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، امریکا	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 **ناشر:** انتشارات دانشگاه پیام نور

قیمت: ۵۰۰۰۰ ریال

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

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

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

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

داوران فصلنامه (به ترتیب حروف الفبا)

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

این فصلنامه دارای ضریب تأثیر (IF = 1.370) 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 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 جشنواره‌های ملی هفته پژوهش و تجلیل از پژوهشگران برگزیده سال‌های ۱۳۹۲ الی ۱۳۹۹ این فصلنامه همواره به عنوان مجله برتر علمی–پژوهشی دانشگاه پیام نور مورد تقدیر قرار گرفته است.

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

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

May 13, 2011

Dear Dr. Ghaffari,

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

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

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

Yours sincerely,

Liz Braunstein
Production Editor, EconLit
liz@econlit.org

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

هوالحکیم

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم تحقیقات و فناوری

ستاد ملی هفته پژوهش و فناوری

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

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

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

بدینوسیله با تبریک صمیمانه برای کسب عنوان

نشریه برتر در زمینه علوم انسانی

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

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

۲۵/۹/۹۴

رضا فرجی دانا

وزیر علوم، تحقیقات و فناوری

شرایط تدوین و پذیرش مقاله و چگونگی ارسال آن

محورهای پذیرش مقاله

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

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

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

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

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

۶- بررسی موردی توسعه محلی، منطقه‌ای و ملی

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

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

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

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

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

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

شرایط پذیرش مقاله

الف) محتوا

۱- در جهت اهداف و محورهای فصلنامه باشد.

۲- جنبه علمی 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 غیر اخلاقی انتشاراتی و پژوهشی" رخ داده است و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان و مراجع نمایه نمایی مربوطه اقدام نماید.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله موظف‌اند نسبت به بررسی و چاپ سریع اصلاحیه و اطلاع‌رسانی شفاف به خوانندگان، برای مقالات چاپ شده‌ای که در آنها خطاهایی یافت شده است، اقدام نمایند.
- سردبیر و اعضای هیئت تحریریه مجله باید به طور مستمر نظرات نویسندگان، خوانندگان، و داوران مجله در مورد بهبود سیاست‌های انتشاراتی و کیفیت شکلی و محتوایی مجله را جویا شوند.

منابع

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

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

فهرست مطالب

بررسی کارایی سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی (پژوهشی در اقتصاد ایران) ۱۵
رضا علائی، احمد صلاح‌منش، سید عزیز آرمن

تأثیر اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز (رویکرد آستانه‌ای غیرخطی **GMM**) ۳۵
فرهاد خداداد کاشی، سمانه نورانی آزاد، سمیه شاطری

بررسی رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تحقق شاخص‌های حکمرانی خوب در راستای رشد و توسعه اقتصادی ایران ۵۳
علی رضایی، طهماسب مظاهری، مجید توسلی رکن‌آبادی

تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر نابرابری جنسیتی در چارچوب یک الگوی نیوکینزی در ایران ۶۵
محمد مهدی زارع شحنه، زهرا نصراللهی، حجت پارسا

کنترل همزمان کسری بودجه و کسری تجاری در اقتصاد ایران با هدف رشد اقتصادی ۸۳
فوژان تدین، همایون رنجبر، مصطفی رجبی، مرتضی سامتی

تأثیر بهره‌وری علمی بر رشد صادرات مبتنی بر فناوری برتر ۹۷
حمید سپهردوست، محسن تارتار، راضیه داوری کیش

ارزیابی نقش تعدیل‌کننده متغیرهای کلان اقتصادی در رابطه بین معیارهای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت ۱۱۷
علی جعفری، جمادوردی گرگانلی دوجی، مجید اشرفی، آرش نادریان

سخن سردبیر

شماره چهل و یک فصلنامه علمی **پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی** که مربوط به زمستان سال ۱۳۹۹ است، در حالی منتشر می‌شود که پائیز در نیمه راه است. انتشار به موقع این شماره و شماره‌های قبل، پیرو وعده داده شده در ابتدای سال، صورت می‌گیرد و خدا را شاکریم که توانستیم به اهداف برنامه‌ریزی شده در ابتدای سال ۱۳۹۹ دست یابیم. این موفقیت را وامدار همه نویسندگان گرامی هستیم که با دقت و سرعت، اصلاحات پیشنهادی داوران محترم و دبیرخانه فصلنامه را انجام داده و ارسال کرده‌اند.

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

تعداد بالای مقالات دریافتی در سال جاری نشان از نیاز روزافزون اساتید و دانشجویان محترم تحصیلات تکمیلی جهت انتشار یافته‌های علمی دارد. در پاسخ به این نیاز، هیئت تحریریه فصلنامه، تلاش می‌کند شماره‌های فصلنامه را زودتر از فرا رسیدن موعد چاپ، منتشر نماید. به این صورت که شماره بهار ۱۴۰۰ قبل از فرارسیدن سال ۱۴۰۰ تقدیم حضور نویسندگان محترم خواهد شد.

