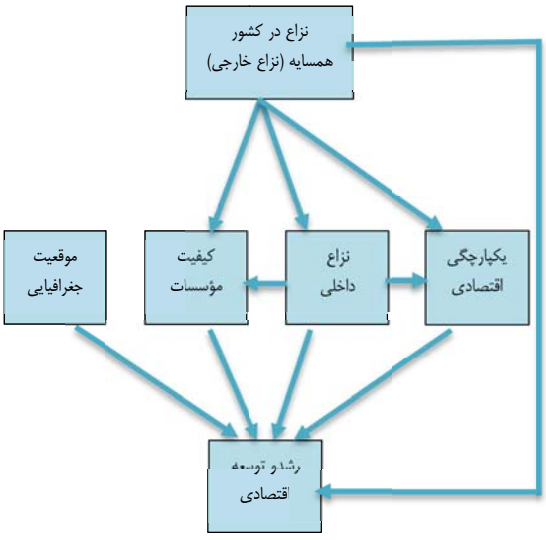
دولت‌های داخلی می‌توانند راهبردهای پیشگیرانه‌ای برای مقابله با اثرات مخرب به کار گیرند. از جمله هدایت و مداخله نظامی در کشور دارای نزاع (همانند عملکرد ایران در سوریه و عراق). در این صورت احتمال نزاع به ۸۰ درصد کاهش می‌یابد (بردسلی[4]، ۲۰۱۱: ۱۰۵۵). یکی دیگر از اقدامات پیشگیرانه سرکوب شورشیان بالقوه داخلی است. از دیدگاه توسعه، سرکوب‌گری باعث تضعیف دولت داخلی شده و قدرت پاسخگویی دولت به شهروندان را کاهش می‌دهد. لذا در این حالت، نزاع همسایه از طریق تضعیف کیفیت نهادی، باعث کاهش رشد اقتصادی کشور داخلی می‌شود. از دیگر اثرات فضایی نزاع‌های داخلی و خارجی می‌توان به کاهش تجارت و سرمایه‌گذاری اشاره نمود که در مجموع یکپارچگی اقتصادی را در مسیر رشد و توسعه اقتصادی کشورها دچار اختلال می‌کند. لذا در این مطالعه شروع فرایند اثرگذاری نزاع بر رشد اقتصادی از نزاع خارجی خواهد بود که ابتدا بر روی شکل‌گیری نزاع داخلی اثر گذاشته، سپس باعث تغییراتی در مؤلفه‌های اقتصادی و نهادی کشور داخلی همچون کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی خواهد شد و در نهایت رشد اقتصادی کشور داخلی را مختل می‌نماید.

در شکل (۱)، دو علت بنیادین رشد اقتصادی که توسط نزاع‌های همسایه شکل می‌گیرد؛ سرکوب پیشگیرانه که منجر به تضعیف کیفیت نهادی می‌شود و کاهش یکپارچگی اقتصادی. موقعیت جغرافیایی نیز یک عامل بیرونی نزاع است که با توجه به مرز جغرافیایی مشترک بین کشورها تعیین می‌شود. علاوه بر این کانال‌ها، خود نزاع داخلی که می‌تواند نشات گرفته از نزاع خارجی باشد، دارای اثر مستقیم بر رشد اقتصادی کشور داخلی است. به گونه‌ای که بر سرمایه‌های فیزیکی و انسانی در تابع رشد درون‌زا تأثیر گذاشته و موجب کاهش رشد اقتصادی شود (کیرمیگنانی و کلر[5]، ۲۰۱۸: ۴۸۶).

البته یک استدلال از اثرات مثبت نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی کشور داخلی وجود دارد و آن هم افزایش سهم نیروی کار به دلیل مهاجرت از کشورهای دارای نزاع است که احتمالاً این موضوع خود می‌تواند به تراکم زیرساخت‌های فیزیکی نیز دامن بزند. از سوی دیگر ابتکارات و خلاقیت‌هایی که به دلیل کاهش تجارت و خودکفایی در کشور داخلی ایجاد می‌شود، نمونه‌هایی از اثرات غیرمستقیم نزاع‌ها می‌باشد (کالی و همکاران[6]، ۲۰۱۵: ۸۹).

صندوق بین‌المللی پول در گزارشی اثرات تخریبی نزاع بر اقتصاد و اجتماع را به‌صورت زیر عنوان می‌کنند:

۱. کاهش شدید تولید ناخالص داخلی کشورهای درگیر جنگ
۲. اثر قابل ملاحظه بر همسایگان در قالب کاهش رشد اقتصادی
۳. بحران‌های پناه‌جویان از جمله تخریب اعتماد و از بین رفتن همبستگی اجتماعی و کیفیت نهادی
۴. کاهش سرمایه انسانی از طریق کاهش جمعیت و مهاجرت آنها
۵. از بین رفتن فرصت‌های شغلی و گسترش فقر
۶. تخریب سرمایه فیزیکی و زیرساخت‌ها
۷. تضعیف همبستگی اجتماعی و کیفیت نهادی[7]



شکل ۱. چارچوب مفهومی از اثرگذاری نزاع داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی

مأخذ: مطالعه کیرمیگنانی و کلر (۲۰۱۸)

۲-۶- مروری بر مطالعات تجربی داخلی و خارجی

بررسی مطالعات موجود در حوزه نزاع‌های داخلی و خارجی و اثرات آنها بر رشد اقتصادی نشان داد که تنها مطالعات اندکی

1. Linke et al. (2015)
2. Braithwaite (2010)
3. Maves & Braithwaite (2013)
4. Beardsley (2011)
5. Carmignani & Kler (2018)
6. Cali et al. (2015)
7. Economic Impact of Selected Conflicts in the Middle East, https://www.imf.org

آن هم به صورت پراکنده با مفاهیم دیگری همچون دموکراسی، امنیت، مخارج نظامی، بی‌ثباتی سیاسی و غیره انجام شده است که در ادامه به برخی از آنها اشاره خواهد شد.

۲-۶-۱- مطالعات تجربی خارجی

تیواری و تیواری[1] در مطالعه‌ای با استفاده از روش VECM اثرات مخارج دفاعی را بر رشد اقتصادی در کشور هندوستان مورد بررسی قرار دادند. نتایج تحقیق نشانگر رابطه منفی بین رشد اقتصادی و مخارج دفاعی است (تیواری و تیواری، ۲۰۱۰: ۱۱۷).

ییلدیریم و همکاران[2] در تحقیقی با عنوان "مخارج نظامی، رشد اقتصادی و سرریز فضایی: چشم انداز جهانی"، با استفاده از تلفیق مدل رشد سولو و مدل فدررم به بررسی رابطه بین رشد اقتصادی و مخارج نظامی پرداخته‌اند. این تحقیق با روش پانل دیتا و اطلاعات آماری ۱۳۳ کشور جهان برای سال‌های ۲۰۰۸-۲۰۰۰ انجام شده و نتایج به دست آمده نشان می‌دهد مخارج نظامی تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی کشورهای جهان دارد (ییلدیریم و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۱۱).

کنوتسن[3] به بررسی نوع رژیم و ظرفیت دولت کشورهای جنوب صحرای آفریقا و تأثیر آنها بر رشد اقتصادی پرداخته است. نتایج پژوهش بیانگر این است که دموکراسی بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت و معناداری دارد. همچنین بین دموکراسی و ظرفیت دولت بر رشد اقتصادی در این کشورها و در کل جهان اثر متقابل قوی‌ای وجود دارد (کنوتسن، ۲۰۱۲: ۳۹۳).

مان هو و دینوف[4] با استفاده از ترکیب مدل چندمتغیره خطی لگاریتمی و تجزیه و تحلیل تبعیض، رابطه بین رشد اقتصادی و صلح را مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق این فرض که در نظریه رشد نئوکلاسیک سایر متغیرهای برون‌زا از قبیل صلح، سیاست‌ها، تاریخ و فرهنگ و به طور کل نهادها، نقش مکانیکی و تعیین کننده (همانند عوامل کار، سرمایه و تکنولوژی) در رشد اقتصادی ندارند، به آزمون گذاشته شده و نتیجه‌گیری شده است که با وجود رابطه مثبت بین رشد اقتصادی و محیط صلح آمیز، این رابطه خطی و مکانیکی نیست (مان هو و دینوف، ۲۰۱۳: ۳۰).

کیرمیگنانی و کلر[5] در مطالعه‌ای به بررسی اثرات نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی پرداخته‌اند. در این مطالعه، مکانیزم‌های انتقال نزاع داخلی و خارجی در کشورهای دارای مرز جغرافیایی مشترک بر رشد و توسعه اقتصادی کشورهای داخلی با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی پروبیت و گشتاورهای تعمیم‌یافته مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج این مطالعه که برای تمام کشورهای دنیا انجام شده است، نشان از هزینه بالای نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی دارد (کیرمیگنانی و کلر، ۲۰۱۸: ۴۸۴).

۲-۶-۲- مطالعات تجربی داخلی

اصغرپور و همکاران در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه سیاسی و اجتماعی، اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۸۸-۱۳۳۹ را مورد بررسی قرار دادند. برای این منظور با استفاده از تکنیک APARCH اثر متغیر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی براساس دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی رسمی و بی‌ثباتی غیررسمی مورد آزمون قرار گرفته است. یافته‌های تجربی این مطالعه نشان می‌دهد متغیرهای مربوط به هر دو شاخص بی‌ثباتی سیاسی مذکور تأثیر منفی بر رشد اقتصادی دارند (اصغرپور و همکاران، ۱۳۹۲: ۱۷۵).

مطالعه گلخندان در ارتباط با تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته با استفاده از رهیافت GMM و داده‌های آماری سال‌های ۲۰۱۰-۱۹۹۴ نشان می‌دهد که تأثیر مخارج نظامی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه منفی بوده و آن تأثیر در کشورهای توسعه یافته مثبت بوده است (گلخندان، ۱۳۹۳: ۲۳). فیروزنیا و همکاران در مطالعه‌ای به تأثیر بروز جنگ تحمیلی بر روند توسعه اقتصادی روستاهای منتخب شهرستان مرزی قصرشیرین پرداخته‌اند. این پژوهش که مبتنی بر روش تحقیق توصیفی و تحلیلی و با تکمیل ۲۱۴ پرسش‌نامه خانوار و افراد خبره محلی و شورای اسلامی در روستاهای جنگ زده مورد مطالعه انجام پذیرفته است، مشخص می‌سازد که جنگ تحمیلی عراق علیه ایران سبب بروز تغییرات شدیدی در ابعاد اقتصادی به ویژه اشتغال، رکود فعالیت‌های اقتصادی، تخریب زیرساخت‌ها و همچنین عدم امکان استفاده از اراضی کشاورزی و کاهش جمعیت داشته و در مقابل روند توسعه کالبدی روستاها در نتیجه اجرای برنامه بازسازی در روستاهایی که بازسازی شده تسریع شده است (فیروزنیا و همکاران، ۱۳۹۵: ۱۰۳).

1. Tiwari & Tiwari (2010)
2. Yildrim et al. (2011)
3. Knutsen (2012)
4. Man Ho & Dinov (2013)
5. Carmignani & Kler (2018)

اسماعیل‌نیا و وصفی‌اسفستانی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر امنیت بر رشد اقتصادی در ایران و برخی کشورهای منتخب پرداخته‌اند. در این پژوهش آثار اقتصادی دو رویکرد سنتی و نوین امنیتی با استفاده از شاخص‌های مختلفی چون شکنندگی دولت‌ها، درک فساد، صلح و مخارج نظامی برای ۱۳۵ کشور در دو دوره زمانی ۲۰۰۴ تا ۲۰۱۴ و ۲۰۰۸ تا ۲۰۱۴ با استفاده از تحلیل پانل دیتا مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که شاخص‌های منبعث از رویکردهای سنتی، تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی ندارند و رویکردهای نوین به دلیل ساختارگرا بودن و توجه به طیف وسیعی از عوامل ناامن کننده ارتباط مثبتی با مؤلفه‌های اقتصادی در جوامع مختلف دارند (اسماعیل‌نیا و وصفی‌اسفستانی، ۱۳۹۵: ۱۲۷).

فقه‌مجیدی و همکاران در مطالعه‌ای به بررسی اثرات دموکراسی بر رشد اقتصادی در ۹۹ کشور در حال توسعه در دوره ۲۰۱۳-۱۹۸۰ با استفاده از روش پانل دیتا پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که در کشورهای با درآمد بالاتر از متوسط، اثر متغیرهای دموکراسی، شاخص خانه آزادی، آزادی مدنی، و حقوق سیاسی بر رشد اقتصادی، منفی و معنادار است. در کشورهای با درآمد پایین‌تر از متوسط اثر دموکراسی مثبت و معنادار بوده و مؤلفه‌های دیگر دموکراسی، اثر معناداری بر رشد اقتصادی ندارند (فقه‌مجیدی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۳۷).

با توجه به مطالعات تجربی انجام شده در حوزه اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی، در این مطالعه تلاش شده است به پیروی از مطالعه کیرمیگنانی و کلر (۲۰۱۸) از مدل‌های اقتصادسنجی پروبیت، حداقل مربعات و GMM سیستمی برای ۱۴ کشور منتخب منطقه خاورمیانه به بررسی اثرات نزاع خارجی بر مؤلفه‌های نهادی و ساختاری رشد اقتصادی از جمله یکپارچگی اقتصادی و کیفیت مؤسسات پرداخته و در نهایت در یک مدل جامع اثرات تمام این متغیرها بر رشد اقتصادی مورد بررسی و تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت. نکته بارز این مطالعه در مقایسه با مطالعه کیرمیگنانی و کلر (۲۰۱۸) در انتخاب کشورهای همگن می‌باشد که با توجه به ماهیت نفت‌خیز بودن و بحران‌های داخلی و خارجی که در خاورمیانه در طول سال‌های اخیر پیش آمده است، این دسته‌بندی انجام شده است.

۳- روش شناسی پژوهش

۳-۱- معرفی مدل‌های اقتصادسنجی گسسته و GMM سیستمی

مدل‌های اقتصادسنجی گسسته: در مدل‌های اقتصادسنجی اگر متغیر وابسته کیفی، حالت گسسته یا حالت رتبه‌ای داشته باشد، به عبارت دیگر، در اختیار کردن مقادیر خود، با محدودیت مواجه باشد؛ برای تخمین ضرایب باید از مدل‌های گسسته استفاده نمود و در صورت استفاده از رگرسیون‌های معمولی، ضرایب تخمینی نه تنها تورش‌دار، بلکه ناسازگار هم خواهند بود. بنابراین برای تخمین این مدل‌ها از مدل لاجیت و مدل پروبیت استفاده می‌شود (سوری، ۱۳۹۲: ۸۳۵). در مدل احتمال خطی وقوع پدیده y (متغیر وابسته صفر و یک) تابعی خطی از متغیرهای توضیحی است (هیل و همکاران[1]، ۲۰۰۸: ۲۳۲).

(۱)

$$P(y=1|X)=E(y=1|X)=X\beta=\beta_0+\beta_1X_{1t}+\cdots+\beta_kX_{kt}$$

اما در مدل لاجیت احتمال وقوع y تابعی خطی از متغیرهای توضیحی یعنی $X\beta$ نیست، بلکه این احتمال تابع توزیع لجستیک دارد (هیل و همکاران، ۲۰۰۸: ۲۳۹).

(۲)

$$P(y=1|X)=\Lambda(X\beta)=\frac{1}{1+e^{-X\beta}}$$

در این مدل از تخمین‌زننده‌ی حداکثر راست‌نمایی برای تخمین پارامترها استفاده می‌شود. مدل پروبیت دقیقاً مانند مدل لاجیت است با این تفاوت که احتمال وقوع متغیر وابسته دارای توزیع نرمال استاندارد شده است (ترین[2]، ۲۰۰۳: ۱۰۵).

(۳)

$$P(y=1|X)=\phi(X\beta)=\int_{-\infty}^{X\beta}\frac{1}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2}u^2}du$$

نکته قابل توجه در مدل‌های لاجیت و پروبیت چگونگی تفسیر ضرایب است. در این مدل‌ها علامت و معنی‌داری ضرایب دارای اعتبار هستند اما تفسیر ضرایب با محاسبه اثرات نهایی[3] مقدور می‌شود. اثرات نهایی مدل‌های غیرخطی مانند لاجیت و پروبیت به مانند اثرات جزئی مقدار قابلی نیستند و بسته به نقطه محاسبه، مقدار آنها نیز تغییر خواهد کرد. در این ارتباط سه انتخاب متداول وجود دارد: اثر نهایی در مقادیر نمونه و سپس محاسبه متوسط آن (AME)[4]، اثر نهایی در میانگین رگرسورهای نمونه (MEM)[5]، و اثر نهایی در مقادیر نماینده

1. Hill et al. (2008)
2. Train (2003)
3. Marginal Effects
4. Average Marginal Effect
5. Marginal Effect at Mean

رگرسورها (MER)[1]، بنابراین در الگوهای لاجیت و پروبیت به منظور بررسی تأثیر متغیرهای مستقل بر احتمالاًت پیش‌بینی شده متغیر وابسته یا برای انتخاب پیشنهادهای متناوب دیگر، اثر نهایی یا احتمال نهایی محاسبه می‌شود که با استفاده از رابطه (۴) می‌توان اثرات نهایی متغیرها را بر روی احتمالاًت به دست آورد (گرین[2]، ۲۰۱۲: ۶۹).

(۴)

$$\frac{\partial prob(y_{it}=j|x)}{\partial x} = \{\phi[\mu_{j-1} - \beta x] - \phi[\mu_{j-2} - \beta x]\} \times \beta$$

در این مطالعه با توجه به نتایج بدست آمده از مقایسه مدل‌های مختلف، بهترین نتایج مربوط به ضرایب مدل پروبیت می‌باشد.

روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی: وجود وقفه درون یک معادله رگرسیونی از سه طریق جزء خطا، مقادیر وقفه‌دار متغیر وابسته و مقادیر وقفه‌دار متغیرهای توضیحی نمود می‌یابد. رگرسیون با اجزای خطای پویا هنگامی مطرح می‌شود که متغیر وابسته وقفه‌داری در میان رگرس‌کننده‌ها حضور داشته باشد؛ یعنی:

(۵)

$$Y_{it} = \theta Y_{it-1} + \beta X_{it} + \mu_{it} + v_{it}$$
$$i = 1,2,\dots,N \quad t = 1,2,\dots,T$$

اندرسون و هسیائو[3] (۱۹۸۲) این الگو را به‌طور گسترده بررسی کرده‌اند. از آنجایی که Y_{it} تابعی از μ_{it} است، از این‌رو Y_{it-1} با اجزای خطا همبسته است. این موضوع نشان می‌دهد که تخمین‌زن OLS دارای تورش و ناسازگار است، حتی اگر v_{it}ها به طور سریالی همبسته نباشند، برای تخمین‌زن اثرات ثابت، تبدیل درون گروهی موجب حذف μ_{it}ها می‌شود، اما $\hat{Y}_{it-1}$ هنوز با $\hat{v}_{it}$ همبسته است؛ حتی اگر v_{it}ها به‌طور سریالی همبسته نباشند. آندرسون و هسیائو وقفه‌های بیشتری را برای سطح یا تفاوت متغیرهای وابسته به صورت ابزاری برای متغیرهای وابسته باوقفه در مدل‌های داده‌های ترکیبی پویا به منظور حذف اثر مقاطع پیشنهاد دادند. در واقع محققان مذکور پیشنهاد کردند برای خلاص شدن از μ_{it}ها، ابتدا از الگو، تفاضل اول گرفته و سپس از $\Delta Y_{it-2} = (Y_{it-2} - Y_{it-3})$ یا صرفاً Y_{it-2} به عنوان متغیر ابزاری برای $\Delta Y_{it-1} = (Y_{it-1} - Y_{it-2})$ استفاده می‌شود. متغیرهای ابزاری ΔY_{it} در محل متغیر وابسته و ΔY_{it-1} در محل متغیر باوقفه درون‌زا موجب حذف اثر واحد می‌شود. تخمین‌زن OLS و درون گروهی، درون‌زایی (همبستگی) متغیر وابسته وقفه‌دار را به حساب نمی‌آورد. برای رفع این نقص در رابطه (۶) جزء اخلال به صورت الگوی خطای دوطرفه تصریح شده است:

(۶)

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_i + v_i$$
$$i = 1,2,\dots,14 \quad t = 1996,\dots,2018$$

μ_i نشان دهنده اثرات خاص هر استان و λ_i نشان دهنده اثرات خاص سال است؛ آرلانو و باند[4] (۱۹۹۱) روش کلی سازگار تخمین لحظه‌ای را برای پارامترهای این نوع از مدل‌ها ارائه داده‌اند. این روش تخمین در مجموعه داده‌هایی با مقاطع زیاد و سری زمانی محدود قابل کاربرد است و نباید در جملات خطا خودهمبستگی وجود داشته باشد. ویژگی خاص روش GMM برای داده‌های پانل پویا این است که تعداد شرایط گشتاوری با T افزایش می‌یابد. دو عیب‌یابی با استفاده از روش GMM آرلانو و باند برای آزمون همبستگی سریالی مرتبه اول و دوم در اخلال‌ها محاسبه می‌شود. بنابراین آزمون سارگان[5] با فرض صفر مبنی بر اعتبار محدودیت بیش از حد شناسایی شده اجرا می‌شود. شواهد مجاب‌کننده‌ای وجود دارد که شرایط گشتاوری بسیار زیاد با وجود اینکه کارایی را افزایش می‌دهد، باعث اریب می‌شود.

بالتاجی[6] (۲۰۰۵) پیشنهاد می‌کند برای استفاده از مزیت کاهش اریب و از دست دادن کارایی، زیرمجموعه‌ای از این شرایط بکار گرفته شود. آرلانو و باند (۱۹۹۱) این ایده را با استفاده از ابزارهای در دسترس بیشتری، ارتقا داده‌اند. با گسترش روش GMM توسط هانسن[7] (۱۹۸۲)، بسیاری از وقفه‌های متغیر وابسته، متغیرهای از پیش تعیین شده و متغیرهای درون‌زا به عنوان متغیرهای ابزاری مجاز شناسایی شدند. این تخمین‌زن GMM مستلزم هیچ‌گونه دانشی در مورد شرایط اولیه یا اخلال‌های v_{it} و μ_{it} نیست و برای عملیاتی کردن این تخمین‌زن به جای Δv_{it} مقدار باقیمانده‌های تفاضل‌گیری شده قرار داده می‌شود که از تخمین‌زن سازگار مقدماتی $\hat{\theta}$ به‌دست آمده است. تخمین‌زن به‌دست آمده را تخمین‌زن GMM آرلانو و باند یک مرحله‌ای می‌نامند.

آرلانو و باند با استفاده از ماتریس متغیرهای ابزاری، تخمین‌زننده‌های GMM تک مرحله‌ای و دومرحله‌ای را ارائه

1. Marginal Effect at Representative Value
2. Greene (2012)
3. Anderson & Hsiao (1982)
4. Arellano & Bond (1991)
5. Sargan Test
6. Baltagi (2005)
7. Hansen (1982)

کردند. برای جمله خطاهای دارای واریانس همسان، آزمون سارگان به طور مجانبی دارای توزیع کای دو است. با این فرض آرلانو و باند خودهمبستگی مرتبه اول و دوم را برای تفاضل مرتبه اول جمله خطا آزمون کردند. البته اگر این روش برای دوره زمانی بسیار کوتاه پانل در نظر گرفته شود، نتایج ضعیف خواهد بود. آرلانو و باور[1] (۱۹۹۵) توضیح دادند که اگر معادلات اصلی در سطح به معادلات تفاضل مرتبه اول اضافه شوند، شرط گشتاورهای اضافه می‌تواند باعث افزایش کارایی مدل شود (تخمین‌زننده GMM سیستمی). این تخمین‌زننده توسط بلوندل و باند (۱۹۹۸) احیا و بازنگری شد. تخمین‌زننده GMM سیستمی نسبت به تخمین‌زننده آرلانو و باند دارای این مزیت است که تفاضل‌گیری از مدل باعث حذف اثرات ثابت شده و کارایی مدل را افزایش داده است (آرلانو و باور، ۱۹۹۵: ۳۲).

۳-۲- معرفی مدل و متغیرهای مورد استفاده

باتوجه به مبانی نظری ارائه شده، چارچوب مفهومی شکل (۱) و مطالعه کیرمیگنانی و کلر (۲۰۱۸) مدل‌های اقتصادسنجی زیر جهت برآورد اثرات نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی در ۱۴ کشور خاورمیانه در طول دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ تعیین می‌شود:

(۷)
$$CC_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 NC_{it} + \alpha_3 IQ_{it} + \alpha_4 LOILR_{it} + \alpha_5 LPOP_{it} + \alpha_6 LGDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۸)
$$IQ_{it} = \beta_1 + \beta_2 NC_{it} + \beta_3 CC_{it} + \beta_4 LOILR_{it} + \beta_5 LGDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۹)
$$EI_{it} = \gamma_1 + \gamma_2 NC_{it} + \gamma_3 CC_{it} + \gamma_4 LOILR_{it} + \gamma_5 LGDP_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۱۰)
$$GDPG_{it} = \delta_1 + \delta_2 GDPG_{it-1} + \delta_3 NC_{it} + \delta_4 CC_{it} + \delta_5 IQ_{it} + \delta_6 EI_{it} + \delta_7 LOILR_{it} + \delta_8 GCF_{it} + \delta_9 LLF_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در این معادلات:

CC_{it}: متغیر دامی برای نزاع داخلی که برای کشورهای درگیر نزاع داخلی یک و برای بقیه صفر درنظر گرفته شده است.

NC_{it}: متغیر دامی برای نزاع خارجی که برای کشورهای درگیر نزاع خارجی یک و برای بقیه صفر در نظر گرفته شده است.

IQ_{it}: شاخص ریسک سیاسی به عنوان شاخصی برای کیفیت مؤسسات در نظرگرفته شده است و به صورت میانگینی از ۶ متغیر؛ پاسخگویی، ثبات سیاسی و عدم خشونت، اثربخشی دولت، کیفیت مقررات، حاکمیت قانون و کنترل فساد محاسبه شده است.

EI_{it}: شاخص یکپارچگی اقتصادی که به صورت مجموع صادرات و واردات کالاها و خدمات تقسیم بر تولید ناخالص داخلی بدست آمده[2] و برحسب درصد می‌باشد.

$LOILR_{it}$: لگاریتم درآمدهای نفتی برحسب شاخص قیمت سال پایه ۲۰۱۰.

$LGDP_{it}$: لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه برحسب شاخص قیمت سال پایه ۲۰۱۰.

$LPOP_{it}$: لگاریتم جمعیت هر کشور

$GDPG_{it}$: رشد اقتصادی هر کشور خاورمیانه که به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی واقعی هر کشور در هر سال نسبت به سال قبل در نظر گرفته شده است.

$GDPG_{it-1}$: رشد اقتصادی با وقفه یک دوره

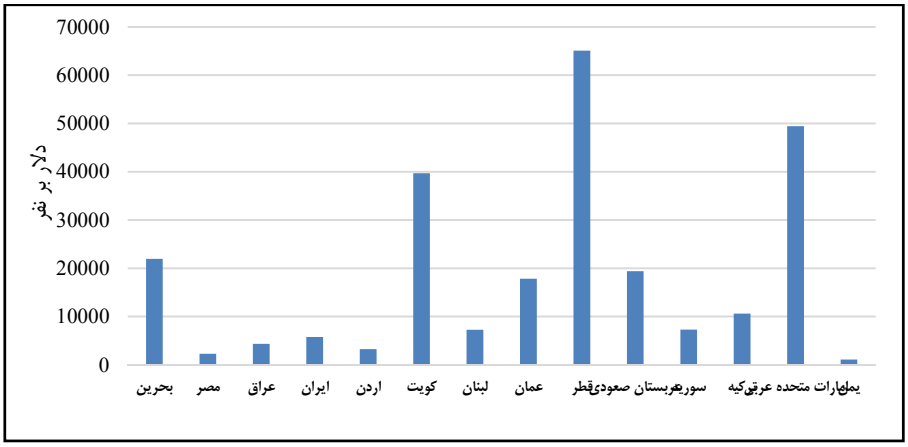
GCF_{it}: تشکیل سرمایه ثابت ناخالص به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی

LLF_{it}: لگاریتم تعداد نیروی کار در هر کشور

همانطور که ذکر شد، این معادلات برای ۱۴ کشور خاورمیانه؛ ایران، بحرین، مصر، عراق، اردن، کویت، لبنان، عمان، قطر، عربستان سعودی، سوریه، ترکیه، امارات متحده عربی، یمن برآورد می‌شوند. در شکل (۲)، میانگین تولیدناخالص داخلی واقعی سرانه کشورهای منتخب ترسیم و در جدول (۱) نیز سال‌های وقوع نزاع داخلی و خارجی در کشورهای منتخب و علت آنها ذکر شده است. قطر، کویت و امارات دارای بالاترین میزان تولید ناخالص داخلی به ازای هر نفر هستند و پایین‌ترین این نسبت مربوط به کشورهای یمن، مصر و اردن می‌باشد.

1. Arellano & Bover (1995)

۲. اصطلاح یکپارچگی اقتصادی دقیقاً مشابه بازبودن تجاری است ولی مطابق با مطالعه کیرمیگنانی و کلر (۲۰۱۸)، به دلیل آنکه تسهیل تجارت در یک کشور، به امنیت داخلی و خارجی بستگی دارد، لذا این نشان از یکپارچگی یا عدم یکپارچگی شرایط اقتصادی است و به همین خاطر از این اصطلاح استفاده شده است.



شکل ۲. میانگین تولید ناخالص داخلی واقعی سرانه در کشورهای خاورمیانه برای دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶

مأخذ: داده‌های بانک جهانی

جدول ۱. سال‌های وقوع نزاع داخلی و خارجی در کشورهای خاورمیانه طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶

کشورها	نزاع داخلی	نزاع خارجی
بحرین	بهار عربی: ۲۰۱۱ تا کنون	اشغال عراق: ۱۱۰۳-۲۰۰۳
مصر	بهار عربی: ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۳	آشوب در لیبی: ۲۰۱۱ تاکنون
عراق	جنگ داخلی کردها: ۱۹۹۷-۱۹۹۶	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۷-۲۰۱۴ جنگ سوریه: ۲۰۱۷-۲۰۱۱
ایران	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۷-۲۰۱۴
اردن	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۷-۲۰۱۴ جنگ سوریه: ۲۰۱۷-۲۰۱۱ جنگ حزب‌الله و اسرائیل در جنوب لبنان: ۲۰۰۶
کویت	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۷-۲۰۱۴
لبنان	جنگ‌های داخلی جنوب لبنان: ۲۰۰۰-۱۹۸۵	جنگ حزب‌الله و اسرائیل، در جنوب لبنان: ۲۰۰۶ جنگ سوریه: ۲۰۱۷-۲۰۱۱
عمان	–	–
قطر	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳
عربستان	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۸-۲۰۱۴ جنگ داخلی یمن: ۲۰۱۵ تاکنون جنگ سوریه:۲۰۱۷-۲۰۱۱
یمن	بهار عربی: ۲۰۱۱ تاکنون	–
ترکیه	جنگ داخلی با کردهای ترکیه ۲۰۱۲-۱۹۹۶ ۲۰۱۵ تاکنون	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ بحران داعش به عراق: ۲۰۱۷-۲۰۱۴ جنگ سوریه: ۲۰۱۷-۲۰۱۱
امارات	–	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳
سوریه	بهار عربی و جنگ داعش: ۲۰۱۱ تاکنون	اشغال عراق: ۲۰۱۱-۲۰۰۳ جنگ حزب‌الله و اسرائیل در جنوب لبنان: ۲۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤- نتایج برآورد مدل

٤-١- نتایج آزمون‌های ریشه واحد پانلی

یکی از مشکلات عمده در رگرسیون سری‌های زمانی پدیده رگرسیون ساختگی است. یعنی علیرغم ضریب تعیین بالا ولی رابطه معناداری بین متغیرها وجود ندارد. مسئله رگرسیون ساختگی می‌تواند برای مدل تلفیقی و پانلی نیز همانند مدل‌های سری زمانی مطرح گردد. لذا قبل از برآورد مدل، لازم است مانایی متغیرهای مورد استفاده در مدل و همچنین وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها بررسی شود. به‌منظور بررسی مانایی متغیرها از آزمون‌های ریشه واحد پانلی لوین، لین و چو[1] (۲۰۰۲)، ایم، پسران و شین[2] (۲۰۰۳)، فیلیپس و پرون[3] (۱۹۸۸) و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[4] (۲۰۰۱) استفاده شده است. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۲) ارائه شده است. فرضیه صفر این آزمون‌ها، بیانگر نامانایی متغیرها است.

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون‌های ریشه واحد پانلی (با در نظر گرفتن عرض از مبدأ)

متغیرها	طول وقفه	آماره آزمون LLC	آماره آزمون IPS	آماره آزمون ADF	آماره آزمون PPF
EI	۰	*۰/۵۷۱۹ (۰/۲۸۳۷)	-۰/۷۵۵۹ (۰/۲۲۴۸)	۲۹/۴۰۳۶ (۰/۲۹۳۰)	۲۸/۴۹۵۷ (۰/۳۳۴۵)
D(EI)	۱	-۱۱/۸۵۶۷ (۰/۰۰۰۰)	-۱۰/۴۳۸۲ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۳/۳۸۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۳/۸۹۱ (۰/۰۰۰۰)
GDPG	۰	-۴/۸۶۳۱ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۴۸۷۲ (۰/۰۰۰۰)	۹۳/۳۹۸۴ (۰/۰۰۰۰)	۹۶/۵۸۶۲ (۰/۰۰۰۰)
IQ	۰	-۲/۴۷۵۹ (۰/۰۰۶۶)	-۳/۶۰۷۷ (۰/۰۰۳۹)	۴۳/۰۲۸۸ (۰/۰۳۴۶)	۴۶/۶۳۴۹ (۰/۰۱۵۰)
LGDP	۰	۰/۰۵۰۹ (۰/۵۲۰۳)	۱/۲۳۳۶ (۰/۸۹۱۳)	۲۵/۳۲۱۹ (۰/۶۱۰۳)	۱۵/۴۲۲۶ (۰/۹۷۳۶)
D(LGDP)	۱	-۵/۴۷۴۹ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۸۱۲۰ (۰/۰۰۰۰)	۱۰۴/۲۵۷ (۰/۰۰۰۰)	۱۲۷/۹۳۹ (۰/۰۰۰۰)
LPOP	۰	۳/۴۱۹۳ (۰/۹۹۹۷)	۶/۵۲۸۲ (۱/۰۰۰۰)	۱۸/۱۲۱۴ (۰/۹۲۳۱)	۳۹/۱۶۵۴ (۰/۰۷۸۳)
D(LPOP)	۱	-۸/۴۳۴۸ (۰/۰۰۰۰)	-۹/۸۴۰۸ (۰/۰۰۰۰)	۱۴۹/۰۲۷ (۰/۰۰۰۰)	۵۱/۸۱۰۶ (۰/۰۰۴۰)
LOILR	۰	-۲/۹۰۶۶ (۰/۰۰۱۸)	-۲/۱۶۲۲ (۰/۰۱۵۳)	۴۱/۰۲۷۰ (۰/۰۳۰۸)	۴۱/۱۹۹۹ (۰/۰۲۹۶)

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

مأخذ: نتایج تحقیق

1. Levin, Lin and Chu (LLC)
2. Im, Pesaran and Shin (IPS)
3. Phillips & Perron (PP)
4. Augmented Dicky Fuller (ADF)

بررسی مقادیر آماره‌های محاسبه شده و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد که متغیرهای یکپارچگی اقتصادی، لگاریتم جمعیت و لگاریتم تولیدسرانه در سطح مانا نبوده ولی با یکبار تفاضل‌گیری مانا شدند. سایر متغیرها با دارا بودن میانگین، واریانس و ساختار خودکوواریانس ثابت در روند سری زمانی خود، فرضیه صفر مبنی بر نامانایی در سطح اطمینان ۹۵ درصد را رد کرده و لذا در سطح مانا می‌باشند.

٤-٢- نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی پانلی

از آنجایی که متغیرهای الگو طبق آزمون‌های ریشه واحد جواب یکسانی در مورد مانایی متغیرها گزارش نمی‌دهند، برای پرهیز از وجود رگرسیون کاذب در تخمین‌ها، باید هم‌انباشتگی بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل موردبررسی قرار گیرد. برای این منظور جهت بررسی و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو از آزمون هم‌انباشتگی کائو[5] (۱۹۹۹)، که بر پایه‌ی انگل-گرنجر است، استفاده می‌شود. فرضیه صفر این آزمون، عدم وجود هم‌انباشتگی است. نتایج در جدول (۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی کائو

آماره ADF	آماره t	سطح احتمال
معادله نزاع داخلی	-۲/۷۶۸۸	۰/۰۰۲۸
معادله کیفیت مؤسسات	-۱/۸۶۴۵	۰/۰۳۱۱
معادله یکپارچگی اقتصادی	-۳/۲۲۶۱	۰/۰۰۰۱
معادله رشد اقتصادی	-۲/۱۸۴۸	۰/۰۰۸۲

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۳)، وجود هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو رد نخواهد شد و فرضیه صفر مبنی بر وجود هم‌انباشتگی تأیید می‌شود. بنابراین وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت و عدم وجود رگرسیون کاذب نیز بین متغیرهای الگو در هر چهار مدل تأیید خواهد شد.

٤-٣- انتخاب میان اثرات ثابت و اثرات تجمیعی (آزمون چاو)

آزمون چاو برای آزمون انتخاب بین حداقل مربعات معمولی و مدل اثرات ثابت به کار می‌رود. در صورت تأیید اثرات ثابت، مدل از طریق داده‌های تابلویی برآورد می‌شود، در غیر این صورت به روش OLS تخمین زده می‌شود، زیرا فقط داده‌ها

5. Kao (1999)

روی هم انباشته شده‌اند و تفاوت میان آنها نادیده گرفته می‌شود. فرضیات این آزمون براساس μ_iها، که معرف اثرات ثابت هستند، به صورت زیر است:

(۱۱)

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_N = 0 \\ H_1: \text{حداقل یکی از } \mu_i \text{ها مخالف صفر است} \end{cases}$$

نتایج در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به مقادیر آماره‌های محاسبه شده و سطح احتمال آن در هرچهار مدل، فرضیه صفر را نمی‌توان پذیرفت و بنابراین مدل‌ها به روش داده‌های تابلویی برآورد خواهد شد.

جدول ٤. نتایج آزمون‌ها

معادلات	معادله نزاع داخلی		معادله یکپارچگی اقتصادی		معادله کیفیت مؤسسات		معادله رشد اقتصادی	
	آماره	درجه زادی	آماره	درجه زادی	آماره	درجه زادی	آماره	درجه زادی
آزمون چاو	*۲۰/۵۷ (۰/۰۰۰)	{۱۳،۳۰۴}	۶۱/۸۷ (۰/۰۰۰)	{۱۲،۲۸۲}	۹۳/۹۸ (۰/۰۰۰)	{۱۳،۳۰۴}	۲/۰۸ (۰/۰۰۰)	{۱۲،۲۸۱}
آزمون بروش–پاگان	۴۸۵/۷۱ (۰/۰۰۰)	۱	۱۴۲۸/۷۲ (۰/۰۰۰)	۱	۲۰۵۵/۱۲ (۰/۰۰۰)	۱	۳۹/۶۵ (۰/۰۰۰)	۱
آزمون هاسمن	۱۲/۳۵ (۰/۰۱۴۹)	۴	۴/۶۲ (۰/۳۲۸۳)	۴	۰/۹۶ (۰/۹۱۶۴)	۴	۳/۵۵ (۰/۶۱۵۲)	۵

*اعداد بالا ضرایب آماره آزمون‌های مربوط به معادلات، اعداد داخل پرانتز احتمال آنها می‌باشند.