مجدداً از همه اعضاء محترم هیئت علمی و دانشجویان ارجمند تحصیلات تکمیلی دعوت می‌کنیم که یافته‌های ارزشمند علمی خود را جهت چاپ و انتشار در اختیار این فصلنامه قرار دهند.

محمدرضا لطفعلی‌پور
زمستان ۱۳۹۹

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۳۴-۱۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (15-34)

بررسی کارایی سیاست پولی تحت شرایط نااطمینانی اقتصادی (پژوهشی در اقتصاد ایران)

رضا علائی[۱]، *احمد صلاح‌منش[۲]، سید عزیز آرمن[۳]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
۳. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
(**دریافت:** ۱۳۹۸/۹/۹ **پذیرش:** ۱۳۹۸/۱۰/۱)

Monetary Policy Efficiency Under Economic Uncertainty (Research in Iranian Economy)

***Reza Alaei[1], Ahmad Salahmanesh[2], Seyyed Aziz Arman[3]**
1. Ph.D. Student in Economics, shahid chamran university of ahvaz, Iran
2. Assistant Professor of Economics, shahid chamran university of ahvaz, Iran
3. Professor of Economics, shahid chamran university of ahvaz, Iran
(Received: 30/Nov/2019 **Accepted:** 22/Dec/2019**)**

چکیده:

در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های فصل اول سال ۱۳۶۹ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۶ اقتصاد ایران به بررسی تأثیر نااطمینانی اقتصادی بر کارایی سیاست پولی پرداخته شده است. در راستای هدف مطالعه حاضر ابتدا به تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه با استفاده از الگوریتم بهینه‌یابی جستجوی موجودات همزیست (SOS) پرداخته شده است. پس از تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه، با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR) به محاسبه توابع واکنش تکانه‌ای (IRFs) متغیرهای تورم و تولید به شوک وارده بر متغیر حجم پول تحت سطوح نااطمینانی بالا و پایین پرداخته شده است. نتایج حاکی از آن است که تحت سطوح نااطمینانی مختلف، واکنش متغیر تولید و تورم به شوک وارد شده بر متغیر حجم پول متفاوت است به طوری‌که واکنش متغیر تولید تحت سطح نااطمینانی پایین بیشتر از سطح نااطمینانی بالا است و این در حالی است که واکنش متغیر تورم برعکس می‌باشد، بدین معنا که واکنش این متغیر به شوک وارد شده بر حجم پول تحت سطح نااطمینانی بالا بیشتر از سطح نااطمینانی پایین است.

واژه‌های کلیدی: شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه، الگوریتم بهینه‌یابی فراکاوشی، الگوریتم جستجوی موجودات همزیست (SOS)، مدل خودرگرسیون برداری برهمکنشی (IVAR).
طبقه‌بندی JEL: C61، D81، E52.

Abstract:

In the present study, the effect of economic uncertainty on the efficiency of monetary policy has been investigated using data from the first quarter of 1990 to the fourth quarter of 2017. For the purpose of the present study, first, we determine the optimal economic uncertainty index by using SOS search algorithm. After determining the optimal economic uncertainty index, the Interaction Vector Autoregressive (IVAR) approach used to calculate the impulse response functions (IRFs) of inflation and production variables to the shock of M_1 variable under high and low uncertainty levels. The results show that under different levels of uncertainty, the response of production and inflation to the shock of M_1 variable is different, so that the response of production variable under low uncertainty is higher than the high uncertainty level, while the response of Inflation is reversed, meaning that the response to this shock, under high uncertainty is higher than the low uncertainty level.

Keywords: Optimal Economic Uncertainty Index, Metaheuristic Optimization Algorithm, Symbiotic Organisms Search Algorithm (SOS), Interactive Vector Autoregressive (IVAR).
JEL: C61 ,D81 ,E52.

*** نویسنده مسئول:** احمد صلاح‌منش (این مقاله برگرفته از رساله دکتری تحت عنوان "تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه برای ایران و بررسی اثر آن بر سازوکارهای انتقال پولی" می‌باشد که تحت حمایت "صندوق حمایت از پژوهشگران و فناوران کشور (INSF)" قرار گرفته است).
*Corresponding Author: ahmad Salah Manesh E-mail: salahmanesh@yahoo.com.au