مأخذ: نتایج تحقیق

٤-٤- انتخاب میان اثرات تصادفی و اثرات تجمیعی (آزمون LM)

برای این منظور از آزمون ضریب لاگرانژ (LM) بروش پاگان[1] استفاده می‌شود. ابتدا مدل با اثرات تصادفی را برآورد کرده و سپس آزمون ضریب لاگرانژ انجام می‌شود. نتایج در جدول (۴) حاکی از آن است که فرضیه صفر مبنی بر وجود اثرات تجمیعی در هرچهار مدل رد شده و بنابراین اثرات تصادفی پذیرفته شده است.

٤-٥- انتخاب میان اثرات ثابت و تصادفی (آزمون هاسمن)

برای تخمین مدل با داده‌ها به طور کلی دو روش عمومی وجود دارد که عبارتند از؛ روش اثرات ثابت و اثرات تصادفی. جهت تعیین بکارگیری روش مناسب، آزمون هاسمن بکار گرفته می‌شود. در تخمین اثرات ثابت، فرض می‌شود عرض از مبدأ برای هریک از کشورها وجود دارد که متفاوت از سایر کشورهاست و این عرض از مبدأ می‌تواند با متغیرهای توضیحی مدل همبستگی داشته یا نداشته باشد که این روش به روش حداقل مربعات مجازی (LSDV) معروف است. ضمن اینکه در این مدل اثر زمان دیده نمی‌شود و تنها اثرات بخشی در نظر گرفته می‌شود. در حالی که در مدل اثرات تصادفی، اثرات انفرادی در طول زمان ثابت هستند، ولی در میان کشورها تغییر می‌کنند. فرضیه صفر در آزمون هاسمن به صورت زیر بیان می‌گردد:

(۱۲)

$$\begin{cases} H_0: \beta_{FE} = \beta_{RE} \\ H_1: \beta_{FE} \neq \beta_{RE} \end{cases}$$

در صورت رد فرضیه صفر، روش اثرات ثابت سازگار و اثرات تصادفی ناسازگار است و باید از روش اثرات ثابت استفاده کرد. با توجه به نتایج ارائه شده در جدول (۴)، تنها معادله نزاع داخلی به روش اثرات ثابت برآورد می‌شود، در سایر معادلات روش اثرات تصادفی پذیرفته شده است.

٤-٦- نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها

در این مرحله با توجه به چارچوب مفهومی شکل (۱) و معادلات (۷)- (۱۰)، ابتدا اثرگذاری نزاع خارجی بر نزاع داخلی مورد سنجش و تحلیل قرار می‌گیرد، به این منظور در معادله نزاع داخلی، چون متغیر دامی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است، لذا روش برآورد به یکی از روش‌های مدل‌های اقتصادسنجی گسسته است که از بین آنها مدل

1. Brush- Pagane

پروبیت بهترین نتایج ممکن را ارائه نمود. باتوجه به آزمون‌های تشخیص و درستی مدل، آماره مک فادن نشان از درصد بالای پیش‌بینی برآورد مدل و نتایج سایر آزمون‌ها نیز حاکی از معنادار بودن کل رگرسیون برآوردی است. در جدول (۵)، نتایج حاصل از برآورد این مدل ارائه شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد معادله نزاع داخلی به روش پروبیت پانلی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	سطح احتمال
نزاع خارجی	۰/۲۷۶۲	۰/۱۹۰۳	۳/۴۵۱۱	۰/۰۰۶۷
کیفیت مؤسسات	−۱/۴۹۳۱	۱/۰۱۷۷	−۲/۴۴۹۷	۰/۰۱۴۳
لگاریتم درآمدهای نفتی	−۰/۰۱۷۷	۰/۰۰۵۹	−۳/۰۰۰۶	۰/۰۰۲۷
لگاریتم تولید ناخالص داخلی سرانه	۰/۱۸۳۷	۰/۰۸۹۰	۲/۰۶۴۲	۰/۰۳۹۰
لگاریتم جمعیت	۰/۴۹۵۸	۰/۱۰۴۹	۴/۷۲۵۳	۰/۰۰۰۰
عرض از مبدأ	−۱۱/۵۴۳۸	۲/۸۴۲۲	−۴/۰۶۱۴	۰/۰۰۰۰
آزمون‌های تشخیص و درستی مدل				
آماره R^2 مک فادن	۰/۷۴۱۳			
آزمون والد	۲۷/۰۵			۰/۰۰۰۱
آزمون LR	۴۷/۳۹۱۱			۰/۰۰۰۰
آزمون حداکثر درست‌نمایی	−۱۴۸/۶۶۰۷			

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به نتایج برآورد معادله نزاع داخلی در جدول (۵) و با فرض ثابت بودن سایر ضرایب، افزایش نزاع خارجی موجب افزایش ۰/۲۷۶۲ واحدی در نزاع داخلی می‌شود. می‌توان گفت در این حالت راه‌های نفوذ دشمنان و مخالفان بیشتر باز می‌شود و زمینه‌های شکل‌گیری نزاع داخلی نیز افزایش می‌یابد. لذا زمانی که در بیرون از مرزهای یک کشور، جنگ و نزاعی در حال شکل‌گیری است، بایستی بیشتر از هر زمان دیگری به چارچوب‌های نهادی و سیاستی داخلی توجه ویژه‌ای نمود تا از بروز نزاع‌های داخلی نیز جلوگیری شود.

با افزایش کیفیت مؤسسات به عنوان شاخصی از ریسک سیاسی و کیفیت نهادی، نزاع داخلی کاهش می‌یابد. مسلماً اگر نهادها و سازمان‌های یک کشور در چارچوب قوانین کشوری فعالیت کنند، امنیت داخلی از هر لحاظی برقرار خواهد شد.

با افزایش درآمدهای نفتی، میزان نزاع داخلی کاهش یافته است، این اثر را می‌توان ناشی از سهم بالای درآمدهای نفتی در اقتصاد کشورهای نفت‌خیز خاورمیانه دانست، به طوری که هر گونه تغییر و نوسان در درآمدهای نفتی، موجب بروز مشکلاتی در امنیت داخلی کشورها می‌شود. ولی با افزایش تولید سرانه، نزاع داخلی افزایش یافته است، این موضوع حاکی از بحران‌های منطقه‌ای در طول سال‌های اخیر است که منجر به فعالیت‌های اقتصادی موفقی در منطقه نشده است و رشد اقتصادی کشورهای منطقه رو به کاهش بوده است.

از سوی دیگر افزایش جمعیت در این کشورها، زمینه‌های اختلاف عقاید، باورها و سلایق را افزایش داده و در نهایت منجر به افزایش ۰/۴۹۵۸ درصدی در نزاع‌های داخلی می‌شود. لذا بایستی در حوزه فرهنگ سازی و روابط اجتماعی جهت افزایش جمعیت تدابیری اعمال شود.

جدول ٦. نتایج حاصل از برآورد معادلات یکپارچگی اقتصادی و کیفیت مؤسسات به روش اثرات تصادفی حداقل مربعات معمولی تعمیم یافته

متغیرها	معادله رگرسیون یکپارچگی اقتصادی		معادله رگرسیون کیفیت مؤسسات	
	ضریب	سطح احتمال	ضریب	سطح احتمال
نزاع داخلی	−۰/۰۹۹۸	۰/۰۰۲۸	−۰/۱۰۹۰	۰/۰۱۱۰
نزاع خارجی	−۰/۸۰۲۲	۰/۰۰۰۰	−۰/۰۲۰۶	۰/۰۰۳
لگاریتم تولید سرانه	۰/۶۰۲۱	۰/۰۰۰۰	۰/۰۱۴۸	۰/۰۰۵۱
لگاریتم درآمدهای نفتی	۰/۶۷۳۲	۰/۰۰۰۰	−۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۷۶
عرض از مبدأ	۲۱/۷۱۸۷	۰/۰۸۲۵	۰/۴۱۷	۰/۰۰۰۰
آزمون‌های تشخیص و درستی مدل				
آماره R^2	۰/۸۸۴۴		۰/۸۱۵۱	
آماره $\overline{R}^2$	۰/۸۷۷۹		۰/۸۰۴۷	
آماره F	۱۳۴/۹۴۵۷	۰/۰۰۰۰	۸۷/۸۴۱۹	۰/۰۰۰۰
آماره دوربین- واتسون	۱/۹۸۵۰		۲/۰۷۱۳	

مأخذ: نتایج تحقیق

دو معادله یکپارچگی اقتصادی و کیفیت مؤسسات نیز به روش اثرات تصادفی حداقل مربعات تعمیم‌یافته برآورد می‌شوند. در این معادلات با توجه به نتایج آزمون‌های درستی مدل، ضریب تعیین (R^2) و ضریب تعیین تعمیم‌یافته ($\bar{R}^2$) نشان از قدرت توضیحی دهندگی بالای متغیرهای توضیحی در متغیر وابسته دارند. آماره F نشان از معناداری کل رگرسیون و آماره

دوربین- واتسون نیز حاکی از عدم وجود خودهمبستگی بین اجزاء اخلال است. لذا ضرایب برآوردی جهت تجزیه و تحلیل مناسب هستند. نتایج این دو معادله در جدول (۶) ارائه شده است.

نتایج حاصل از برآورد دو معادله یکپارچگی اقتصادی و کیفیت مؤسسات نشان می‌دهد، اثرات هردو نزاع داخلی و خارجی بر متغیرهای وابسته منفی و معنادار می‌باشد. ولی نکته بارز در میزان اثرگذاری این دو متغیر است. در معادله یکپارچگی اقتصادی به جهت تعامل با دنیای خارج و تجارت، اثرگذاری نزاع خارجی بیشتر از نزاع داخلی است ولی در معادله کیفیت مؤسسات به دلیل ماهیت این شاخص در نهادها و سازمان‌های داخلی، نزاع داخلی نسبت به نزاع‌های خارجی بیشترین اثرگذاری را بر این شاخص دارند.

افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه باعث افزایش مثبت و معناداری بر شاخص‌های کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی می‌شود. البته این اثرگذاری بر یکپارچگی اقتصادی بیشتر از کیفیت مؤسسات است.

ولی درآمدهای نفتی دارای اثر منفی و معناداری بر شاخص کیفیت مؤسسات است، در حالی که در معادله یکپارچگی اقتصادی این اثر مثبت و معنادار است. دلیل این رابطه را می‌توان در این موضوع دانست که تکیه بر درآمدهای نفتی در چارچوب نهادی یک کشور مصداق نفرین منابع است ولی در چارچوب خارجی، به حفظ تعامل و صادرات، افزایش سرمایه‌گذاری‌های خارجی کمک بسیاری می‌کند.

در نهایت در مدل رشد اقتصادی، به دلیل وجود یک وقفه از متغیر وابسته که در محل متغیرهای توضیحی وجود دارد، از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی آرلانو و باور/ بلوندل و باند (۱۹۹۵) آرلانو و باند (۱۹۹۱) تحت نرم‌افزار استتا استفاده شده است. کلیه متغیرهای توضیحی به غیر از متغیرهای وقفه‌دار وابسته، برون‌زا می‌باشند. متغیرهای برون‌زا متفاوت از متغیرهای ابزاری در نظر گرفته شده‌اند. لازم به ذکر است تخمین‌ها براساس فرض همسانی واریانس‌ها ارائه شده‌اند. نتایج آزمون سارگان، وجود ناهمسانی در جملات خطا و همچنین اعتبار محدودیت بیش از حد شناسایی شده را رد می‌کند. لذا اعتبار متغیرهای ابزاری در مدل‌های برآوردی تأیید می‌شود. نتایج آزمون آرلانو و باند نشان‌دهنده وجود خودهمبستگی مرتبه اول و رد خودهمبستگی مرتبه دوم در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول است و بدین ترتیب در مدل برآوردی تورش تصریح وجود ندارد. نتایج آزمون والد نیز حاکی از اعتبار و معنادار بودن کلیه‌ی ضرایب برآوردی است و لذا فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در کشورهای منتخب در سطح معناداری یک درصد رد می‌شود. نتایج حاصل از تخمین این مدل در جدول (۷) ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج حاصل از برآورد معادله رشد اقتصادی به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته سیستمی

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره z	سطح احتمال z
رشد اقتصادی با یک دوره وقفه	-۰/۱۹۸۲	۰/۰۶۴۱	-۳/۱۳	۰/۰۰۲
نزاع داخلی	-۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۵۱	-۲/۹۸	۰/۰۰۵
نزاع خارجی	-۰/۳۵۲۱	۰/۰۵۸۷	-۲/۶۷	۰/۰۰۳
شاخص کیفیت مؤسسات	۰/۷۶۱۲	۰/۰۵۲۱	۳/۱۴	۰/۰۰۰
شاخص یکپارچگی اقتصادی	۰/۰۳۱۲	۰/۰۳۵۱	۲/۷۸	۰/۰۰۶
لگاریتم درآمدهای نفتی	-۰/۳۲۷۱	۰/۰۶۷۱	-۳/۰۱	۰/۰۰۱
سرمایه ثابت ناخالص	۰/۰۱۹۲	۰/۰۰۱۴	۴/۰۵	۰/۰۰۰
نیروی کار	۰/۳۴۱۱	۰/۰۲۴۱	۳/۱۹	۰/۰۰۰
عرض از مبدأ	۰/۴۲۱۵	۰/۶۹۶۴	۶/۰۴	۰/۰۰۰
آزمون‌های تشخیص و درستی مدل				
آزمون سارگان- Sargan test			۲۸/۲۰۱۳	۰/۴۸۶۵
آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند Arellano-Bond test		AR(1)	-۱/۰۳۵۹	۰/۰۷۵۵
		AR(2)	-۱/۴۲۴۲	۰/۷۸۱۲
آزمون والد- Wald test			۵۷/۸۶	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

باتوجه به نتایج بدست آمده از برآورد مدل نهایی اثرات نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای خاورمیانه، می‌توان گفت با افزایش نزاع‌های داخلی و خارجی، میزان رشد اقتصادی در این کشورها کاهش یافته، البته نسبت کاهش رشد اقتصادی ناشی از نزاع‌های خارجی نسبت به داخلی بیشتر است. به دلیل هزینه‌های بالای تأمین امکانات و تجهیزات دفاعی و سایر ادوات جنگی، میزان رشد اقتصادی در جنگ‌های خارجی برای یک کشور کاهش بیشتری خواهد داشت. در حالی که در نزاع‌های داخلی به دلیل متزلزل شدن پایه‌های حکومتی و نهادی یک کشور، بی‌ثباتی‌های سیاسی و

اقتصادی، رشد اقتصادی در بلندمدت کاهش بیشتری خواهد داشت.

رشد اقتصادی دوره گذشته نیز دارای رابطه منفی با رشد اقتصادی دوره جاری است. به عبارتی اگر رشد اقتصادی در دوره قبل افزایش یابد منجر به کاهش رشد اقتصادی در دوره فعلی خواهد شد. دلیل این وضعیت را می‌توان در بی‌ثباتی و ناپایداری رشد اقتصادی در این کشورها دانست که تداوم لازم را برای سیر صعودی در بلندمدت ندارد.

شاخص کیفیت مؤسسات به عنوان یک شاخص نهادی و حکومتی و شاخص یکپارچگی اقتصادی نیز به عنوان یک شاخص تعامل خارجی و تجارتی باعث افزایش رشد اقتصادی خواهند شد. در مقایسه بین این دو شاخص نیز می‌توان گفت، کیفیت مؤسسات بیشتر از یکپارچگی اقتصادی موجب افزایش رشد اقتصادی خواهد شد و این موضوع به لزوم ثبات حاکمیت و نظام موجود در یک کشور بستگی دارد که موجب ایجاد امنیت داخلی و خارجی خواهد شد و در سایه آن رشد اقتصادی بیشتری را می‌توان شاهد بود.

افزایش درآمدهای نفتی به عنوان یکی از منابع درآمدی دولت در کشورهای مورد بررسی، باعث افزایش رشد اقتصادی به میزان ۰/۵۵ واحد شده است. از آنجایی که کشورهای خاورمیانه اکثرا به عنوان کشورهای نفت‌خیز در کل دنیا شناخته شده‌اند، لذا درآمدهای نفتی دارای سهم بالایی در تولید ناخالص داخلی این کشور است و این انتظار وجود دارد که با افزایش آن، رشد اقتصادی در کشورهای مربوطه افزایش یابد ولی بایستی توجه نمود که درآمدهای نفتی، درآمدهای ناپایدار و بی‌ثبات این گونه کشورها هستند و بایستی در بلندمدت جایگزین درآمدی پایدارتری انتخاب نمود.

همچنین با وارد نمودن دو متغیر اصلی نیروی کار و سرمایه در تابع رشد، اثرات این دو متغیر بر رشد اقتصادی مثبت و معنادار بوده است، به طوری که با افزایش تعداد نیروی کار و میزان سرمایه، رشد اقتصادی به ترتیب ۰/۳۴ و ۰/۰۱۹ درصد افزایش می‌یابد.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

ایجاد امنیت یکی از بسترهای مهم رشد اقتصادی است و مهمترین اثرات اقتصادی امنیت در پدیده سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی تبلور می‌یابد. امنیت به تنهایی در توان دفاعی و صرف مخارج نظامی خلاصه نمی‌شود و همان‌گونه که در رویکردهای نوین بررسی‌های امنیت مشاهده می‌شود، امنیت به معنی نبود تهدیدهاست. رهایی بخشی و آزاد ساختن مردم از آن دسته قیدوبندهای فیزیکی و انسانی که آنان را از انجام آنچه آزادانه تصمیم به انجامش می‌گیرند، باز می‌دارد. نزاع‌های داخلی و خارجی هرکدام به نوبه خود باعث تزلزل در امنیت و در نتیجه بی‌ثباتی رشد اقتصادی یک کشور خواهد شد.

لذا با توجه به اهمیت این موضوع در ایران و کشورهای همسایه، در این مطالعه تلاش شد به بررسی اثرات نزاع‌های داخلی و خارجی بر رشد اقتصادی در کشورهای منطقه خاورمیانه (به جهت بروز بحران‌های منطقه‌ای ایجاد شده در طول سالیان اخیر) طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۶ پرداخته شود. با بررسی ماهیت و نحوه اثرگذاری نزاع‌ها بر رشد اقتصادی، ابتدا اثرات نزاع خارجی بر نزاع داخلی در قالب یک مدل پروبیت پانلی، سپس در دو مدل جداگانه اثرگذاری نزاع‌های داخلی و خارجی را بر متغیرهای حکومتی و تجاری؛ یعنی شاخص کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است و در نهایت در یک مدل گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی اثرگذاری همزمان نزاع‌های داخلی و خارجی، شاخص‌های کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی بر رشد اقتصادی بررسی شده است.

نتایج برآورد مدل‌ها حاکی از اثرات مثبت نزاع‌های خارجی بر داخلی و سپس اثرات منفی نزاع‌های داخلی و خارجی بر کیفیت مؤسسات و یکپارچگی اقتصادی بود. در مدل نهایی نیز افزایش نزاع‌های داخلی و خارجی موجب کاهش رشد اقتصادی کشورهای خاورمیانه شده است. از یک‌سو تأمین مخارج نظامی باتوجه به محدودیت بودجه دولت و از طریق اثر جایگزینی این مخارج با مخارج غیرنظامی بخش عمومی، افزایش مالیات و بدهی‌های خارجی، موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود و این مسئله را می‌توان براساس مثال جایگزینی اسلحه با رفاه نیز تشریح کرد.