۱- مقدمه

با مروری بر مطالعات تئوریک و تجربی صورت گرفته در خصوص سیاست‌های پولی مشخص می‌گردد که یکی از عواملی که منجر به عدم کارایی سیاست‌های پولی در دستیابی به اهداف سیاست‌گذاران پولی می‌گردد، نااطمینانی شکل گرفته در اقتصاد است. از بعد نظری و تجربی نیز رابطه بین افزایش نااطمینانی و کاهش اثر سیاست پولی تأیید شده است، به طوری‌که از بعد نظری بیان می‌گردد "بالا رفتن نااطمینانی باعث می‌شود که کارگزاران تصمیمات خود را به منظور کسب اطلاعات دقیق‌تر و بیشتر به تأخیر بیندازند و این احتیاط، واکنش آنها را به تغییرات در محیط اقتصاد از قبیل نرخ بهره کمتر می‌کند" (آستویت و همکاران[1]، ۲۰۱۷: ۶۰) و از بعد تجربی نیز یکی از سؤال‌هایی که از گذشته محققان دنبال پاسخگویی به آن بوده‌اند و در پی بحران مالی اخیر (بحران سال ۲۰۰۶) نیز توجه بیشتری را به خود جلب کرده است، این می‌باشد که آیا سیاست پولی زمانی که نااطمینانی بالا است نسبت به زمانی که سطح نااطمینانی پایین است، دارای اثر کمتری است؟ تحقیقات متعدد توسط برنانکه[2] (۱۹۸۳: ۱۰۰)، دیکسیت و پیندیک[3] (۱۹۹۴: ۱۶۰) و اخیراً بلوم[4] (۲۰۰۹: ۶۵۰) و استویت و همکاران[5] (۲۰۱۳: ۲۰) تمایل به این دارند که پاسخ سؤال بالا را با احتمال زیاد مثبت بدهند (مهمت و همکاران[6]، ۲۰۱۷: ۱۰۵۸).

کشور ایران جزء کشورهایی است که مرور تحولات رخ داده در اقتصاد آن طی چند دهه گذشته به خوبی دو موضوع را نشان می‌دهد. یکی اینکه اقتصاد ایران با تغییر و تحولات ارادی و غیرارادی مختلفی از قبیل رکودها و تورم‌های مزمن، تغییرات نرخ ارز، اجرای طرح تحول اقتصادی و مواجه شدن با تحریم‌های شدید بین‌المللی و غیره روبه‌رو بوده است که می‌توانند به عنوان عاملی در جهت افزایش سطح نااطمینانی در اقتصاد مطرح گردند و دیگر آنکه سیاست‌های پولی در اقتصاد ایران به عنوان ابزاری معمول در راستای تثبیت اقتصاد و دستیابی به اهداف سیاست‌گذاران به کار گرفته شده است و این در حالی است که از لحاظ تئوریکی و تجربی بر اثرگذاری نااطمینانی بر سیاست پولی تأکید شده است (کاگیانو و همکاران[7]، ۲۰۱۴: ۸۵) و این در حالی است که مرور مطالعات صورت گرفته در رابطه با اقتصاد ایران نشان می‌دهد که تا سال ۱۳۹۷ به بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی بر کارایی و اثرگذاری سیاست پولی پرداخته نشده است. از این رو هدف مطالعه حاضر بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی ایران بر کارایی سیاست پولی است که در این راستا ابتدا با استفاده از رویکرد جان[8] (۲۰۱۴) به تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه برای ایران پرداخته شده است و سپس اثر شاخص نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی مورد بررسی قرار گرفته است. به منظور دستیابی به این اهداف، چارچوب مقاله حاضر به صورت زیر شکل گرفته است. در بخش ۲ مبانی نظری مربوط به اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی ارائه شده است. بخش ۳ مروری بر مطالعات صورت گرفته در رابطه با مطالعه حاضر را ارائه کرده و در بخش ۴ به روش‌شناسی مطالعه حاضر پرداخته شده است که در این قسمت ابتدا به رویکرد تعیین شاخص نااطمینانی و سپس به تصریح مدل مربوط به بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی اشاره شده است. بخش آخر نیز نتیجه‌گیری را بیان کرده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

از بعد تئوری، نااطمینانی می‌تواند فعالیت اقتصادی و به دنبال آن کارایی سیاست پولی را از طریق استدلال‌های مختلفی به صورت منفی و مثبت متأثر سازد (شکل ۱). این استدلال‌ها را می‌توان در چهار گروه کانال اختیار واقعی[9]، کانال پس‌انداز احتیاطی نااطمینانی[10]، کانال اثر پاداش ریسک[11] و کانال اثر فرصت‌های رشد[12] طبقه‌بندی کرد. کانال اختیار واقعی بیان می‌کند که نااطمینانی، سرمایه‌گذاران را تحت فشار قرار می‌دهد تا تصمیمات سرمایه‌گذاری خود را به منظور کسب اطمینان نسبت به آینده به تعویق بیندازند که به دنبال آن، افزایش تولید

1. Aastveit et al. (2017)
2. Bernanke (1983)
3. Dixit & Pindyck (1994)
4. Bloom (2009)
5. Aastveit et al. (2013)
6. Mehmet et al. (2017)
7. Caggiano et al. (2014)
8. Pei-Tha Gan (2014)
9. Real Options
10. Precautionary Savings Channel Of Uncertainty
11. Risk Premium Effect
12. Growth Options Effect

و استخدام نیز با تعویق رخ می‌دهد. این استدلال ناشی از ذهنیتی است که مواجه با یک دنیای نامطمئن است و در حضور هزینه‌های غیرقابل برگشت[1] مهم، "صبر کردن و دیدن"[2] بهترین گزینه برای سرمایه‌گذاران است و همین صبر کردن عاملی است که واکنش سرمایه‌گذاران را نسبت به تغییر متغیرهای اقتصادی مانند نرخ بهره کاهش می‌دهد. بعد از رفع شدن نااطمینانی، از یک طرف سرمایه‌گذاران دارای انگیزه سرمایه‌گذاری و از طرف دیگر شرکت‌ها دارای انگیزه تصمیم‌گیری برای استخدام و تولید می‌گردند که هر دوی این موارد اشاره به یک بهبود سریع فعالیت‌های اقتصادی، بعد از یک شوک نااطمینانی دارد (برنانکه، ۱۹۸۳: ۹۵؛ دیکسیت و پیندیک، ۱۹۹۴ و بلوم، ۲۰۰۹: ۲۷))[3]. استدلال کانال پس‌انداز احتیاطی نااطمینانی بیانگر این است که افزایش نااطمینانی ممکن است منجر به تحریک خانوارها به افزایش پس‌انداز احتیاطی و بنابراین کاهش مصرفشان گردد. این استدلال پیش‌بینی می‌کند که نسبت پس‌انداز خانوارها زمانی که رشد مصرف (به ویژه مصرف صلاح دیدی[4]) به دلیل افزایش در نااطمینانی کاهش می‌یابد، افزایش یابد (کیمبال، ۱۹۹۰: ۷۰؛ کارول، ۱۹۹۷: ۲۷)[5] که البته در کوتاه‌مدت این واکنش‌ها احتمالاً انقباضی[6] هستند (باسو و باندیک، ۲۰۱۲: ۹۴۵؛ لدوک و لیو ۲۰۱۵: ۱۸)[7]. همچنین نااطمینانی می‌تواند از طریق کانال اثر پاداش ریسک بر فعالیت‌های اقتصادی اثرگذار باشد (ارلانو و همکاران، ۲۰۱۲: ۲۰۷۰؛ گیلکریست و همکاران، ۲۰۱۴: ۴۰)[8]. این کانال اشاره به افزایش پاداش ریسک به علت نااطمینانی بالا دارد. برای مثال فرض کنید که بانک‌ها در جهانی مطمئن می‌دانند که کدام یک از وام‌گیرندگان وام‌های خود را بازپرداخت کرده و کدام یک بازپرداخت نمی‌کنند. در این حالت، بانک‌ها فقط به آن متقاضیان وامی که از بازپرداخت وام آنها اطمینان دارند وام پرداخت می‌کنند. حال فرض کنید که یک شوک نااطمینانی وجود دارد. همان‌طور که نااطمینانی افزایش می‌یابد، بانک‌ها مطمئن نیستند افرادی که قبلاً وام‌های خود را به طور قطع باز پرداخت می‌کرده‌اند، اکنون قادر به بازپرداخت بدهی خود باشند و بنابراین نسبت به وام دادن سخت‌گیر[9] می‌شوند. در واکنش به این سناریوی جدید، بانک‌ها باید نرخ بهره را به منظور قرارگیری در معرض ریسک بالاترافزایش دهند. در نتیجه، هزینه دریافت وجوه افزایش می‌یابد و شروع یک پروژه جدید، پرهزینه‌تر می‌گردد و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد. از طرف دیگر نااطمینانی می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را افزایش دهد. برای مثال، یک اثر فرصت‌های رشد[10] وجود دارد که در حضور نااطمینانی بالاتر، بازدهی سرمایه‌گذاری‌ها پر نوسان‌تر می‌گردد. این امکان، اجازه‌ی بازدهی بالاتر سرمایه‌گذاری را نسبت به یک وضعیت نرمال که نوسان در آن پایین است را می‌دهد (هرچند احتمال آن پایین است). این افزایش در منافع بالقوه، منجر به ایجاد انگیزه برای بنگاه‌ها در راستای سرمایه‌گذاری کردن و از این رو گسترش تولید می‌شود[11] (سردا و همکاران[12]، ۲۰۱۸: ۲۹۰۰). بلوم بیان می‌کند، این حالت توضیحی برای حباب دات–کام[13] است به طوری‌که پراکندگی درآمد، منجر به ورود زیاد شرکت‌های جدید و به دنبال آن گسترش سرمایه‌گذاری و تولید در سال‌های پیش از انفجار حباب دات–کام بوده است (بلوم، ۲۰۱۴: ۱۶۵).