از سوی دیگر، به خطر افتادن امنیت داخلی و بروز نزاع‌های داخلی در یک کشور، اعتماد عمومی مردم به حکومت را کاهش داده، ثبات سیاسی و اقتصادی را متزلزل نموده و باعث کاهش رشد اقتصادی و ناپایداری آن خواهد شد.

نکته بارز در این پژوهش انتخاب کشورهای همگن و دارای مرز جغرافیایی مشترک بود تا بتوان اثرات نزاع‌های همسایه را نیز مورد بررسی قرار داد. از پیشنهادهای این پژوهش می‌توان به موارد زیر اشاره نمود:

- تقویت همبستگی اجتماعی و کیفیت نهادی در کشورها جهت برطرف نمودن شکاف‌های اجتماعی و اقتصادی

- استفاده از نیروهای کارآزموده و خبره جهت رایزنی‌ها و تبادل نظرات بین‌المللی جهت جلوگیری از ایجاد جنگ‌های خارجی
- فرهنگ‌سازی مفاهیم امنیت اقتصادی، اجتماعی، سیاسی و ایجاد زمینه‌های شکل‌گیری آنها در جامعه

ثبات حاکمیت و سیاست‌های تنظیمی و اصلاحی و به عبارتی اصلاح درک قانون از حکومت قانون در کشور و تکیه بر قواعد عام و کلی.

منابع

اسماعیل‌نیا، علی اصغر و وصفی اسفستانی، شهرام (۱۳۹۵). "تأثیر امنیت بر رشد اقتصادی در ایران و برخی کشورهای منتخب". *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، دوره ۱۶، شماره ۶۱، ۱۵۴-۱۲۷.

اصغرپور، حسین؛ احمدیان، کسری و منیعی، امید (۱۳۹۲). "اثر بی‌ثباتی سیاسی بر رشد اقتصادی ایران؛ رهیافت غیرخطی APARCH". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۸، ۱۹۴-۱۷۵.

برومند، شهزاد؛ فخرحسینی، سیدفخرالدین؛ امینی، صفیار و شاه‌حسینی، سمیه (۱۳۸۷). "امنیت اقتصادی در ایران و چند کشور منتخب (مطالعه تطبیقی)". *مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*، دفتر مطالعات اقتصادی.

رومر، دیوید (۲۰۰۱). "اقتصاد کلان پیشرفته". ترجمه مهدی تقوی (۱۳۹۳)، *نشر دانشگاه آزاد، واحد علوم و تحقیقات*، جلد اول، چاپ دوم.

زراعشاهی، علی (۱۳۷۹). "بی‌ثباتی سیاسی و امنیت اقتصادی و تأثیر آن بر عوامل تولید در ایران". *مجله علوم سیاسی و روابط بین‌الملل*، مطالعات راهبردی، دوره ۳، شماره ۷، ۲۴۱-۲۲۲.

سوری، علی (۱۳۹۲). "اقتصادسنجی". جلد دوم، چاپ اول، تهران، نشر فرهنگ شناسی.

عرب‌مازار، علی‌اکبر؛ مشرفی، رسام و مصطفی‌زاده، محمد (۱۳۹۷). "اقتصاد سیاسی رشد و تأثیر برخی از عوامل بنیادی بر رشد اقتصادی ایران"، *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۳۲-۱۷.

فطرس، محمدحسن؛ راضیه صحرایی، معصومه یاوری (۱۳۹۷). " بررسی اثر جنگ بر امنیت غذایی در کشورهای منتخب منطقه منا ۱۳۹۳-۱۳۶۹ (رویکرد پانل دیتای نامتوازن)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۶۶-۵۵.

فطرس، محمدحسن؛ راضیه صحرایی، معصومه یاوری (۱۳۹۷). " بررسی اثر جنگ بر امنیت غذایی در کشورهای منتخب منطقه منا ۱۳۹۳-۱۳۶۹ (رویکرد پانل دیتای نامتوازن)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۶۶-۵۵.

فقه‌مجیدی، علی؛ سلامی، فریبا و ضرونی، زهرا (۱۳۹۶). "بررسی اثر دموکراسی بر رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه". *پژوهشنامه علوم سیاسی*، دوره ۱۲، شماره ۴، ۱۶۴-۱۳۷.

فیروزنیا، قدیر؛ جاسمی، الهام و قرنی آرائی، بهروز (۱۳۹۵). "تأثیر جنگ تحمیلی بر روند رشد و توسعه اقتصادی سکونتگاه‌های روستایی (مطالعه موردی: شهرستان قصرشیرین)". *مطالعات برنامه‌ریزی سکونتگاه‌های انسانی*، دوه ۱۱، شماره ۳۷، ۱۱۸-۱۰۳.

گل‌خندان، ابوالقاسم (۱۳۹۳). "بررسی و مطالعه تطبیقی تأثیر هزینه‌های نظامی بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه نیافته: رهیافت GMM سیستمی". *فصلنامه تحقیقات توسعه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۵، ۴۳-۲۳.

گیدنز، آنتونی (۱۳۷۹). "جهان رها شده: گفتارهایی درباره یکپارچگی جهانی". ترجمه علی اصغر سعیدی و یوسف حاجی عبدالوهاب، *انتشارات علم و ادب*، چاپ اول.

مهرابی‌نژاد، حسن (۱۳۸۸). "کارکردهای اقتصاد رانتی و تأثیر آن بر روند جنگ ایران و عراق". *فصلنامه تخصصی مطالعات دفاع مقدس (نگین ایران)*، دوره ۸، شماره ۳۰، ۲۲-۱.

میرترابی، سعید؛ سمیعی، مهرانگیز و ربیعی، اسماعیل (۱۳۹۰). "تبیین نقش نفت در تحولات (آغاز، استمرار و پایان) جنگ ایران و عراق". *فصلنامه تحقیقات سیاسی و بین‌المللی*، ۸، ۴۹-۲۱.

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. (2001). "The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation". *American Economic Review*, 91, 1369-1401.

Acemoglu, D., Suresh, N., Pascual, R. & James, R. (2014). "Democracy Does Cause Growth". *National Bureau of Economic Research Working Paper* No. 20004.

Anderson, T. W. & Hsiao, C. (1981). "Estimation of Dynamic Models with Error Component". *Journal of the American Statistical Association,* 76, 1-14.

Arellano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.

Arellano, M. & Bover, O. (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error Components Models". *Journal of Econometrics*, 68(1), 29-51.

Bakke, K. M. (2014). "Copying and Learning from Outsiders? Assessing Diffusion from Transnational Insurgents in the Chechen Wars. In: Checkle, Jeffrey T. (Ed). Transnational Dynamics of Civil War. *Cambridge University Press, Cambridge*, 31-62.

Baltagi, B. (2005). "Econometric Analysis of Panel Data". *John Wiley & Sons Ltd, London.*

Beardsley, K. (2011). "Peacekeeping and the Contagion of Armed Conflict". *The Journal of Politics*, 73, 1051-1064.

Billon, P. (1985). "Fuelling War: Natural Resource and Armed Conflicts". *Oxford University Press*.

Booth, K. (1991). "Security and Emancipation". *Review of International Studies*, 17(4), 313-326.

Braithwaite, A. (2010). "Resisting Infection: How State Capacity Conditions Conflict Contagion". *Journal of Peace Research*, 47, 311-319.

Cali, M., Wissam, H., Fadi, H. & Clemens, C. (2015). "The Impact of the Syrian Conflict on Lebanese Trade". *World Bank, Working Paper*. 87-96.

Carmignani, F. & Kler, P. (2018). "Your War, My Problem: How Conflict in a neighbour Country Hurts Domestic Development". *Economic Modelling*, 70, 484-495.

Chang, R., Kaltani, L. & Loayza, N. (2009). "Openness Can be Good for Growth: the Role of Policy Complementarities". *NBER Working Paper* No. 11787, 33-49.

Daron, A., Simon, J. & James, R. (2005). "Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth". *Handbook of Economic Growth* 1A, 386-472.

Douhan, R. & Henrekson, M. (2007). "The Political Economy of Entrepreneurship: An Introduction". *Working Paper Series 688, Research Institute of Industrial Economics*. 1-34.

Dunne, P., Smith, R. & Willenbockel, D. (2005). "Models of Military Expenditure and Growth: A Critical Review". *Defense and Peace Economics*, 16(6), 449-461.

Fatas, A. & Mihov, I. (2013). "Policy Volatility, Institutions, and Economic Growth". *Review of Economics and Statistics*, 95, 362-376.

Garcia, Blake E., Wimpy, Cameron, (2014). "Does Information Lead to Emulation? Spatial Dependence in Anti-Government Violence". *Political Sci. Res. Methods*, 4(1), 1-20.

Gleditsch, N., Wallensteen, P., Eriksson, M., Sollenberg, M. & Strand, H. (2002). "Armed Conflict 1946-2001: a New Dataset". *Journal of Peace Research,* 39, 615-637.

Greene, W. H. (2012). "Econometric Analysis". 7th Edition, *Prentice Hall*.

Henry, M., Kneller, R., Milner, C. & Girma, S. (2012). "Do Natural Barriers Affect the Relationship Between Trade Openness and Growth?". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Department of Economics*, University of Oxford, 74, 1-19.

Hill, R., Griffiths, W. & Lim, G. (2008). "Principles of Econometrics". (Third ed.), New York: *John Wiley & Sons, Inc.*

Humphreys, M. (2005). "Natural Resource Conflict Resolution". *Journal of Conflict Resolution*, 49(4), 508-537.

Ketterer, T. D. & Rodríguez-Pose, A. (2016). "Institutions Vs.'Frst-Nature'Geography: what Drives Economic Growth in Europe's Regions?". *Papers in Evolutionary Economic Geography (PEEG) 1614, Utrecht University*, Department of Human Geography and Spatial Planning, Group Economic Geography.

Knutsen, C. H. (2012). "Democracy and Economic Growth: A Review of Arguments and Results". *International Area Studies Review, Center for International Area Studies, Hankuk University of Foreign Studies*, 15(4), 393-415.

Linke, A. M., Schutte, S. & Buhaug, H. (2015). "Population Attitudes and the Spread of Political Violence in Sub-Saharan Africa". *International Studies Review*, 17, 26-45.

ManHo, K. & Dinov, I. (2013). "An Empirical Study on Economic Prosperity and Peace". *UCLA Undergraduate Science Journal*, 26, 30-41.

Maves, B. & Braithwaite, A. (2013). "Autocratic Institutions and Civil Conflict Contagion". *Journal Politics*, 75, 478-490.

Metternich, N. W., Minhas, S. & Michael, D. (2015). "Firewall? Or Wall on Fire? A Unified Framework of Conflict Contagion and the Role of Ethnic Exclusion". *Journal Confl. Resolut*, https://doi.org/10.1177/0022002715603452. 1-25.

Murdoch, J. C. & Sandler, T. (2004). "Civil Wars and Economic Growth: Spatial Dispersion". *American Journal of Political Science,* 48, 138-151.

Narayan, P. K. & Smyth, R. (2009). "A Panel Data Analysis of the Military Expenditure-External Debt Nexus: Evidence from Six Middle Eastern Countries". *Journal of Peace Research*, 46(2), 235-250.

Tiwari, A. K. & Tiwari, A. P. (2010). "Defence Expenditure and Economic Growth: Evidence from India". *Journal of Cambridge Studies*, 5(118), 117-131.

Train, K. (2003). "Discrete Choice Methods with Simulation". *Cambridge, U.K.: Cambridge University Press.*

Yildrim, J., Ocal, N. & Keskin, H. (2011). "Military Expenditures, Economic Growth and Spatial Spillovers". *International Conference On Applied Economics* – ICOAE, pp 811-819.

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و نهم، تابستان ۱۳۹۹ (۱۴۸-۱۳۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 39, June 2020 (133-148)

رتبه‌بندی عوامل مؤثر بر توسعه صنعتی: مطالعه موردی استان لرستان

***کاوه درخشانی درآبی[۱]، یوسف محنت‌فر[۲]**
۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده حقوق و علوم اقتصادی، دانشگاه اراک
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندارن، بابلسر، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/۵/۱۲ پذیرش: ۱۳۹۸/۶/۲۱)

Ranking the Affecting Factors of Industrial Development: Case Study of Lorestan Province

***Kaveh Derakhshani Darabi[1], Yousef Mehnatfar[2]**
1. Assistant Professor, Faculty of Law and Economics, Arak University, Arak, Iran
2. Assistant Professor, Faculty of Economic and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran
(Received: 3/Aug/2019 **Accepted:** 12/Sep/2019)

چکیده:

از دهه ۱۹۹۰ به طور گسترده‌ای نقش نهادها و کیفیت حکمرانی و در کنار آنها سرمایه اجتماعی به عنوان یکی از عوامل مؤثر بر توسعه مورد تأکید قرار گرفته است. هدف این پژوهش بررسی نقش و سهم موانع نهادی و اجتماعی در کنار عوامل اقتصادی و فنی در فرایند توسعه است. نتایج بدست آمده از تحلیل پرسشنامه‌ها با استفاده از رویکرد تحلیل سلسله مراتبی نشان می‌دهد که عوامل سرمایه اجتماعی و کیفیت نهادی که با سرفصل‌های عوامل سیاستی و سیاسی، عوامل فرهنگی و اجتماعی، و عوامل مدیریتی و نیروی انسانی لحاظ گردیده‌اند به ترتیب با وزن محاسبه شده ۰/۳۱، ۰/۱۴، ۰/۱۱ اولویت نخست، اولویت سوم، و اولویت چهارم در موانع توسعه صنعتی بوده‌اند، لازم به ذکر است که عوامل مالی و فنی به ترتیب با ضریب اهمیت ۰/۲۱و ۰/۰۸ اولویت‌های دوم و ششم بوده‌اند، همچنین موانع زیرساختی و عوامل محدویت در دسترسی به منابع و مواد اولیه به ترتیب با ضریب اهمیت ۰/۱ و ۰/۰۵ در اولویت‌های پنجم و هفتم قرار دارند.

واژگان کلیدی: کیفیت نهادی، حکمرانی خوب، سرمایه اجتماعی، توسعه‌صنعتی.
طبقه‌بندی JEL: O11، O14، O43.

Abstract:

Since the 1990s, the role of institutions and the quality of governance along with social capital has been widely recognized as the factors of development. Therefore, the main purpose of this study is to examine the role and contribution of institutional arrangements and social capital on the development process. So, in this study, the role and importance of these factors is examined along with economical and technical factors in the process of industrial development using the hierarchical analysis approach.

The results show that the social capital and institutional quality factors which are included with the headings of policy and political factors, cultural and social factors, and management and human resources factors are respectively calculated with the weight of 0.31, 0.14, 0.11, as the first priority, the third priority and the fourth priority of the barriers to industrial development. The results also show that the financial and technical factors with the weigh of 0.12 and 0.08, respectively, are the second and sixth priorities. The infrastructure deficiency and limitations in access to resources and raw materials, respectively, with a coefficient of 0.1 and 0.05 are the fifth and seventh priorities.

Keywords: Institutional Quality, Good Governance, Social Capital, Industrial Development.
JEL: O11, O14, O43.

***نویسنده مسئول:** کاوه درخشانی درآبی (این مقاله برگرفته از طرح پژوهشی با عنوان "آسیب‌شناسی توسعه صنعتی در استان و ارائه راهکارهای عملیاتی" است که در سال ۱۳۹۷ توسط استانداری لرستان تأمین اعتبار گردیده است)
*Corresponding Author: Kaveh Derakhshani Darabi E-mail: k-derakhshani@araku.ac.ir

۱- مقدمه

توسعه و رشد اقتصادی یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر رفاه اجتماعی کشورها است (رافعی و صیادی، ۱۳۹۷: ۱۵۵). بررسی علل و عوامل رشد همواره مورد توجه خاص اقتصاددانان بوده و الگوهای رشد متعددی برای آن طراحی شده است. بیش از دو سده اقتصاددانان کلاسیک تنها سرمایه‌های مادی و ملموس را به عنوان موتور محرکه رشد و توسعه اقتصادی معرفی می‌کردند. الگوهای رشد نئوکلاسیکی نیز بر عواملی همچون نیروی کار، سرمایه فیزیکی و سطح اولیه درآمد سرانه به عنوان عوامل تعیین کننده رشد اقتصادی تأکید داشتند. ولی بعدها ادبیات تجربی و نظری رشد نشان داده است سرمایه‌های فیزیکی و نیروی کار و سایر عوامل سنتی به تنهایی نمی‌توانند توجیه کننده تفاوت رشد اقتصادی کشورها باشند بلکه طیف وسیعی از متغیرها از جمله منابع طبیعی، کیفیت نهادها، سرمایه انسانی، شرایط جغرافیایی، عملکرد دولت‌ها و بسیاری عوامل دیگر وجود دارند که رشد را تحت تأثیر قرار می‌دهند (مهرآرا و رضائی‌برگشادی، ۱۳۹۵: ۹۲).

از طرفی، یکی از شاخص‌های مورد استفاده در سنجش میزان رشد و توسعه کشورها شاخص توسعه صنعتی است. زیرا بخش صنعت علاوه بر ایجاد ارزش افزوده، بیش از سایر بخش‌های اقتصاد منجر به ایجاد اشتغال می‌شود. ارزش افزوده، اشتغالزایی، تحریک نوآوری و پاسخگویی به نیازهای مصرف‌کنندگان که از خصوصیات تولید صنعتی هستند از عوامل کلیدی رشد اقتصادی بلندمدت و پایدار هستند (شاکری و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰۰). جریان قوی نوآوری در زمینه مواد اولیه، فناوری اطلاعات و فرآیندهای تولید و ساخت، آفرینش فرصت‌های جدید برای طراحی و ساخت محصولات و خدمات جدید از جمله مواردی است که به واسطه بخش صنعت منجر به رشد اقتصادی کشور خواهد شد.

ارتباط بالایی که بین بخش صنعت و معدن و سایر بخش‌های اقتصاد وجود دارد، اهمیت این بخش را بیش از پیش آشکار می‌کند. ارتباطات بخش‌های مختلف صنعتی و معدنی با سایر بخش‌های اقتصادی ازجمله کشاورزی، نفت و انرژی و ساختمان سبب شده تا قلمرو فعالیت بخش صنعت و اثرگذاری آن فراتر از بخش صنعت و معدن باشد. علاوه بر این امکان به کارگیری بیشتر فعالیت‌های بخش خدمات به عنوان داده در بخش صنعت وجود خواهد داشت (مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، ۱۳۹۴: ۴۶).

مطالب بیان شده بر اهمیت بخش صنعت در فرایند توسعه و لزوم توجه به این بخش در برنامه‌ریزی‌های توسعه را مورد تأکید قرار می‌دهد. از این‌رو لازم است در اسناد بالادستی ملی و منطقه‌ای توسعه توجه ویژه‌ای نسبت به بخش صنعت و توسعه صنعتی صورت گیرد. در استان لرستان، این مهم در اسناد بالادستی و به خصوص سند آمایش استان مورد توجه قرار گرفته است. در سند آمایش استان تأکید ویژه‌ای بر بخش صنعت صورت گرفته است و این بخش به عنوان اولویت نخست توسعه و سرمایه‌گذاری در استان لرستان تعیین شده است. با وجود تمرکز سند آمایش و سایر اسناد بالادستی بر توسعه صنعتی به عنوان موتور اصلی توسعه استان و سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته در زیربخش‌های صنعت در سطح استان، بررسی آمار تولید نشان می‌دهد که این بخش از وضعیت مناسبی برخوردار نیست از این‌رو لازم است موانع توسعه صنعتی در استان شناسایی شوند. شناسایی موانع اساسی توسعه صنعتی استان می‌تواند به برنامه‌ریزان اقتصادی در ارائه راهبردها و تدوین برنامه‌ها جهت نیل به اهداف توسعه‌ای استان مفید باشد.