۲-۲- مروری بر مطالعات تجربی

از بعد تجربی مطالعات معدودی به بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی پرداخته‌اند که البته برخلاف اینکه وجود

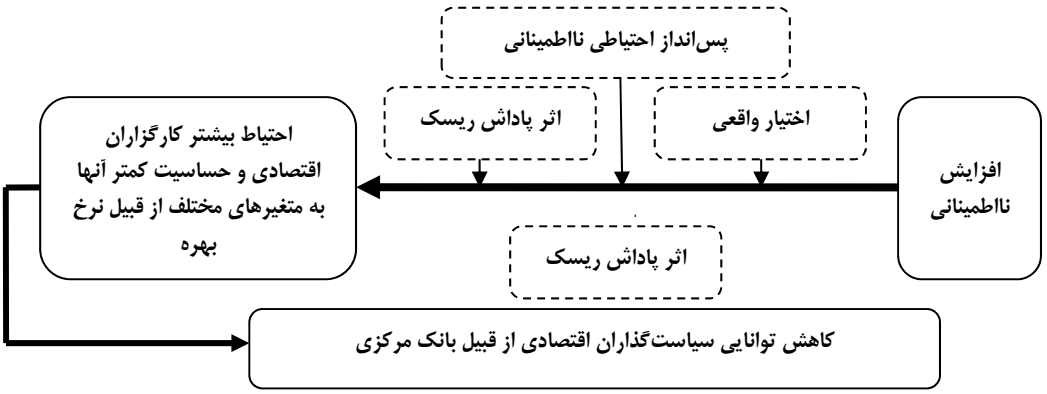
1. Irreversible Costs
2. Wait-and-See
3. Bernanke (1983), Dixit and Pindyck (1994), Bloom (2009)
4. Discretionary Consumption
5. Carroll (1997)
6. Contractionary
7. Leduc & Liu (2015)
8. Gilchrist et al. (2014)
9. Resilient
10. Growth Options Effect

۱۱. البته این حالت برای سرمایه‌گذاری‌هایی که دارای هزینه رسوب شده اندکی می‌باشند (سرمایه‌گذاری‌هایی از نوع Putty-Putty) قابل تصورتر است.

12. Cerda et al. (2018)
13. Dot-Com Bubble

یک حباب اقتصادی در خلال سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۰ میلادی بود (که در ۱۰ مارس ۲۰۰۰ با رسیدن شاخص نزدک به ۵۱۳۲٫۵۲ به اوج رسید) که طی آن بازارهای بورس سهام کشورهای صنعتی دنیا شاهد رشد سریع ارزش مالیشان بودند که از رشد بخش اینترنت و شاخه‌های مرتبط با آن ناشی می‌شد. از مشخصه‌های این دوره، تأسیس (که در بسیاری موارد به شکست اقتصادی انجامید) گروه جدیدی از شرکت‌های بر پایه اینترنت بود که به طور کلی به آنها شرکت دات–کام گفته می‌شد. شرکت‌ها دریافته بودند که اگر یک پیشوند «E-» به ابتدای نام خود یا یک پسوند «دات-کام» به انتهای نام خود بیفزایند، بهای سهام آنها در بازار افزایش می‌یابد.

نااطمینانی و اثر آن بر کارایی سیاست پولی به خوبی از بعد تئوریک درک شده است ولی شواهد تجربی مربوط به آن محدود است و علی‌رغم گسترده بودن دامنه مطالعات صورت گرفته در رابطه با نااطمینانی و سیاست پولی به صورت مجزا، ولی مطالعاتی که ارتباط این دو را به یکدیگر ربط داده باشند اندک هستند.



شکل ۱. سازوکار اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی

آستویت و همکاران[1] در مطالعه خود به ارزیابی فرضیه ناکارآمدی سیاست برای داده‌های امریکا پرداخته و سپس تحلیل خود را به وسیله تخمین چگونگی برهم‌کنش شاخص نااطمینانی بر مبنای داده امریکا با انتقال شوک سیاست پولی در کانادا، انگلستان و نروژ توسعه داده‌اند. آنها از روش‌شناسی خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR)[2] استفاده کرده تا نااطمینانی را به عنوان یک متغیر برهم‌کنشی[3] برون‌زا در مدل لحاظ کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که زمانی که نااطمینانی بالا باشد، شوک‌های سیاست پولی فعالیت‌های اقتصادی را به صورت قابل ملاحظه‌ای ضعیف‌تر متأثر می‌سازد (به ویژه برای کانادا و امریکا). نتیجه مشابهی نیز توسط گوپتا و جوستی[4] (۲۰۱۸: ۶۹۵) به دست آمده است. آنها با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری پنلی مقید به نشانه (PVAR)[5] به تحلیل اثربخشی سیاست پولی غیرمتعارف در ۸ کشور عضو OECD (شامل کانادا، آلمان، فرانسه، ایتالیا، ژاپن، اسپانیا، انگلستان و امریکا) با توجه به سطوح مختلف نااطمینانی سیاست اقتصادی پرداخته‌اند (آستویت و همکاران، ۲۰۱۳: ۶۰).