به لحاظ نظری و تجربی مطالعات گسترده‌ای در زمینه بررسی موانع توسعه در داخل کشور صورت گرفته‌اند، بیشتر مطالعات صورت گرفته در این زمینه صرفاً بر متغیرهای فنی و اقتصادی تمرکز داشته‌اند و برخی نیز صرفاً متغیرهای اجتماعی و فرهنگی را مورد بررسی قرار داده‌اند. از طرفی برای داشتن درک جامع و دست‌یافتن به نتیجه‌گیری کلی لازم است این فاکتورها در کنار هم مورد بررسی قرار گیرند. در این پژوهش برای نخستین بار موانع توسعه صنعتی در یک رویکرد کلی در سطح منطقه‌ای مورد بررسی قرار می‌گیرند. از این‌رو، در کنار هدف اصلی پژوهش که شناسایی و رتبه‌بندی موانع توسعه صنعتی است، مقایسه تأثیر عوامل نهادی و اجتماعی در کنار عوامل فنی و اقتصادی از اهداف فرعی این پژوهش به شمار می‌رود. بنابراین می‌توان گفت اینکه "موانع توسعه صنعتی استان لرستان کدامند؟" و "هر کدام از عوامل چه وزنی در عدم توسعه صنعتی استان دارند؟" و اینکه "اهمیت متغیرهای نهادی و اجتماعی در مقایسه با متغیرهای فنی و اقتصادی در عدم توسعه صنعتی استان به چه میزان است؟" پرسش‌هایی هستند که این پژوهش درصدد یافتن جواب برای آنهاست.

به منظور یافتن پاسخی برای این پرسش‌ها در این پژوهش از روش تحلیل سلسله مراتبی استفاده خواهد شد. بدین‌منظور ابتدا ضمن بررسی ادبیات موضوع و با استفاده از نظرات صاحب‌نظران در سطح استان موانع توسعه صنعتی شناسایی شده و طبقه‌بندی می‌شوند. در ادامه درخت تصمیم رسم می‌گردد و با استفاده از آن پرسشنامه متناسب تدوین می‌شود و در نمونه انتخابی از جامعه هدف توزیع می‌گردد، و در نهایت با تحلیل پرسشنامه‌ها با استفاده از رویکرد تحلیل سلسله مراتبی رتبه و اهمیت نسبی هر کدام از فاکتورها محاسبه خواهد شد.

۲- ادبیات موضوع

از زمان ظهور علم اقتصاد توسعه در سال‌های پس از جنگ جهانی دوم، سیاست‌گذاری توسعه اقتصادی به سه دوره متمایز قابل تفکیک است. دوره نخست از پایان جنگ جهانی دوم شروع می‌شود و تا اواخر دهه ۱۹۷۰ ادامه می‌یابد. در این دوره نظریات اقتصاد کینزی دولت را عامل تصحیح‌کننده شکست بخش‌خصوصی می‌دانستند که با طرح‌های عمرانی دولتی و صرفه‌های مقیاس حاصل شده از آن، فرایند توسعه را تسریع می‌بخشید. در دوره دوم و رویکرد مکتب شیکاگو که به اجتماع واشینگتنی معروف شد، باور به قدرت بخش خصوصی و انتخاب مردم بود و کارآمدی رقابت و قیمت‌ها جای تخصیص‌دولتی منابع را می‌گرفت. طبق این دیدگاه، بخش‌خصوصی بهترین نتایج را به بار می‌آورند و قیمت‌ها بهترین تخصیص‌دهنده منابع هستند. هرگونه دخالت دولتی برای تغییر در آنچه بخش‌خصوصی به وجود می‌آورد حتی در زمینه توزیع درآمد، ضدتولید است. نگاه به دولت از عامل توسعه به جدی‌ترین مانع توسعه تغییر یافت. فرض می‌شد که نهاد دولت تحت فشار گروه‌های ذینفع و هم‌سود، به دستگاه تولید و توزیع افزوده می‌شود (ملکی و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰۵). پس هر اندازه دولت کوچک‌تر شود بهتر است. سیاست‌های تعدیل در اواسط دهه ۱۹۹۰ که در نتیجه تمرکز بر کوچک‌سازی دولت صورت گرفته بود مورد انتقاد گسترده اقتصاددانان نهادگرا و در رأس آنها جوزف استیگلیتز قرار گرفت. استیگلیتز معتقد است، تعامل سازنده دولت–بازار می‌تواند راهگشای موفقیت فرایند اصلاحات اقتصادی باشد. بر این اساس دولت و بازار نه تنها دو نهاد رقیب نیستند، بلکه دو نهاد مکمل هستند. در واقع دولت به عنوان یک نهاد اجتماعی نهادساز، می‌باید با ایجاد نهادهای کارآمد، محیط مناسبی برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه به‌گونه‌ای کم‌هزینه، ساده و به دور از اتلاف وقت مهیا و از این رهگذر به عنوان دست یاری‌دهنده بازار موجبات رشد و توزیع برابر درآمد را فراهم سازد. تدارک موفقیت‌آمیز این نهادها تحت عنوان حکمرانی خوب مطرح می‌گردد. اگر شعار دوره اول را دولت، موتور توسعه و دوره دوم را دولت کوچک بدانیم، شعار دوره سوم حکمرانی خوب است. در واقع در دوره سوم ماهیت مسئله تغییر یافت، در دوره‌های پیشین مسئله ابعاد دولت (بزرگی و کوچکی آن) مطرح بود، اما در این دوره مسئله کمیت دولت جای خود را به کیفیت مداخله دولت داده است (میدری و خیرخواهان، ۱۳۸۳: ۷۴؛ مرادی و سلمانپور، ۱۳۹۶: ۳۸).

اگر چه درباره ماهیت، علل و راهکارهای رفع عقب‌ماندگی جوامع هیچگاه توافقی شکل نگرفته است؛ اما به رغم اختلاف دیدگاه‌ها، دولت و چارچوب نهادی جامعه، بازیگر مهمی در این فرایند به حساب می‌آیند. چارچوب نهادی کشور از مجموع و نوع رابطه بین نهادهای اجتماعی حاصل می‌شود. نهادهای اجتماعی همچون: اقتصاد، سیاست، آموزش، دین، بوروکراسی و... که هر کدام علاوه بر اینکه کارکرد به خصوصی را در جامعه بر عهده دارند و زندگی اجتماعی را برای کنش‌گران خرد مهیا می‌کنند، بر یکدیگر نیز اثرگذار هستند (قاسمی و شالچی، ۱۳۹۷: ۲۰۷).

تأکید بر اهمیت نهادها در فرایند توسعه همراه با توسعه مکتب نهادگرایی گسترش یافته است (آقاصفری و همکاران، ۱۳۹۸: ۶۵). در اواخر قرن۲۰ مکتب نهادگرایی و نهادگرایی جدید مورد علاقه رشته‌های گوناگون به خصوص اقتصاد، علوم سیاسی و جامعه‌شناسی قرار گرفت. مکتب نهادگرایی بر اهمیت نهادهای اجتماعی و تاریخی جوامع تأکید دارد و اقتصاد نهادی بر مبادلات تمرکز می‌کند. به نظر آنها و با انتقاد از رویکردهای سابق در اقتصاد همچون مکتب نئوکلاسیک که فرد را در کنش‌های اقتصادی همچون عاملی مختار و عقلانی در نظر می‌گرفت، نهادها به مثابه هنجارها و قواعد بر روی رفتارهای اقتصادی انسان‌ها تأثیرگذارند. از دیدگاه مکتب نهادگرایی نهاد محدودیت‌هایی را بر انسان‌ها تحمیل می‌کند. این محدودیت‌ها شامل قواعد رسمی شامل قانون اساسی، قوانین موضوعه، قوانین عادی آیین‌نامه‌ها؛ و همچنین محدودیت‌های غیررسمی شامل هنجارها، عرف و قواعد رفتاری است. همچنین، نورث[1]

1. North

تعریف نهاد و سازمان را از یکدیگر جدا می‌کند. به نظر وی نهادها قواعد بازی هستند و سازمان‌ها بازیکنان آن خواهند بود. به نظر وی باورها نهادها را شکل می‌دهد و نهادها سیاست‌ها را سازماندهی می‌کند و سیاست‌ها نتایج را به بار می‌آورد (متوسلی و همکاران، ۱۳۹۱: ۸۵).

نهادها محدودیت‌های طراحی شده از طرف انسان برای شکل دادن به تعاملات انسانی است که تغییرات آن ناشی از تغییر ترجیحات افراد و قیمت‌های نسبی است (نورث، ۱۹۹۰: ۵۴).

اثرگذاری نهادها در کاهش ریسک و نااطمینانی، کاهش هزینه‌های مبادله، افزایش بهره‌وری و غیره، از دهه ۹۰ میلادی و تاکید بر عوامل نهادی به عنوان یکی از عوامل اثرگذار بر متغیرهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی مورد توجه ویژه محققان قرار گرفت. با توجه به نقش بسیار مهم نهادها در تعیین متغیرهای اقتصادی جامعه، این سؤال مطرح می‌شود که مهمترین عوامل مؤثر بر نهادها چه عواملی هستند؟ بنابراین بررسی عوامل مؤثر بر نهادها مانند سرمایه انسانی و اجتماعی، وفور منابع طبیعی و غیره به منظور ارائه راهکارهایی برای بهبود عملکرد آنها و اثرگذاری مطلوب نهادها بر دیگر متغیرهای جامعه اهمیت خاصی پیدا می‌کند (امیری و شاه‌آبادی، ۱۳۹۶: ۱۱۲).

یکی از عوامل تأثیرگذار بر تغییرات ترتیبات نهادی کشورها سرمایه اجتماعی[1] است. سرمایه اجتماعی را می‌توان مجموعه هنجارهای موجود در سیستم‌های اجتماعی دانست که موجب ارتقای سطح همکاری اعضای جامعه و پایین آمدن هزینه مبادلات می‌شود (فوکویاما[2]، ۲۰۰۱: ۲۱؛ بارونس‌موته و همکاران[3]، ۲۰۱۵: ۲۸۶). این تأثیر می‌تواند از طریق اثرگذاری مثبت بر حس اطمینان افراد جامعه نسبت به همدیگر، احساس مسئولیت نسبت به همدیگر، افزایش انباشت سرمایه انسانی و اثرگذاری بر بهره‌وری و رشد و توسعه اقتصادی اتفاق بیفتد (ساباتینی[4]، ۲۰۰۹: ۴۳۵؛ ماراکو و پاسی[5]، ۲۰۱۰: ۹۹۷).

با توجه به مباحث مطرح شده اگر جهت نیل به توسعه همکاری و تعامل میان سازمان‌های‌دولتی در تمام ابعاد آنها با بخش خصوصی و جامعه مدنی را یک ضرورت بدانیم، می‌توان رفتار سازمانی در سازمان‌های بخش‌دولتی و همچنین اثربخشی این سازمان‌ها را به عنوان یک عامل مؤثر در این زمینه برشماریم. در سال‌های اخیر دانشمندان مدیریت به ارائه یک دیدگاه اجتماعی از سازمان پرداخته‌اند که به جای مبتنی بودن بر اثربخشی و فرصت‌گرایی، بیشتر بر اساس ایجاد و انتقال دانش می‌باشد. بر این اساس مزیت سازمانی می‌تواند از قابلیت‌های مجزا برای تولید و ارتباط ایده‌ها و اطلاعات در یک سازمان منتج شود، یک دارایی حیاتی و مهم از به حداکثر رساندن مزیت سازمانی همان سرمایه اجتماعی سازمانی می‌باشد که در بافت روابط اجتماعی نهفته بوده و می‌توان آن را برای تسهیل فعالیت بسیج کرد (اندروس[6]، ۲۰۰۷: ۱۰).

سرمایه اجتماعی در گروه‌ها و سازمان‌ها منجر به تغییر رفتاری می‌شود. این تغییر هم موجب سهیم شدن بیشتر در دانش شده و به نوبه خود به طور مثبت بر عملکرد سازمان و شغل تأثیر می‌گذارد. گسترش روابط که باعث ایجاد حس اعتماد و تعهد دو طرفه و ایجاد زبان و موقعیت مشترک می‌شود، به عنوان تولیدکننده سرمایه اجتماعی تلقی می‌شوند و این سرمایه اجتماعی به نوبه خود محیطی را ایجاد می‌کند که عملکرد در آن به صورت مثبت تحت تأثیر قرار می‌گیرد (لسر و استورک[7]، ۲۰۰۱: ۸۳۷). از اینرو می‌توان گفت که بهبود عملکرد سازمان‌ها یکی از پیش‌نیازهای اصلی رشد و توسعه است و عامل اصلی بهبود عملکرد سازمان سرمایه‌اجتماعی و عناصر تشکیل دهنده آن هستند (باورصاد و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۱۵).

سرمایه اجتماعی از کانال ارتقای سطح سرمایه انسانی و نشر اطلاعات نیز بر عملکرد اقتصادی جوامع مؤثر است. اعتماد اجتماعی به عنوان مهمترین بعد سرمایه اجتماعی ارزشی اساسی است که ارتباط و مبادله اجتماعی را شکل می‌دهد و از این طریق هزینه‌های نظارت و معامله و نیاز به مداخله برای پیشگیری از عدم صداقت را کاهش می‌دهد و باعث می‌شود کنش‌گران در عرض جامعه با یکدیگر همکاری کنند و منابع متنوع نظیر اطلاعات و مهارت‌ها و دانش را با هم به اشتراک بگذارند. در همین زمینه کلمن نیز بر آن است که سرمایه اجتماعی تسکین‌دهنده و کاهش‌دهنده اثر زیان‌های اقتصادی است. سرمایه اجتماعی شامل تعهدات و انتظارات، پتانسیل

1. Social Capital
2. Fukuyama (2001)
3. Barnes-Mauth et al. (2015)
4. Sabatini (2009)
5. Marrocu & Paci (2010)
6. Andrews (2007)
7. Lesser & Stork (2001)

اطلاعاتی، و هنجارها و ضمانت‌های مؤثری است که درون و بیرون از خانواده سرمایه انسانی را ایجاد می‌کند (سالار و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۷۹).

از طرفی، رابرت پاتنام[1] نقش پیوندهای اجتماعی را، به عنوان شکلی از سرمایه اجتماعی، در توسعه اقتصادی غیرقابل انکار می‌داند چرا که به اعتقاد وی روابط و پیوندهای اجتماعی در نتیجه اعتماد که وی آن را مهم‌ترین عنصر سرمایه اجتماعی می‌داند، شکل می‌گیرند و در این حالت افراد جامعه آمادگی همکاری و مشارکت به صورت گروهی را در امور مختلف جامعه خواهند داشت و نسبت به جامعه احساس تعهد و مسئولیت بیشتری خواهند نمود. در نتیجه اعتماد در دو سطح فردی و اجتماعی جامعه به سوی جامعه‌ای شاد که همه به نوعی در تعالی آن همکاری دارند پیش خواهد رفت که در نهایت چنین جامعه‌ای قادر خواهد بود هر چه بیشتر به اهداف خود در زمینه توسعه پایدار دست‌یابد (پانتام، ۱۹۹۵: ۶۶۷).

از این‌رو فرهنگ به عنوان یک ابزار برای رسیدن به توسعه اقتصادی مد نظر قرار دارد. در طول فرایند توسعه اقتصادی، انتقال سرمایه فرهنگی به سرمایه اقتصادی صورت می‌گیرد. بسیاری از اقتصاددانان به درستی اشاره می‌کنند که تفاوت در عملکرد اقتصادی از یک جامعه به جامعه دیگر را بهتر است بر اساس اختلالاتی که در عوامل فرهنگی وجود دارد تعیین کرد (حسین‌پناهی و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۶۳). همچنین، شواهد تجربی تأییدکننده این مطلب‌اند که عوامل بسیاری از جمله سرمایه اجتماعی که آن را می‌توان تأثیر اقتصادی مؤلفه‌های فرهنگی یک سیستم اجتماعی مانند اعتماد، مشارکت داوطلبانه، هنجارهای حرفه‌ای، پاسخگویی و ... دانست، بر شکل‌دهی تعهد سازمانی تأثیرگذارند (کلین و پارک[2]، ۲۰۱۵: ۳۳۸).

با بررسی نظریات مختلف در تعریف و تفسیر نهادهای اجتماعی می‌توان نتیجه گرفت که باید مفاهیمی همچون هنجارها و عرف‌ها به مثابه قواعد غیررسمی و قانون به مثابه قواعد رسمی، ایجاد محدودیت در رفتار کنش‌گران، تعامل کنش‌گران با یکدیگر در ساخت نهاد و استمرار نسبی آن در بستر زمان و مفهوم منفعت در محوریت اصلی تعریف نهاد قرار داشته باشد. از این‌رو می‌توان گفت، یکی از نهادهای مهمی که در جامعه مدرن شکل گرفته و بر اساس تفکیک ساختی جامعه بنا نهاده شده، نهاد بوروکراسی است. وبر در راستای تقسیم‌بندی که از انواع اقتدار ارائه می‌دهد از اقتدار عقلایی یا قانونی–دیوان‌سالارانه نام می‌برد. به نظر وبر اقتدار یا سیادت عقلایی مبتنی است بر اعتقاد به قانونی بودن مقررات موجود و حق اعمال سیادت کسانی که این مقررات آنان را برای اعمال سیادت فراخوانده است. تأکید وی بیانگر آن است که بوروکراسی الگوی تأثیرات یک فرایند کیفی در روابط ساختاری است که از آن به عنوان عقلانی شدن نام می‌برد (قاسمی و شالچی، ۱۳۹۷: ۲۰۳).

اقتصاددانان در مطالعه سرمایه اجتماعی، دو نوع رویکرد را برگزیده‌اند، رویکرد کلان (کلی) و رویکرد خرد (جزئی و فردی)، مطالعات اقتصاد کلان ممکن است از هدف تخصصی اقتصاددانان سرچشمه گرفته باشند: چنانچه قرار است سرمایه اجتماعی هم‌تراز سرمایه‌های انسانی، طبیعی، (محیطی) و فیزیکی تلقی شود، می‌بایست اهمیت خود را در آمارهای حسابداری رشد نشان دهد.

از دیدگاه سولو[3] اگر سرمایه اجتماعی کمکی به فرایند رشد اقتصادی بکند، به عنوان یک عامل فرعی در حسابداری رشد ظاهر می‌شود. برخی نویسندگان معتقدند، نقش گسترده‌ای که این عامل فرعی در رشد اقتصادهای پیشرفته داشته به طور غیرمستقیم اهمیت سرمایه اجتماعی را نشان می‌دهد. اما برخی دیگر از نویسندگان معتقدند که یک عامل فرعی نمی‌تواند تا این اندازه اهمیت داشته باشد. به عنوان مثال کیم و لائو[4] (۱۹۹۴) و یانگ[5] (۱۹۹۳) نشان دادند که رشد چشمگیر اقتصاد در کشورهای آسیای شرقی، غالباً ناشی از تراکم سرمایه (فیزیکی و انسانی) و نیروی کار بوده است (سولو، ۱۹۹۲: ۸۶).