اروس و زیمر[6] در کار تئوریکی خود، یک بازی پولی-مالی در اتحادیه پولی شکل داده‌اند که در آن نااطمینانی ناشی از شفافیت ناقص در مورد ترجیحات بانک مرکزی وجود دارد. هدف مطالعه آنها بررسی اثرات اقتصاد کلان این نااطمینانی با به حساب آوردن صریح نقش سازوکار انتقال پولی بوده است. آنها در ابتدا حالت انتقال پولی متقارن در اتحادیه پولی را مورد بررسی قرار داده و نشان داده‌اند که اگر سازوکار انتقال پولی قوی نباشد، سیاست پولی بر حسب عملکرد اقتصاد کلان و ثبات‌سازی می‌تواند سودمند[7] باشد. پس از بررسی در حالت تقارن، آنها اجازه انتقال نامتقارن در میان کشورهای عضو را داده و نشان داده‌اند که اثر نااطمینانی پولی برای کشورهایی که به سیاست پولی معمولی حساس‌تر می‌باشند تشدید می‌شود (اروس و زیمر، ۲۰۱۵: ۷۰).

کورف و استان[8] به بررسی این موضوع پرداخته‌اند که آیا نااطمینانی سیاست پولی، واکنش سهام، اوراق بهادار خزانه‌داری، ارز خارجی، بازارهای نفت خام و همچنین نرخ‌های بهره میان‌مدت را به اطلاعیه‌های اقتصاد کلان امریکا متأثر می‌سازد یا خیر. آنها با به کارگیری داده‌های آتی روزانه[9] نشان

1. Aastveit et al. (2013)
2. Interacted Vector Autoregressive
3. Interaction
4. Gupta & Jooste (2018)
5. Sign-Restricted Panel Var
6. Oros & Zimmer (2015)
7. Beneficial
8. Kurov & Stan (2017)
9. Intraday Futures Data

داده‌اند که حضور نااطمینانی سیاستی بالا، واکنش به اخبار اقتصاد کلان در بازارهای سهام و نفت خام را ضعیف‌تر و در بازارهای اوراق خزانه داری، نرخ بهره و ارز خارجی، قوی‌تر می‌گردد. در زمان‌هایی که نااطمینانی سیاست پولی بالا است، اعلامیه‌های کلان اقتصادی، بازارهای مالی و نفت خام را به شدت تحت تأثیر انتظارات سیاست پولی آینده قرار می‌دهند. آنها ۳۳ اطلاعیه اقتصاد کلان امریکا را مورد توجه قرار داده‌اند و دریافته‌اند که نااطمینانی سیاست پولی می‌تواند به صورت معناداری واکنش گروه‌های دارایی مختلف را به اخبار اقتصاد کلان متأثر سازد (کورف و استان، ۲۰۱۷).

مهمت و همکاران[1] در مقاله خود به تحلیل نقش سطوح بالا و پایین نااطمینانی سیاست اقتصادی امریکا بر قضیه ناکارایی سیاست پولی منطقه اروپا و بر مبنای مدل VAR ساختاری مقید به نشانه[2] در طول دوره ۱۹۹۹:۱ تا ۲۰۱۵:۰۳ پرداخته‌اند. شاخص نااطمینانی به کار گرفته شده در این مطالعه شاخص مبتنی بر روزنامه است که توسط بیکر و همکاران[3] (۲۰۱۳) توسعه داده شده است. با استفاده از مدل خودرگرسیون برهم‌کنشی ساختاری (IVAR)[4] مشروط به سطوح بالا و پایین نااطمینانی سیاست اقتصادی امریکا، مشخص گردیده است که نااطمینانی مربوط به تغییرات سیاستی در امریکا، اثر شوک‌های سیاست پولی در منطقه اروپا را کاهش می‌دهد به طوری‌که واکنش قیمت و تولید به شوک سیاست پولی (زمانی که سطح نااطمینانی سیاست امریکا پایین باشد) معنادارتر می‌گردد. از نظر آنها، فعالیت‌های دولت امریکا در ارتباط با تغییرات سیاست پولی در امریکا منبع نااطمینانی برای سرمایه‌گذاران منطقه اروپا است و سطوح بالای نااطمینانی سیاستی که از امریکا سرریز می‌شود، منجر می‌گردد که سرمایه‌گذاران منطقه اروپا صبر کرده و شاهد وقایع آینده شوند و به همین دلیل واکنش ضعیف‌تر قیمت و تولید نسبت به انقباض پولی در منطقه اروپا رخ دهد (مهمت و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۰۵۸).