داسگوپتا[6] هم معتقد است، این حقیقت که تغییر عامل فرعی در حسابداری رشد نشان داده نمی‌شود، به این معنی نیست که سرمایه اجتماعی در تشریح رشد اقتصادی اهمیتی ندارد. دو جامعه را تصور کنید که در یک زمان مشخص، در سطوح نیروی کار و سرمایه کاملاً یکسان باشند و تنها تفاوت آنها در بهره‌وری کلی عوامل باشد. به نظر می‌رسد که تفاوت در بهره‌وری کلی عوامل ناشی از تفاوت در سرمایه اجتماعی دو جامعه است. در جامعه‌ای که سرمایه اجتماعی بیشتر است،

1. Putnam (1995)
2. Kelin & Park (2015)
3. Solow
4. Kim & Lau (1994)
5. Young (1993)
6. Dasgupta (2000)

مردم بیش از جامعه‌ای که سرمایه اجتماعی در آن کمتر است به یکدیگر اطمینان می‌کنند. این امر در ابتدا سبب کاهش هزینه‌های مبادله، کاراتر عمل‌کردن نهادها، تهیه کالاهای عمومی با هزینه کمتر و... و در نهایت، افزایش تولید کل در جامعه‌ای می‌شود که سرمایه اجتماعی بیشتری دارد. فرض کنید در خلال دوره یک ساله، بهره‌وری کلی عوامل در هر دو جامعه ثابت بماند. همچنین فرض‌کنید که مردم هر دو جامعه تصمیم دارند در هر سال S درصد از تولید کل خود را به صورت ثابت، پس‌انداز کرده و در سرمایه فیزیکی و انسانی سرمایه‌گذاری کنند، به آسانی می‌توان ثابت کرد که حتی اگر فرض کنیم که عامل فرعی تغییری نمی‌کند شکاف درآمدی (تولیدکل) بین دو جامعه به طور فزاینده‌ای افزایش خواهد یافت. داسگوپتا نتیجه می‌گیرد که: فقدان یک عامل فرعی در محاسبات رشد، به این معنی نیست که سرمایه اجتماعی تأثیری بر اقتصاد کلان ندارد و نمی‌توان سرمایه اجتماعی را به عنوان یک عامل فرعی در نظر گرفت (داسگوپتا، ۲۰۰۰: ۱۸).

در حقیقت همان‌گونه که متخصصین اقتصادکلان، اظهار می‌دارند که روابط متقابل فعال بین افراد منجر به انتقال دانش، افزایش سطح سرمایه انسانی و توسعه اعتماد متقابل می‌شود که همه اینها در نهایت از طریق کاهش هزینه‌های مبادله سبب بهبود عملکرد بازارها می‌شوند. به طور کلی این روابط متقابل بین افراد که به طور خلاصه سرمایه‌های اجتماعی نامیده می‌شوند در تابع تولید کل (TPF) به وسیله یک عامل مقیاس نشان داده می‌شود. که این عامل مقیاس همان بهره‌وری کل عوامل تولید است (دهقانی، ۱۳۸۲: ۴۵).

بنابراین، به عنوان جمع‌بندی می‌توان گفت که عوامل فرهنگی و هنجارهای فردی و اجتماعی از طریق ایجاد نهادهای متناسب با خود می‌توانند از راه‌های مختلفی بر وضعیت توسعه و به خصوص توسعه صنعتی در یک جامعه تأثیرگذار باشند. اگر دیوان‌سالاری و سیستم اداری در سازمان‌های بخش خصوصی و دولتی تابعی از وضعیت هنجارها و قواعد غیررسمی جامعه باشد، بنابراین ساختارهای فرهنگی و هنجاری هر جامعه‌ای از طریق ایجاد نهاد بروکراسی توسعه‌گرا یا ضد توسعه می‌تواند بر روند توسعه تأثیرگذار باشند. همچنین توسعه تا حدود زیادی به نحوه بهره‌برداری از عوامل و منابع موجود بستگی دارد و عوامل فرهنگی و هنجاری نظیر فرهنگ کار، فرهنگ سرمایه‌گذاری و رفتارهای مصرفی و همچنین امنیت اجتماعی و سطح اعتماد عمومی و سرمایه اجتماعی از عوامل مؤثر بر کارکرد منابع در راستای توسعه هستند.

عوامل مؤثر بر توسعه صنعتی از ادبیات گسترده‌ای برخودار است. در ادامه به صورت مختصر به برخی از مطالعات صورت گرفته در داخل و خارج از کشور که نقش عوامل نهادی و اجتماعی بر توسعه را مورد بررسی قرار داده‌اند اشاره می‌شود.

سالار و همکاران نقش سرمایه اجتماعی در فرایند توسعه صنعتی ایران را در دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه بمنظور بررسی نقش سرمایه اجتماعی در فرایند توسعه صنعتی از داده‌های پنل نامتوازن و همچنین روش رگرسیون جندگانه به روش گام به گام و تحلیل مسیر استفاده شده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که سرمایه اجتماعی بعد از کیفیت نهادی مهمترین عامل مؤثر بر سطح توسعه یافتگی صنعتی در جامعه است. همچنین بررسی مسیرهای علّی نیز نشان می‌دهد که سرمایه انسانی مهمترین مسیر علّی مؤثر است (سالار و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۶۹).

ادهمی و هاتفی در مطالعه‌ای به بررسی نقش زمینه‌های فرهنگی و اجتماعی در فرایند توسعه اقتصادی پرداخته‌اند. هدف این تحقیق شناسایی زمینه‌های فرهنگی توسعه اقتصادی و عوامل اجتماعی مرتبط با آن در شمالغرب ایران بود. متغیرهای تحقیق شامل اعتماد متقابل اجتماعی، همدلی اجتماعی، حمایت دولتی و عدالت اجتماعی و متغیر وابسته زمینه‌های فرهنگی توسعه اقتصادی بودند. در این تحقیق از نظریه‌های مختلف از جمله نظریه لرنر، کلمن، میردال و گیدنز استفاده شده است. روش تحقیق، پیمایشی و برای جمع آوری داده‌ها از پرسشنامه استفاده شده است. نتایج بدست آمده از آلفای کرونباخ و تحلیل عاملی نشانگر اعتبار و پایایی بالای سؤالات بودند. جامعه آماری، کارگزاران صنعتی شهرهای تبریز و ارومیه بوده و کارگاه‌های ۱۰ تا ۵۰ نفر کارکن انتخاب شدند. حجم نمونه با روش کوکران انجام گرفت که تعداد ۴۶۲ کارگزار بدست آمد. نمونه‌های مورد نظر با روش نمونه‌گیری طبقه‌ای متناسب و تصادفی ساده انتخاب شدند. برای تحلیل دو متغیره از پیرسون و تحلیل چند متغیره از رگرسیون استفاده شد. نتایج حاصل شده نشان داد که بین متغیرهای مستقل با وابسته همبستگی وجود دارد. در تحلیل چند متغیره از بین متغیرهای وارد شده به روش گام به گام، متغیر اعتماد متقابل اجتماعی به دلیل اینکه از ضریب پیش‌بینی بالایی برخوردار بود، به عنوان متغیری انتخاب

شد که بیشترین اثر را بر متغیر وابسته داشت (ادهمی و هاتفی، ۱۳۹۶: ۱).

شاکری و همکاران در مطالعه‌ای تأثیر کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی در ایران و کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا را مورد بررسی قرار دادند و همچنین شاخص ترکیبی جدیدی را برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی در این کشورها معرفی نموده‌اند. برای برآورد تأثیر کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی در این کشورها از داده‌های مربوط به سال‌های ۲۰۱۰-۲۰۰۲ استخراج شده و از روش داده‌های تابلویی برای برآورد ضرایب استفاده شده است. در این مطالعه برای اندازه‌گیری کیفیت نهادی از شاخص‌های حکمرانی خوب استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوها نشان می‌دهد کیفیت بروکراسی رابطه مثبت و معناداری با رشد اقتصادی دارد. ثبات سیاسی و کنترل فساد رابطه منفی و اثربخشی دولت، حق اظهارنظر و پاسخ‌گویی و حاکمیت قانون رابطه مثبت اما بی‌معنی را نشان می‌دهد. در این مطالعه سپس الگوی دیگری که با شاخص حکمرانی خوب که از ترکیب شش شاخص موجود به روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی بدست آمده بود برآورد گردید، نتایج وجود رابطه مثبت و معنادار میان کیفیت نهادی و رشد اقتصادی در کشورهای حوزه منا را در سطح معناداری ۱۰ درصد تایید می‌کند (شاکری و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۳).

شیرخانی و واسعی زاده در مطالعه‌ای به صورت مقایسه‌ای رابطه میان سرمایه اجتماعی و رشد اقتصاد در کشورهای ایران و کره‌جنوبی را مورد بررسی قرار دادند. بر اساس نتایج بدست آمده در این پژوهش ارتباط معناداری بین پایین بودن سطح کلی سرمایه اجتماعی در ایران و ناکامی در دستیابی به اهداف توسعه‌ای کشور مشاهده می‌شود. در مقابل، بالا بودن سطح سرمایه اجتماعی در کره جنوبی نقشی مثبت در دستیابی کره به جایگاه ممتاز از نظر توسعه اقتصادی دارد (شیرخانی و واسعی‌زاده، ۱۳۹۰: ۲۱۳).

تامپسون[1] در مطالعه‌ای تأثیر سرمایه اجتماعی بر رشد اقتصادی را از طریق کانال نوآوری مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه این فرضیه که سرمایه اجتماعی از طریق تسهیل همکاری و تبادل اطلاعات در بین بنگاه‌های اقتصادی، که دو عامل اصلی نوآوری هستند، باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود مورد بررسی قرار گرفته است. بدین منظور از الگوهای رفتار انحصارگر در رویکرد اقتصاد خرد نئوکلاسیک به عنوان الگوی پایه استفاده شده است. در این رویکرد، با افزایش سرمایه اجتماعی، نوآوری در بنگاه‌ها و همچنین تولید بنگاه‌های انحصارگر افزایش می‌یابد. بر پایه الگوی ارائه شده می‌توان پیش‌بینی نمودکه همراه با افزایش نسبت تولید سرانه نیروی کار در بخش‌های نوآور، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد (تامپسون، ۲۰۱۸: ۵۱).

مارکوسکاپرزیبیلا و رمزی[2] در مطالعه‌ای رابطه میان سرمایه اجتماعی و رشد بلندمدت منطقه‌ای را در کشور لهستان با استفاده از رویکردهای پرسشنامه‌ای و رویکرد اقتصاد آزمایشگاهی با استفاده از نظریه بازی‌ها مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه آمده است از آنجایی که عوامل تعیین‌کننده رشد بلندمدت اقتصادی از اهمیت بالایی برخوردار است و رویکردهای جدید در علم اقتصاد توجه به عوامل غیراقتصادی مؤثر بر رشد بلندمدت است، بررسی سرمایه اجتماعی با تأکید بر راستگویی و اعتماد متقابل بر رشد مناطق مختلف کشور لهستان مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج بدست آمده از این پژوهش بر پایه بررسی یک نمونه شامل ۱۵۴۰ دانشجو با استفاده از رویکرد نظریه بازی آزمایشکاهی در کنار رویکرد پرسشنامه‌ای است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که همبستگی میان نتایج پرسشنامه‌ها و نتایج آزمایشگاهی کاملاً معنادار است. همچنین، نتایج بیان می‌کنند که تمایل به همکاری در مناطق روستایی لهستان بالاتر است و در نهایت نتایج نشان می‌دهند که سطح بالاتر سرمایه اجتماعی با سطوح بالاتر سایر عناصر رشد پایدار همراه است (مارکوسکاپرزیبیلا و رمزی، ۲۰۱۸: ۱۶).

ییلدریم و گوکالپ[3] در مطالعه‌ای به بررسی و تحلیل رابطه میان کیفیت نهادی و عملکرد اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه پرداختند. بدین منظور، داده‌های شامل ۲۳ متغیر که در برگیرنده ساختار نهادی هستند برای ۳۸ کشور در حال توسعه در خلال سال‌های ۲۰۱۱-۲۰۰۰ جمع‌آوری گردیده و رابطه میان متغیرها با استفاده از روش داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که نماگرهای نهادی نظیر یکپارچگی سیستم قانون‌گذاری، قوانین مربوط به تعرفه‌های تجاری، محدودیت‌های سرمایه‌گذاری

1. Thompson (2018)

2. Markowska-Przybyła, & Ramsey (2018)

3. Yildirim & Gokalp (2016)

خارجی، سهم بخش خصوصی از اعتبارات بانکی، و قوانین مربوط به استخدام و اخراج نیروی کار تأثیر مثبت و معناداری بر عملکرد اقتصاد کلان در کشورهای در حال توسعه دارند (بیلدریم و گوکالپ، ۲۰۱۶: ۳۴۷).

لازم به ذکر است که در مطالعات صورت گرفته تاکنون اهمیت عوامل به تفکیک عوامل اقتصادی و فنی و عوامل اجتماعی و نهادی بر فرایند توسعه صنعتی به صورت کلی و یا در سطح منطقه‌ای مورد بررسی قرار نگرفته است. از این‌رو هدف اصلی این مطالعه بررسی تأثیر این عوامل در کنار همدیگر بر فرایند توسعه صنعتی و شناسایی وزن و اهمیت این عوامل نسبت به همدیگر در فرایند توسعه صنعتی است.

۳- روش‌شناسی

در این پژوهش با توجه به اهداف و سؤال‌های پژوهش، به طور کلی می‌توان روش تحقیق را رویکردی توصیفی دانست. در رابطه با نوع پژوهش نیز می‌توان گفت با توجه به اینکه هدف بررسی وزن و اهمیت و همچنین رتبه‌بندی فاکتورهای مؤثر بر عدم توسعه صنعتی در استان است روش پژوهش علّی و پس رویدادی است.

محدوده مکانی این پژوهش (زیربخش‌های صنعتی) استان لرستان است. جامعه آماری این پژوهش کلیه نخبگان (شامل کارشناسان دستگاه‌های دولتی و خصوصی، مدیران و صاحب‌نظران توسعه استان) می‌باشند. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری گلوله برفی برای انتخاب نمونه‌ها استفاده خواهد شد.

همان‌گونه که بحث شد، یکی از اهداف این پژوهش بررسی تأثیرگذاری عوامل اجتماعی و نهادی بر فرایند توسعه است که در سایر مطالعات صورت گرفته کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در این پژوهش سعی شده است تا با یک دید کلی تأثیر عوامل اجتماعی و نهادی در کنار سایر عوامل بر عدم توسعه صنعتی مورد بررسی قرار گیرد تا از این طریق بتوان با دید کامل‌تری موانع توسعه را شناسایی نمود. نتایج بدست آمده از این رویکرد می‌تواند در طراحی و تدوین راهبردها و برنامه‌های توسعه اثربخشی بیشتری داشته باشد.

قدم نخست در این رویکرد شناسایی موانع و تنگناهای توسعه در چارچوب متغیرهای اقتصادی و احتماعی است. بدین روی، به‌منظور شناسایی موانع توسعه صنعتی، ضمن مرور ادبیات نظری و تجربی و همچنین استفاده از نظرات کارشناسان، موانع توسعه صنعتی استان در هفت دسته اصلی طبقه‌بندی شدند. طبقات اصلی عبارتند از: عوامل طبیعی (منابع طبیعی، آب و هوا)، عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی، عوامل مالی، عوامل سیاستی و اداری، عوامل فرهنگی و اجتماعی، عوامل فنی، عوامل زیرساختی.

با توجه به مطالب مطرح شده در ادبیات موضوع، می‌توان عوامل اجتماعی تأثیرگذار بر توسعه صنعتی را در سه طبقه از عوامل مورد بررسی قرار دارد. عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی، عوامل سیاستی و اداری، و عوامل فرهنگی و اجتماعی سه دسته‌ای هستند که نشان دهنده وضعیت کیفت نهادی و عوامل احتماعی مؤثر بر توسعه هستند. دسته‌بندی کلی موانع توسعه صنعتی در استان لرستان و متغیرهای موجود در هر دسته در جدول شماره (۱) نشان داده شده است.

در ادامه، به منظور اولویت‌بندی این عوامل پرسشنامه‌هایی تدوین گردید. جامعه آماری این پژوهش کلیه نخبگان (شامل کارشناسان دستگاه‌های دولتی و خصوصی، مدیران و صاحب‌نظران توسعه استان) می‌باشند. در این پژوهش از روش نمونه‌گیری گلوله برفی برای انتخاب نمونه‌ها استفاده می‌شود. حجم نمونه برابر با ۳۰ نفر بوده است و پرسشنامه‌های تدوین شده برای تجزیه و تحلیل نظرات نمونه انتخابی در رابطه با اولویت‌بندی موانع توسعه صنعتی استان لرستان از رویکرد تحلیل سلسله مراتبی[1] استفاده شده است.

در علم تصمیم‌گیری که در آن انتخاب یک راهکار از بین راهکارهای موجود یا اولویت‌بندی راهکارها مطرح است، اخیراً روش‌های تصمیم‌گیری با شاخص‌های چندگانه جای خود را باز کرده‌اند. از این میان رویکرد تحلیل سلسله مراتبی (AHP) بیش از سایر روش‌ها در علم مدیریت مورد استفاده قرار گرفته است. فرایند تحلیل سلسله مراتبی اولین بار توسط توماس ال. ساعتی[2] عراقی الاصل در دهه ۱۹۷۰ ابداع گردید. فرایند تحلیل سلسله مراتبی منعکس کننده رفتار طبیعی و تفکر انسانی است. این تکنیک، مسائل پیچیده را بر اساس آثار متقابل آنها مورد بررسی قرار می‌دهد و آنها را به شکلی ساده تبدیل کرده و به حل آن می‌پردازد. فرایند تحلیل سلسله مراتبی در هنگامی که عمل تصمیم گیری با چند گزینه رقیب و معیار

1. Analytic Hierarchy Process
2. Thomas L.Saaty

تصمیم‌گیری روبه‌روست می‌تواند استفاده گردد. معیارهای مطرح شده می‌تواند کمّی و کیفی باشند. اساس این روش تصمیم‌گیری بر مقایسات زوجی نهفته است (مهرگان، ۱۳۸۳: ۱۷۰).

جدول ۱. دسته‌بندی عوامل مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

دسته‌بندی کلی	عنوان طبقه	فاکتورهای مورد بررسی در طبقه
عوامل نهادی و اجتماعی	عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی	۱- محدودیت نیروی کار ماهر،۲- نداشتن استراتژی بازاریابی، ۳- کمبود مدیر متخصص، ۴- نداشتن برنامه‌ریزی صحیح توسعه تولید
	عوامل سیاستی و اداری	۱- ناکارآمدی سیستم اداری، ۲- فرایند اخذ مجوز، ۳- تضاد قوانین و مقررات، ۴- فقدان مشوق‌ها و تخفیف‌های مالیاتی، ۵- نبود همکاری لازم میان ارگان‌های دولتی، ۶- نبود استراتژی و برنامه بلندمدت توسعه، ۷- بی‌ثباتی مدیریت در استان، ۸- وابستگی برنامه‌های ارگان‌های دولتی به تغییرات سیاسی
	عوامل فرهنگی و اجتماعی	۱- ضعف فرهنگ کار، ۲- ضعف روحیه کارجمعی، ۳- فرهنگ مصرف‌گرا، ۴- ارزش‌های فرهنگی ضدتولید و سرمایه‌گذاری، ۵- ضعف امنیت فردی و اجتماعی
عوامل اقتصادی و فنی	عوامل فنی	۱- ضعف مراکز علمی و پژوهشی استان، ۲- نبود ارتباط مناسب میان دانشگاه و صنعت، ۳- بالابودن نرخ استهلاک، ۴- عدم وجود صنایع مکمل
	عوامل زیرساختی	۱- ضعف شبکه حمل و نقل، ۲- ضعف شبکه برق و انرژی، ۳- ضعف زیرساخت‌های اینترنتی و مخابراتی، ۴- ضعف زیرساخت‌های بهداشتی
	عوامل طبیعی (منابع طبیعی، آب و هوا)	۱- محدودیت دسترسی به منابع طبیعی و مواد اولیه، ۲- کمبودمنابع آب، ۳- نامساعد بودن آب و هوا و مخاطرات طبیعی (سیل و زلزله)، ۴- بیماری و امراض واگیردار (دامی و انسانی)
	عوامل مالی	۱- محدودیت منابع بانکی، ۲- هزینه ماشین آلات و تجهیزات، ۳-هزینه زمین و ساختمان، ۴- هزینه حمل‌ونقل

مأخذ: یافته‌های پژوهش با توجه به بررسی ادبیات تجربی

تصمیم‌گیرنده با فراهم‌آوردن درخت سلسله مراتبی تصمیم، آغاز می‌کند. درخت سلسله مراتب تصمیم، عوامل مورد مقایسه و گزینه‌های رقیب مورد ارزیابی در تصمیم را نشان می‌دهد. سپس یک سری مقایسات زوجی انجام می‌گیرد. این مقایسات وزن هر یک از فاکتورها را در راستای گزینه‌های رقیب مورد ارزیابی در تصمیم را نشان می‌دهد. در نهایت منطق فرآیند تحلیل سلسله مراتبی به گونه‌ای ماتریس‌های حاصل از مقایسات زوجی را با یکدیگر تلفیق می‌سازد که تصمیم بهینه حاصل آید.

توماس ساعتی چهار اصل زیر را به عنوان اصول فرآیند تحلیل سلسله مراتبی بیان نموده و کلیه محاسبات، قوانین و مقررات را بر این اصول بنا نهاده است. این اصول عبارتند از:

شرط معکوسی: اگر ترجیح عنصر A بر عنصر B برابر n باشد، ترجیح عنصر B بر عنصر A برابر $\frac{1}{n}$ خواهد بود.

اصل همگنی: عنصرA با عنصر B باید همگن و قابل مقایسه باشند. به بیان دیگر برتری عنصر A بر عنصر B نمی‌تواند بی‌نهایت یا صفر باشد.

وابستگی: هر عنصر سلسله مراتبی به عنصر سطح بالاتر خود می‌تواند وابسته باشد و به صورت خطی این وابستگی تا بالاترین سطح می‌تواند ادامه داشته باشد.

انتظارات: هرگاه تغییری در ساختمان سلسله مراتبی رخ دهد پروسه ارزیابی باید مجدداً انجام گیرد (قدسی‌پور، ۱۳۷۹: ۲۳).

بکارگیری این روش مستلزم چهار قدم عمده زیر می‌باشد:

الف) مدل سازی

در این قدم، مسئله و هدف تصمیم‌گیری به صورت سلسله مراتبی از عناصر تصمیم که با هم در ارتباط می‌باشند، درآورده می‌شود. عناصر تصمیم شامل «شاخص‌های تصمیم گیری» و «گزینه‌های تصمیم» می‌باشد. فرایند تحلیل سلسله مراتبی نیازمند شکستن یک مسئله با چندین شاخص به سلسله مراتبی از سطوح است. سطح بالا بیانگر هدف اصلی فرایند تصمیم‌گیری است. سطح دوم، نشان دهنده شاخص‌های عمده و اساسی که ممکن است به شاخص‌های فرعی و جزئی‌تر در سطح بعدی شکسته شود) می‌باشد. سطح آخر گزینه‌های تصمیم را ارائه می‌کند (مهرگان، ۱۳۸۳: ۱۷۲).

ب) قضاوت ترجیحی (مقایسات زوجی)

انجام مقایسه‌هایی بین گزینه‌های مختلف تصمیم، بر اساس هر

شاخص و قضاوت در مورد اهمیت شاخص تصمیم با انجام مقایسه زوجی، بعد از طراحی سلسله مراتب مسئله تصمیم، تصمیم گیرنده می‌بایست مجموعه ماتریس‌هایی که به طور عددی اهمیت یا ارجحیت نسبی شاخص‌ها را نسبت به یکدیگر و هر گزینه تصمیم را با توجه به شاخص‌ها نسبت به سایر گزینه‌ها اندازه‌گیری می‌نماید، ایجاد کند. این کار با انجام مقایسات دو به دو بین عناصر تصمیم (مقایسه زوجی) و از طریق تخصیص امتیازات عددی که نشان دهنده ارجحیت یا اهمیت بین دو عنصر تصمیم است، صورت می‌گیرد. برای انجام این کار معمولاً از مقایسه گزینه‌ها با شاخص‌های i ام نسبت به گزینه‌ها یا شاخص‌های j ام استفاده می‌شود.

ج) محاسبات وزن‌های نسبی

تعیین وزن عناصر تصمیم نسبت به هم از طریق مجموعه‌ای از محاسبات عددی. قدم بعدی در فرایند تحلیل سلسله مراتبی انجام محاسبات لازم برای تعیین اولویت هر یک از عناصر تصمیم با استفاده از اطلاعات ماتریس‌های مقایسات زوجی است. خلاصه عملیات ریاضی در این مرحله به صورت زیر است. مجموع اعداد هر ستون از ماتریس مقایسات زوجی را محاسبه کرده، سپس هر عنصر ستون را بر مجموع اعداد آن ستون تقسیم می‌کنیم. ماتریس جدیدی که بدین صورت بدست می‌آید، «ماتریس مقایسات نرمال شده» نامیده می‌شود. میانگین اعداد هر سطر از ماتریس مقایسات نرمال شده را محاسبه می‌کنیم. این میانگین وزن نسبی عناصر تصمیم با سطرهای ماتریس را ارائه می‌کند.

د) ادغام وزن‌های نسبی

به منظور رتبه‌بندی گزینه‌های تصمیم، در این مرحله بایستی وزن نسبی هر عنصر را در وزن عناصر بالاتر ضرب کرد تا وزن نهایی آن بدست آید. با انجام این مرحله برای هر گزینه، مقدار وزن نهایی بدست می‌آید.

تقریباً تمامی محاسبات مربوط به فرایند تحلیل سلسله مراتبی بر اساس قضاوت اولیه تصمیم گیرنده که در قالب ماتریس مقایسات زوجی ظاهر می‌شود، صورت می‌پذیرد و هر گونه خطا و ناسازگاری در مقایسه و تعیین اهمیت بین گزینه‌ها و شاخص‌ها نتیجه نهایی به دست آمده از محاسبات را مخدوش می‌سازد. نرخ ناسازگاری[1] وسیله‌ای است که سازگاری را مشخص ساخته و نشان می‌دهد که تا چه حد می‌توان به اولویت‌های حاصل از مقایسات اعتماد کرد. تجربه نشان داده است که اگر نرخ ناسازگاری کمتر از ۰/۱۰ باشد سازگاری مقایسات قابل قبول بوده و در غیر اینصورت مقایسه‌ها باید تجدید نظر شود. قدم‌های زیر برای محاسبه نرخ ناسازگاری به کار گرفته می‌شود:

گام ۱. محاسبه بردار مجموع وزنی: ماتریس مقایسه‌های زوجی در بردار ستونی «وزن نسبی» ضرب می‌شوند. بردار جدیدی را که به این طریق بدست می‌آید، بردار مجموع وزنی نامیده می‌شود.

گام ۲. محاسبه بردار سازگاری: عناصر بردار مجموع وزنی را بر بردار اولویت نسبی تقسیم کنید. بردار حاصل بردار سازگاری[2] نامیده می‌شود.

گام ۳. بدست آوردن λ_{max}، میانگین عناصر برداری سازگاری λ_{max} را به دست می‌دهد.

گام ۴. محاسبه شاخص سازگاری: شاخص سازگاری بصورت زیر تعریف می‌شود:

(۱)

$$CI = \frac{\lambda_{max} - n}{n-1}$$

که در این رابطه n تعداد گزینه‌های موجود در مسئله است.

گام ۵. محاسبه نسبت سازگاری: نسبت سازگاری از تقسیم شاخص سازگاری برشاخص تصادفی بدست می‌آید. نسبت سازگاری ۰/۱ یا کمتر سازگاری در مقایسات را بیان می‌کند (مهرگان، ۱۳۸۳: ۱۷۵).

٤- نتایج برآورد مدل

در رویکرد تحلیل سلسله مراتبی در مرحله نخست اولویت میان شاخص‌های اصلی مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پرسشنامه‌ها نشان می‌دهد که از نظر پرسش‌شوندگان عوامل سیاستی و مدیریتی مهمترین عامل عدم‌توسعه صنعتی در استان هستند، ضریب بدست آمده برای متغیرهای این دسته برابر با ۰/۳۱ می‌باشد که بیان می‌دارد از میان عوامل ذکر شده عوامل سیاستی و مدیریتی ۳۱ درصد موانع عدم توسعه صنعتی استان را در خود جای داده است. عوامل و متغیرهای مالی با اهمیت ۰/۲۰۸ در جایگاه بعدی قرار دارند و بیانگر این مطلب است که عوامل مالی در جایگاه دوم موانع عدم توسعه صنعتی در استان لرستان هستند و بیش از ۲۰

1. Inconsistency Ratio (I.R)

2. Consistency Index (CI)

درصد مشکلات عدم توسعه استان ناشی از موارد مالی است. عوامل اجتماعی و فرهنگی در جایگاه سوم موانع توسعه استان هستند. نتایج نشان می‌دهد که ۱۴ درصد از موانع توسعه صنعتی استان در دسته عوامل فرهنگی و اجتماعی قرار دارند. نتایج حاصل از بررسی پرسش‌نامه‌ها نشان می‌دهد که عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی نزدیک ۱۰ درصد موانع توسعه صنعتی استان را در بر می‌گیرند. ضریب اهمیت عوامل زیرساختی در عدم توسعه صنعتی استان تقریباً ۱۰ درصد است و بیانگر این مطلب است که ۱۰ درصد موانع توسعه صنعتی استان ناشی از نبود زیرساخت‌ها است. عوامل فنی یکی دیگر از عوامل مورد بررسی در عدم توسعه صنعتی استان است، وزن بدست آمده برای این متغیر ۸ درصد است. بر اساس نتایج بدست آمده کمبود عوامل و منابع طبیعی کمترین نقش را در عدم توسعه صنعتی استان داشته است، وزن بدست آمده برای این دسته از متغیرها تقریباً ۵ درصد است. نرخ ناسازگاری بدست آمده برابر با صفر است که نشان دهنده عدم وجود ناسازگاری در میان پرسشنامه‌هاست. در جدول شماره (۲) نتایج حاصل از رتبه‌بندی فاکتورهای اصلی تأثیرگذار بر توسعه صنعتی استان لرستان آمده است.

جدول ۲. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای اصلی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان طبقه	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	عوامل سیاستی و اداری	۰/۳۱۴	۰/۰۰
۲	عوامل مالی	۰/۲۰۸	
۳	عوامل فرهنگی و اجتماعی	۰/۱۴۰	
۴	عوامل مدیریتی و نیروی انسانی	۰/۱۰۸	
۵	عوامل زیرساختی	۰/۰۹۹	
۶	عوامل فنی	۰/۰۸۰	
۷	عوامل طبیعی	۰/۰۵۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

بررسی متغیرهای موجود در دسته عوامل و منابع طبیعی نشان می‌دهد در میان متغیرهای این دسته محدودیت منابع و مواد اولیه از درجه اهمیت بیشتری برخوردار است. پس از آن محدودیت منابع آب، امراض و بیماری‌های واگیردار انسانی و حیوانی و در نهایت متغیر نامساعدبودن آب و هوا و مخاطرات طبیعی قرار دارد.

جدول ۳. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل طبیعی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	محدودیت منابع تولید و مواد اولیه	۰/۴۹۰	۰/۰۵
۲	محدودیت منابع آب	۰/۲۳۱	
۳	امراض و بیماری‌های واگیردار	۰/۱۶۳	
۴	نامساعد بودن آب و هوا و مخاطرات طبیعی	۰/۱۱۶	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از بررسی فاکتورهای مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان نشان می‌دهد که در میان متغیرهای قرار گرفته در این طبقه نداشتن استراتژی بازاریابی از وزن بیشتری برخوردار است. بنابراین، می‌توان گفت از دیدگاه کارشناسان مربوطه نداشتن استراتژی و راهبرد بازاریابی مهمترین عامل تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان در میان عوامل مدیریتی و نیروی انسانی است. نبود مدیران متخصص در واحدهای تولیدی در جایگاه دوم قرار دارد و سومین عامل تأثیرگذار این حوزه بر عدم توسعه صنعتی استان نداشتن برنامه توسعه تولید است. از نظر پرسش‌شوندگان عامل کمبود نیروی کار ماهر نسبت به سایر عوامل موجود در این طبقه اهمیت کمتری داشته است.

جدول ٤. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل مدیریتی و نیروی انسانی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	نداشتن استراتژی بازاریابی	۰/۳۶۲	۰/۰۳
۲	کمبود مدیر متخصص	۰/۲۷۲	
۳	نداشتن برنامه توسعه تولید	۰/۲۵۵	
۴	محدودیت نیروی کار ماهر	۰/۱۱۱	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پرسشنامه‌ها نشان می‌دهد که از میان عوامل مالی، محدودیت منابع بانکی مهمترین عامل تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان به حساب می‌آید، ضریب اهمیت این متغیر برابر با ۴۷ درصد است و بیان‌کننده این واقعیت است که از دید پرسش‌شوندگان محدودیت دسترسی به منابع بانکی نزدیک به ۴۷ درصد مشکلات مالی را به خود

اختصاص می‌دهد. دومین متغیر تأثیرگذار در این دسته هزینه ماشین آلات و تجهیزات است که ضریب اهمیت تقریباً ۲۶ درصدی داشته است. هزینه زمین و ساختمان به عنوان یکی از متغیرهای مالی عدم توسعه صنعتی استان نزدیک به ۱۶ درصد مشکلات ناشی از تأثیر عوامل مالی بر عدم توسعه صنعتی استان را در خود جای داده است. همچنین، نتایج بدست آمده بیانگر تأثیر اندک هزینه‌های حمل و نقل در فاکتورهای مالی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان است.

جدول ۵. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل مالی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	محدودیت منابع بانکی	۰/۴۷۲	۰/۰۲
۲	هزینه ماشین‌آلات و تجهیزات	۰/۲۵۶	
۳	هزینه زمین و ساختمان	۰/۱۶۴	
۴	هزینه‌های حمل‌ونقل	۰/۱۰۸	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج نشان می‌دهد که در میان عوامل سیاستی و اداری، عامل ناکارآمدی سیستم اداری (بروکراسی) بیشترین نقش را در عدم توسعه صنعتی استان دارد، وزن بدست آمده برای این متغیر در میان متغیرهای سیاستی و اداری تقریباً ۰/۲۸ بدست آمده است. متغیر با اهمیت دیگر در این طبقه بی‌ثباتی مدیریتی است. به عقیده پرسش‌شوندگان این عامل سهمی ۱۷ درصدی در تأثیر عوامل سیاستی و اداری بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان دارد. نبود استراتژی منسجم توسعه صنعتی سهمی تقریباً ۱۶ درصدی در تأثیرگذاری عوامل مدیریتی بر عدم توسعه صنعتی استان دارند. وابستگی برنامه‌های ارگان‌ها به تغییرات سیاسی در جایگاه چهارم عوامل سیاستی و اداری تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان قرار دارد. ضریب اهمیت بدست آمده برای این فاکتور تقریباً ۱۲ درصد است. وزن بدست آمده برای متغیر فرایند اخذ مجوز تقریباً ۹ درصد است، بنظر پرسش‌شوندگان فرایند غیرشفاف، زمان‌بر و هزینه‌بر اخذ مجوز یکی از موانع توسعه صنعتی استان است. تعارض میان قوانین و مقررات یکی دیگر از عوامل عدم توسعه صنعتی استان به شمار می‌رود، وزن بدست آمده برای این متغیر تقریباً ۶ درصد است. نبود همکاری میان ارگان‌های دولتی در میان عدم توسعه صنعتی استان از اهمیت کمی نسبت به سایر متغیرها برخوردار است، وزن بدست آمده برای این متغیر تقریباً ۶ درصد است. در میان متغیرهای قرار گرفته در این طبقه نبود مشوق‌ها و تخفیف‌های مالیاتی نسبت به سایر فاکتورها از اهمیت کمتری برخوردار است که نشان‌دهنده تأثیر کم مشوق‌ها و تخفیف‌های مالیاتی بر جذب سرمایه‌گذار است.

جدول ٦. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل سیاستی و اداری مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	ناکارآمدی سیستم اداری	۰/۲۷۹	۰/۰۸
۲	بی‌ثباتی مدیریت در استان	۰/۱۷۱	
۳	نبود استراتژی و برنامه بلندمدت	۰/۱۵۸	
۴	وابستگی برنامه‌های ارگان‌های دولتی به تغییرات سیاسی	۰/۱۲۲	
۵	فرایند اخذ مجوز	۰/۰۹۴	
۶	تضاد قوانین و مقررات	۰/۰۶۴	
۷	نبود همکاری لازم میان ارگان‌های دولتی	۰/۰۶۴	
۸	فقدان مشوق‌ها و تخفیف‌های مالیاتی	۰/۰۴۷	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

جدول ۷. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل فرهنگی و اجتماعی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	ضعف امنیت فردی و اجتماعی	۰/۲۶۵	۰/۰۴
۲	ضعف روحیه کار جمعی	۰/۲۴۹	
۳	ارزش‌های فرهنگی ضد کار و سرمایه‌گذاری	۰/۲۰۲	
۴	ضعف فرهنگ کار	۰/۲۰۰	
۵	فرهنگ مصرف‌گرا	۰/۰۸۳	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی اهمیت فاکتورهای فرهنگی و امنیت اجتماعی نشان می‌دهد در میان متغیرهای این طبقه، ضعف امنیت فردی و اجتماعی مهمترین مانع توسعه صنعتی استان است، وزن این متغیر تقریباً ۲۷ صدم است. ضعف روحیه کار جمعی به عنوان دومین عامل فرهنگی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان شناخته شده است. یکی دیگر از عوامل تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان ارزش‌های فرهنگی ضد تولید است که در رده سوم قرار دارد که بیانگر اهمیت و سهم ارزش‌های فرهنگی

ضد تولید به عنوان مانعی جهت توسعه اقتصادی استان است. نتایج تحلیل پرسش‌نامه‌ها نشان می‌دهد در میان متغیرهای فرهنگی و امنیت اجتماعی، ضعف فرهنگ کار با وزن ۲۰ درصد در جایگاه چهارم قرار دارد. در نهایت فرهنگ مصرفی با وزن تقریباً ۸ درصد در انتها قرار دارد.

نتایج اولویت‌بندی فاکتورهای فنی نشان می‌دهد که ضعف مراکز علمی و تحقیقاتی استان به عنوان مهمترین عامل عدم توسعه صنعتی استان در این حوزه است. وزن بدست آمده برای این متغیر تقریباً ۴۲ درصد است، این عدد بیان می‌کند از دیدگاه پرسش‌شوندگان تقریباً ۴۲ درصد تأثیر متغیرهای فنی بر عدم توسعه استان ناشی از ضعف مراکز علمی و تحقیقاتی استان است. نبود همکاری لازم بین دانشگاه و صنعت در جایگاه دوم عوامل فنی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان قرار دارد. وزن بدست آمده برای این متغیر تقریباً ۲۹ درصد است. نتایج همچنین نشان دهنده این مطلب هستند که نبود صنایع مکمل و عدم برقراری پیوندهای مناسب بین صنایع استان به عنوان یکی دیگر از عوامل فنی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان به شمار می‌آید. وزن بدست آمده برای این فاکتور تقریباً ۱۹درصد است. به نظر پرسش‌شوندگان نرخ استهلاک در سطح استان تأثیر چندانی بر عدم توسعه صنعتی نداشته و در رتبه‌بندی فاکتورهای فنی با وزن تقریباً ۱۱ درصدی در انتهای عوامل این حوزه قرار گرفته است.