آستویت و همکاران[5] به بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی بر مسیرهای انتقال شوک‌های پولی پرداخته‌اند. آنها از داده‌های فصل اول ۱۹۷۰ تا فصل دوم ۲۰۱۶ استفاده کرده‌اند. شاخص نااطیمنانی به کار رفته در مطالعه آنها سری‌های نوسان بازار سهام امریکا، شاخص نااطمینانی اقتصاد کلان که در سال ۲۰۱۵ ایجاد گردیده (JLN)[6] و شاخص نااطمینانی سیاست اقتصادی (EPU) که در سال ۲۰۱۶ برای امریکا ایجاد شده[7] است می‌باشد. متغیرهای اقتصادی به کار رفته در مطالعه آنها شاخص CPI، GDP حقیقی، سرمایه‌گذاری حقیقی (به صورت تشکیل سرمایه ناخالص اندازه‌گیری شده است)، مصرف خصوصی حقیقی و نرخ مؤثر وجوه فدرال است. به منظور بررسی چگونگی اثرگذاری انتقال سیاست پولی توسط نااطمینانی متغیر در طول زمان، مدل VAR ساختاری برهم‌کنشی و همچنین روش برافکنش محلی[8] استفاده گردیده است. نتایج آنها نشان می‌دهد که شوک‌های سیاست پولی امریکا، فعالیت اقتصادی را زمانی که نااطمینانی زیاد است کمتر متأثر می‌سازد به طوری‌که با ثابت در نظر گرفتن نااطمینانی، اثر سیاست پولی بر سرمایه‌گذاری زمانی که نااطمینانی در سطح حداکثر خودش است نسبت به زمانی که در دهک پایین باشد نصف می‌گردد (آستویت و همکاران، ۲۰۱۷: ۵۷).

با مرور مطالعات داخلی مشاهده شده است که تنها مطالعه صورت گرفته در این زمینه شامل دل‌انگیزان و همکاران (۱۳۹۲: ۱۸) می‌باشد که در مقاله‌ی خود، به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر میزان بیکاری با وجود نااطمینانی تورم در ایران پرداخته‌اند. آنها در این راستا از داده‌های سالیانه‌ی دوره زمانی ۱۳۵۳ تا۱۳۹۰ استفاده کرده‌اند. مدل پایه‌ای تصریح شده در این مقاله بر اساس تعادل همزمان معادلات عرضه و تقاضای کل پویا انتخاب و برای محاسبه نااطمینانی تورم از مدل‌های خانواده ARCH و یک مدل پیشنهادی استفاده کرده‌اند. نتایج حاصل از تخمین مدل، نشان دهنده‌ی آن است که نااطمینانی تورم بر نرخ بیکاری اثری کاهنده دارد و تأثیر سیاست‌های پولی بر بیکاری در شرایط نااطمینانی تورم کاهش می‌یابد و رابطه‌ی مثبت و معنادار بین نااطمینانی تورم و بیکاری وجود دارد، بدین معنا که افزایش نااطمینانی تورم منجر به افزایش بیکاری می‌گردد.

1. Mehmet et al. (2017)
2. Sign-Restricted Structural Var
3. Baker et al. (2013)
4. Structural Interacted Vector Autoregressive
5. Aastveit et al. (2017)

۷. Jurado, Kyle, Sydney C. Ludvigson, And Serena N را ببینید.

۸. Baker, Scott R., Nicholas Bloom, And Steven J. Davis را ببینید

8. Local Projections

۳- روش‌شناسی پژوهش

۳-۱- تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه

در این قسمت با استفاده از رویکردی مشابه رویکرد جان (۲۰۱۴) به تعیین شاخص نااطمینانی بهینه پرداخته شده است. شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه با استفاده از تصریح مدل اقتصاد کلان استاندارد تحلیل می‌گردد که بسطی از مدل ساختاری کوچک توصیف شده توسط سونسون[1] (۲۰۰۰) است. جان (۲۰۱۴) و اردام و یاماک[2] (۲۰۱۶) مدل مذکور را در راستای تعیین شاخص نااطمینانی بهینه به کار گرفته‌اند و در راستای هدف مطالعه خود، مدل همزمان[3] شاخص نااطمینانی اقتصادی را وارد مدل ساختاری کرده‌اند و ضرایب آن را به گونه‌ای تعیین کرده‌اند که تابع زیان بانک مرکزی حداقل گردد:

$$\textbf{min} \quad L_t = \mu_{yg} V_{yg} + \mu_{\pi g} V_{\pi g} + \mu_{M1g} V_{M1g} + \mu_{eg} V_{eg} \qquad (۱)$$

s.t

$$y_t^g = \alpha_1 y_{t-1}^g + \lambda_1 INS_{t-1}^g + \delta_1 e_{t-1}^g + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\pi_t^g = \alpha_2 y_{t-1}^g + \beta_1 \pi_{t-1}^g + \delta_2 e_{t-1}^g + \eta_t \qquad (۳)$$

$$e_t^g = \lambda_2 INS_{t-1}^g + \beta_3 \pi_{t-1}^g - \gamma_1 RES_t^g + \upsilon_t \qquad (۴)$$

$$UI_t = \alpha_3 y_t^g + \beta_2 \pi_t^g + \delta_3 e_t^g + \lambda_3 INS_t^g + \varpi_t \qquad (۵)$$

$$INS_t^g = -\alpha_4 y_{t-1}^g - \beta_3 \pi_{t-1}^g - \delta_4 e_{t-1}^g - UI_{t-1} + \varsigma_t \qquad (۶)$$