جدول ۸. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل فنی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان فاکتور	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	ضعف مراکز علمی و پژوهشی استان	۰/۴۱۵	۰/۰۳
۲	نبود ارتباط مناسب بین دانشگاه و صنعت	۰/۲۹۳	
۳	نبود صنایع مکمل	۰/۱۸۵	
۴	بالا بودن نرخ استهلاک	۰/۱۰۷	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی تأثیر فاکتورهای زیرساختی بر عدم‌توسعه استان نشان می‌دهد که کمبود زیرساخت‌های مناسب بهداشتی با وزن تقریباً ۴۲ درصدی به عنوان مهمترین فاکتور این حوزه در عدم توسعه صنعتی استان به شمار می‌آید. پس از کمبود زیرساخت‌های بهداشتی مناسب، نبود زیرساخت‌های مناسب حمل و نقل با وزن ۲۵ درصد دومین عامل تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان به شمار می‌رود. از دیدگاه پرسش‌شوندگان ضعف شبکه برق و انرژی با وزن ۲۲ درصدی سومین عامل زیرساختی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان است. در فاکتورهای زیرساختی تأثیرگذار بر عدم توسعه صنعتی استان، ضعف شبکه‌های ارتباطی و اینترنت با وزن ۱۱ درصدی در جایگاه چهارم قرار دارد.

جدول ۹. نتایج رتبه‌بندی فاکتورهای موجود در طبقه عوامل زیرساختی مؤثر بر عدم توسعه صنعتی استان لرستان

رتبه	عنوان طبقه	ضریب اهمیت محاسبه شده	نرخ ناسازگاری
۱	ضعف زیرساخت‌های بهداشتی	۰/۴۱۸	۰/۰۲
۲	ضعف شبکه حمل و نقل	۰/۲۵۰	
۳	ضعف شبکه برق و انرژی	۰/۲۲۳	
۴	ضعف زیرساخت‌های اینترنتی و مخابراتی	۰/۱۱۰	

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت توسعه صنعتی و نقش آن در فرایند کلی توسعه و همچنین تأکید اسناد بالادستی توسعه و به خصوص سند آمایش استان لرستان بر توسعه صنعتی به عنوان اولویت نخست سرمایه‌گذاری استان لرستان، هدف این پژوهش شناسایی موانع توسعه صنعتی در استان لرستان است.

بمنظور اولویت‌بندی ضمن مرور ادبیات موضوع و با استفاده از نظرات کارشناسان، موانع توسعه صنعتی استان در هفت دسته اصلی طبقه‌بندی شدند. طبقات اصلی عباتند از: عوامل طبیعی (منابع طبیعی، آب و هوا)، عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیدی، عوامل مالی، عوامل سیاستی و اداری، عوامل فرهنگی و اجتماعی، عوامل فنی، عوامل زیرساختی. در ادامه فاکتورهای مؤثر هر طبقه مشخص شدند. نتایج حاصل از تجزیه و تحلیل پرسشنامه‌ها نشان می‌دهد که از نظر پرسش‌شوندگان عوامل سیاستی و مدیریتی مهمترین عامل عدم توسعه صنعتی در استان هستند، ضریب بدست آمده برای متغیرهای این دسته برابر با ۰/۳۱۴ می‌باشد که بیان می‌دارد از میان عوامل ذکر شده عوامل سیاستی و مدیریتی ۳۱ درصد موانع عدم توسعه صنعتی استان را در خود جای داده است. عوامل و متغیرهای مالی با اهمیت ۰/۲۰۸ در جایگاه بعدی قرار

دارند و بیانگر این مطلب است که عوامل مـالی در جایگـاه دوم موانع عدم توسعه صنعتی در استان لرستان هستند و بیش از ۲۰ درصد مشکلات عدم توسعه استان ناشی از مـوارد مـالی اسـت. عوامل اجتماعی و فرهنگی در جایگاه سوم موانع توسعه اسـتان هستند. نتایج نشان مـی‌دهـد کـه ۱۴ درصـد از موانـع توسـعه صنعتی استان در دسته عوامل فرهنگی و اجتماعی قرار دارند.

همچنین، نتایج حاصـل از بررسـی پرسـش‌نامـه‌هـا نشـان می‌دهد که عوامل مدیریتی و نیروی انسانی واحدهای تولیـدی نزدیک ۱۰ درصد موانع توسعه صنعتی استان را در بر می‌گیرند. به عبارت دیگر تنها ۱۰ درصد از موانع عدم توسعه استان ناشی از مدیریت و نیروی کار بنگاه‌های تولیدی است. ضریب اهمیت عوامل زیرساختی در عدم توسعه صنعتی استان تقریباً ۱۰ درصد است و بیانگر این مطلـب اسـت کـه ۱۰ درصـد موانـع توسـعه صنعتی استان ناشی از نبود زیرساخت‌ها است. عوامل فنی یکی دیگر از عوامل مورد بررسی در عدم توسعه صنعتی استان است، وزن بدست آمده برای ایـن متغیـر ۸ درصـد اسـت کـه نشـان مـی‌دهـد ۸ درصـد از موانـع توسـعه صـنعتی اسـتان در دسـته متغیرهای فنی قرار دارند. بر اساس نتایج بدسـت آمـده کمبـود عوامل و منابع طبیعی کمترین نقش را در عدم توسـعه صـنعتی استان داشته است، وزن بدست آمده برای این دسته از متغیرهـا تقریباً ۵ درصد است. این مطلب نشـان از وجـود پتانسـیل‌هـا و منابع فراوان طبیعی در سطح استان است و اینکه استان در این زمینه کمبودهای قابل توجهی ندارد.

با توجه به نتایج بدست آمده مـی‌تـوان نتیجـه گرفـت کـه عوامل نهادی و اجتماعی از عوامل مؤثر و تأثیرگذار بـر توسـعه صنعتی هستند که معمولاً در راهبردها، برنامه‌ریزی‌ها و تـدوین پروژه‌های توسعه مورد غفلت قرار می‌گیرند. نتایج این پـژوهش همچنین نشان می‌دهد که عوامل مربوط به کیفیـت نهـادی در چـارچوب عوامـل فرهنگـی و اجتمـاعی کـه بـر رفتـار عوامـل اقتصـادی و همچنـین بـر بروکراسـی سـازمان‌هـای دولتـی و سیاست‌گذاری در ایـن زمینـه تأثیرگـذار اسـت وزنـی بیشـتر از عوامل فنی و اقتصادی در موانع توسعه صنعتی دارد.

بر اساس نتایج بدست آمده توجه بیشتر به عوامل نهادی در برنامه‌ریزی‌های توسعه پیشنهاد می‌گردد. برنامه‌ریزی و تـدوین پروژه‌هایی در راستای تغییر نگرش به کـار و فعالیـت، افـزایش همکـاری و اعتمـاد اجتمـاعی، توجـه بـه مسـائل فرهنگـی و اجتماعی در تدوین برنامه‌ها و ایجاد ترتیبات سازمانی، تغییـر در نگرش نیروی کار و کارفرما نسبت به همدیگر، افزایش احساس مسـئولیت اجتمـاعی، افـزایش احسـاس مسـئولیت نسـبت بـه زیرساخت‌ها و سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته همگی می‌تواند در بهبود وضعیت توسعه صنعتی راهگشا باشند.

منابع

آقاصفری، حنانه؛ امینی‌زاده، میلاد و کرباسی، علیرضا (۱۳۹۸). "بررسی نقش نهادها و زیرساخت‌ها بر تجارت دوجانبه ایران با شرکای عمده تجاری". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۷۸-۵۳.

ادهمـی، عبدالرضـا و هـاتفی، عبـاس (۱۳۹۶). "زمینـه‌هـای فرهنگی توسعه اقتصادی و عوامل اجتماعی مرتبط با آن". *جامعه شناسی اقتصادی و توسعه*، دوره ۶، شماره ۲، ۲۵-۱.

امیری، بهزاد و شاه‌آبادی، ابوالفضل (۱۳۹۶). "تأثیر توسـعه بـر نهادهـا: مـورد کشـورهای اسـلامی عضـو گـروه D8". *جامعه‌شناسی نهادهای اجتمـاعی*، دوره۴، شـماره ۹، ۱۲۸-۱۰۹.

باورصاد، بلقیس؛ رحیمی، فرجاله؛ سـلیمی‌فـرد، عادلـه و قلمبـر، محمدحسین (۱۳۹۶). "بررسی تأثیر سـرمایه اجتمـاعی بـر عملکرد بانک‌های مهر اقتصاد استان خوزسـتان از دیـدگاه کارکنان". *فصلنامه توسعه اجتمـاعی*، سـال ۱۱، شـماره ۳، ۲۱۱-۲۴۳.

پاتنام، رابرت (۱۳۷۷). "دموکراسی و سنت‌های مدنی". ترجمـه محمدتقی دلفروز، تهـران، *دفتـر مطالعـات سیاسـی وزارت کشور*.

حسین‌پناهی، مهـرداد؛ سـاعی ارسـی، ایـرج و ودیعـه، ساسـان (۱۳۹۴). "تأثیر سرمایه اجتماعی بر سرمایه فرهنگی (مـورد مطالعه: معلمان استان همـدان و شهرسـتان‌هـای تابعـه)". *فصلنامه توسعه اجتماعی*، دوره ۱۰، شماره ۲، ۱۷۷-۱۵۷.

دهقانی، بابک (۱۳۸۲). "سرمایه اجتماعی و توسعه اقتصـادی". *اندیشه صادق*، شماره ۱۱ و ۱۲، ۴۹-۳۸.

رافعی، میثم و صیادی، محمد (۱۳۹۷). "سیاست مالی دولـت و رفاه اجتماعی در ایـران بـا تأکیـد بـر شـاخص آمارتیاسـن (رهیافـت آزمـون ARDL کرانـه‌هـا)". *فصـلنامه علمـی*

پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۶۸-۱۵۱.

سالار، علی؛ اکبری، حسین و صدیق اورعی، غلامرضا (۱۳۹۸). "بررسی طولی- ملی (۲۰۱۴-۱۹۹۰) نقش سرمایه اجتماعی در توسعه صنعتی". مدیریت سرمایه اجتماعی، دوره ۶، شماره ۲، ۱۹۵-۱۶۹.

شاکری بستان‌آباد، رضا؛ جلیلی، زهرا و صالحی کمرودی، محسن (۱۳۹۸). "تأثیر منطقه‌ای سیاست پولی بر اشتغال استان‌های صنعتی ایران: رهیافت مدل خودرگرسیونی برداری عامل افزوده ساختاری(SFAVAR) ". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۵، ۱۰۲-۷۹.

شاکری، محبوبه؛ جعفری صمیمی، احمد و کریمی موغاری، زهرا (۱۳۹۴). "ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص نهادی جدید برای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۱۰۶-۹۳.

شیرخانی، علی و واسعی زاده، نسیم‌السادات (۱۳۹۰). "سرمایه اجتماعی و رشد اقتصادی بررسی مقایسه‌ای ایران و کره جنوبی". *فصلنامه سیاست*، دوره ۴۱، شماره ۲، ۲۳۲-۲۱۳.

قاسمی، روح الله و شالچی، وحید (۱۳۹۷). "بررسی تطبیقی اثر افزایش درآمدهای نفتی بر سیاست‌گذاری‌های دولت در نهاد بوروکراسی: دو دوره ۱۳۵۶-۱۳۵۲ و ۱۳۸۹-۱۳۸۴". *جامعه شناسی نهادهای اجتماعی*، دوره ۵، شماره ۱۱، ۲۲۵-۱۹۷.

قدسی‌پور، حسن (۱۳۷۹). "فرایند تحلیل سلسله مراتبی (AHP)". تهران، *مرکز نشر دانشگاه امیرکبیر*.

متوسلی، محمود؛ توحیدلو، سمیه و نیکونسبتی، علی (۱۳۹۱). "باورها و عملکرد اقتصادی: بررسی تطبیقی آرای نورث و وبر". *فصلنامه برنامه‌ریزی و بودجه*، دوره ۲، شماره ۲، ۹۸-۸۱.

مرادی، مهدی و سلمانپور، علی (۱۳۹۶). "تأثیر حکمرانی خوب بر توزیع درآمد در کشورهای منتخب عضو سازمان همکاری اسلامی". *جامعه شناسی نهادهای اجتماعی*، دوره ۴، شماره ۱۰، ۵۹-۳۳.

مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی (۱۳۹۴). "دورنمای رشد صنعتی در اقتصاد ایران". شماره گزارش ۱۴۶۰۱.

ملکی حسنوند، بهزاد؛ جعفری، محمد؛ فتاحی، شهرام و غفاری، هادی (۱۳۹۸). "سازوکار اثرگذاری هم‌زمان حکمرانی خوب و مخارج دولتی بر رشد اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۱۱۴-۹۹.

مهرآرا، محسن و رضائی برگشادی، صادق (۱۳۹۵). "بررسی عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایران مبتنی بر رویکرد متوسط گیری بیزین (BMA) و حداقل مربعات متوسط وزنی (WALS)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۳، ۱۱۴-۸۹.

مهرگان، محمدرضا (۱۳۸۳). "پژوهش عملیاتی پیشرفته". تهران، *انتشارات کتاب دانشگاهی*، چاپ اول.

میدری، احمد و خیرخواهان، جعفر (۱۳۸۳). "حکمرانی خوب؛ بنیان توسعه". تهران، *انتشارات مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی*.

Andrews, R. (2007). "Organizational Social Capital and Public Service Performance". *In Presentation at the 9th Public Management Research Conference,* University of Arizona, Tucson, USA.

Barnes-Mauthe, M., Oleson, K. L., Brander, L. M., Zafindrasilivonona, B., Oliver, T. A. & van Beukering, P. (2015). "Social Capital as an Ecosystem Service: Evidence from a Locally Managed Marine Area". *Ecosystem Services*, 16, 283-293.

Butkiewicz, J. L. & Yanikkaya, H. (2006). "Institutional Quality and Economic Growth: Maintenance of the Rule of Law or Democratic Institutions, or Both". *Economic Modelling*, 23, 648-661.

Dasgupta, P. (2000). "Economic Progress and the Idea of Social Capital". i*n P. Dasgupta and I. Serageldin, (eds.), Social Capital: A Multifacted Perspective* (World Bank, Washington, DC:2000).

Fukuyama, F. (2001). "Social Capital, Civil Society and Development". *Third World Quarterly*, 22(1), 7-20.

Kim, J. L. & Lau, L. (1994). "The Source of Economic Growth of the Eastern Asian

Newly Industrialized Countries". *Journal of the Japanese and International Economies*, 8, 235-271.

Klein, H. J. & Park, H. M. (2015). "Organizational Commitment". *In International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences: Second Edition* (pp. 334-340). Elsevier Inc.

Lesser, E. L. & Storck, J. (2001). "Communities of Practice and Organizational Performance". *IBM Systems Journal*, 40(4), 830-844.

Markowska-Przybyła, U. & Ramsey, D. M. (2018). "Social Capital and Long-Term Regional Development within Poland in the Light of Experimental Economics and Data from a Questionnaire". *Sustainability*, 10(9), 1-26.

Marrocu, E. & Paci, R. (2010). "The Effects of Public Capital on the Productivity of the Italian Regions". *Applied Economics*, 42(8), 989-1002.

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

Putnam, R. D. (1995). "Tuning in, Tuning out: The Strange Disappearance of Social Capital in America". *Political Science and Politics*, 28(4), 664-683.

Sabatini, F. (2009). "Social Capital as Social Networks: A New Framework for Measurement and an Empirical Analysis of its Determinants and Consequences". *The Journal of Socio-Economics*, 38(3), 429-442.

Solow, R. (1992). "The Labor Market as a Social Institution". *Cambridge/Massachusetts: Blackwell*.

Thompson, M. (2018). "Social Capital, Innovation and Economic Growth". *Journal of Behavioral Experimental Economics*, 73, 46-52.

Yildirim, A. & Gokalp, M. F. (2016). "Institutions and Economic Performance: A Review on The Developing Countries". *Procedia Economics and Finance*, 38, 347-359.

دانشگاه پیام نور

فصلنامه علمی

پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی

فرم اشتراک:

علاقه‌مندان به اشتراک فصلنامه علمی *«پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی»*، مبلغ ۲۰۰/۰۰۰ ریال جهت اشـتراک سالانه نشریه، به شماره حساب ۲۱۷۸۶۰۹۰۰۱۰۰۷ نزد بانک ملی ایران، شعبه بنفشه تهران واریز کـرده و فـیش آن را به همراه این فرم، پس از تکمیل، به دفتر مجله ارسال، یا به شماره ۳۴۰۲۱۱۵۱- ۰۸۶ فاکس نمایند.

نام: .....

نام خانوادگی: .....

نشانی: .....

کد پستی: .....

شماره همراه: .....

شماره ثابت: .....

نشانی الکترونیکی: .....

Contents

The Impact of Financial Development on Monetary Policy Efficiency and Inflation Targeting.....15
Mansour Khalili Iraqi, Sajjad Barkhordari, Amin Gallavani

Analysis of the Factors Affecting Income Inequality in Iran in the Framework of Thomas Piketty's Perspective: Structural VAR Approach.....29
Ali Sarkhoshsara, Khadije Nasrollahi, Karim Azarbayejani, Rasol Bakhshi

The Effect of Political Stability and Democracy on Economic Growth in Selected Countries of the Organization of Islamic Cooperation: Dynamic Panel Approach (SYS-GMM).....55
Alireza Kazerooni, Hosein Asgharpour, Maryam Nafisi Moghadam

The Effect of Government Expenditures and Banking Credits Volume Considering Monetary Policies on Economic Growth: DSGE Model (Case Study of Iran).....75
Javad Khalilzadeh, Hassan Heidari, Sahar Bashiri

The Effect of Shocks in Monetary Base and Government Oil Revenues on the Iranian Economy Using Dynamic Stochastic General Equilibrium Model.....93
Ali Mohammadi Pour, Ali Salmanpour Zonouz, Seyed Fakhreddin Fakhrhosseini

Effect of Internal and External Conflicts on Economic Growth in Middle East Countries.....113
Mohammad Sharif Karimi, Maryam Heidarian, Masoume Dourbash

Ranking the Affecting Factors of Industrial Development Case Study of Lorestan Province.....133
Kaveh Derakhshani Darabi, Yousef Mehnatfar

- 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 1.370 (IF =1.370) from the Islamic World Science Citation Center (ISC).

QUARTERLY JOURNAL OF ECONOMIC GROWTH AND DEVELOPMENT RESEARCH

Payame Noor University

Director: Hadi Ghaffari
Chief Editor: Mohammad Reza Lotfali pur
Editorial Staff Secretary: Ali Younessi

Editorial Board:

1	Abolghasem Esna Ashari	Associate Professor	Payame Noor University
2	Farhad Khodadad Kashi	Professor	Payame Noor University
3	Mohammad Reza Seied Nurani	Professor	Allame Tabatabaee University
4	S.P. Singh	Professor	IIT Roorkee, India
5	Hadi Ghaffari	Associate Professor	Payame Noor University
6	Mohammad Reza Farzanegan	Professor	Philips-Universitaet Marburg
7	Mohammad Hassan Fotros	Professor	Bu Ali Sina University
8	Mohammad Reza Lotfalipur	Professor	Ferdowsi University
9	Gholamreza Mesbahi Moghadam	Professor	Imam Sadegh University
10	Esfandiar Maasoumi	Professor	Emory University
11	Yeganeh Mosavi Jahromi	Professor	Payame Noor University
12	Mohammad Ali Molaei	Associate Professor	Shahrud Universit of Technology

Print ISSN: 2228-5954
Online ISSN: 2251-6891
Persian Editor: Hadi Ghaffari
English Editor: Hadi Ghaffari
Printing Numbers: 25
Price: 50000 Rials
Address: Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, P.O. Box 38135-1136, Payame Noor University of Markazi Province, Arak, Iran
Phone: 086-34062473
Fax: 086-34021151
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. 10, No. 39, June 2020