رابطه ۱ تابع زیان بانک مرکزی و سایر توابع مدل ساختاری اقتصاد ایران می‌باشند. رابطه ۱ شامل واریانس‌های غیرشرطی شکاف تولید حقیقی (V_{yg})، شکاف تورم ($V_{\pi g}$)، شکاف ابزار سیاستی بانک مرکزی (در اینجا نرخ رشد پایه پول) (V_{M1g}) و شکاف نرخ ارز حقیقی (V_{eg}) می‌باشند[4]. μ_{yg}، $\mu_{\pi g}$، μ_{M1g} و μ_{eg} وزن‌های تخصیص داده شده به متغیرهای مذکور می‌باشند که بستگی به ترجیحات بانک مرکزی در کنترل هر یک از متغیرها دارد. از آنجایی که اتفاق نظر در خصوص این وزن‌ها وجود ندارد و در مطالعات داخلی نیز مقادیر مختلفی به هر یک از متغیرهای مذکور نسبت داده شده است[5]، در مطالعه حاضر با استفاده از نتایج به دست آمده توسط یزدانی، درگاهی و افروزی (۱۳۹۶) که متغیر نرخ ارز را نیز در تابع زیان بانک مرکزی وارد کرده‌اند و طول دوره مورد بررسی آنها (۱: ۱۳۷۰ تا ۴: ۱۳۹۳) به طول دوره مطالعه حاضر نزدیک می‌باشد مقادیر ۱، ۰/۵ و ۰/۵ برای شکاف تولید، شکاف تورم، شکاف متغیر سیاستی انتخاب و مقدار ۰/۴ نیز برای شکاف نرخ ارز مورد استفاده قرار گرفته است.

معادله ۲ منحنی IS در اقتصاد باز است که تولید کل اقتصاد را نشان می‌دهد. شکاف تولید (y_t^g) به مقادیر گذشته خودش، شکاف متغیر ابزار سیاست پولی (INS_{t-1}^g) و شکاف نرخ ارز حقیقی (e_{t-1}^g) بستگی دارد (جان، ۲۰۱۴: ۱۷۲). علاوه بر متغیرهای مذکور شوک‌هایی وجود دارد که بر مقدار تولید اثرگزار می‌باشند که در عبارت ε_t لحاظ شده‌اند[6]. نکته حائز اهمیت این است که در ایران نرخ بهره به صورت دستوری و معمولاً سالانه تعیین می‌گردد و نمی‌تواند ابزار مناسبی برای سیاست پولی در نظر گرفته شود. مرور مطالعات مختلف نشان می‌دهد که در کارهای تجربی اتفاق نظری در رابطه با ابزار سیاست پولی در ایران وجود ندارد و از متغیرهای مختلفی به عنوان ابزار سیاست پولی استفاده شده است. در مطالعه حاضر سه متغیر شکاف نرخ رشد حجم پول ($M1^g$)، شکاف نرخ رشد حجم نقدینگی ($M2^g$) و شکاف نرخ رشد پایه پولی (B^g) به عنوان ابزارهای سیاستی بانک مرکزی به صورت جداگانه وارد مدل گردیده و سپس با مقایسه مقدار زیان بانک مرکزی ناشی از به کارگیری هر یک از این ابزارها، شکاف نرخ رشد پایه پولی (B^g) به عنوان مناسب‌ترین ابزار سیاستی بانک مرکزی انتخاب گردیده است. معادله ۳ منحنی فیلیپس اقتصاد باز یا به صورت معادل، رابطه عرضه کل است (منکیو و ریز[7]، ۲۰۱۱:

---

1. Svensson (2000)
2. Erdem & Yamak (2016)
3. Contemporaneous Model

۴. به منظور تعیین شکاف متغیرها از فیلتر هادریک پرسکات استفاده شده است.

۵. به عنوان مثال خلیلی عراقی و همکاران (۱۳۸۸)، فرازمند و همکاران (۱۳۹۲)، صارم و مهرآرا (۱۳۹۳) و قلی‌زاده کناری و همکاران (۱۳۹۶) را ببینید.

۶. والش (۲۰۱۰: ۳۴۰) نیز نرخ بهره اسمی را به عنوان ابزار بانک مرکزی برای اجرای سیاست پولی در تصریح منحنی IS وارد می‌کند (Walsh, Carl E,2010).

7. Mankiw & Reis (2011)

۱۹۵). این معادله بیان می‌کند که تغییر در تورم (π_t^g) به سطح شکاف تولید، شوک تورمی و شکاف نرخ ارز حقیقی بستگی دارد. تصریح تابع نرخ ارز حقیقی در معادله ۴ نشان داده شده است. به طور مرسوم نرخ ارز حقیقی تابعی از نرخ بهره حقیقی در نظر گرفته می‌شود (بال[1]، ۱۹۹۹: ۱۴۵) که در واقع نشان دهنده این است که شکاف نرخ بهره حقیقی بالاتر، دارایی‌های داخلی را جذاب‌تر کرده و منجر به کاهش نرخ ارز می‌گردد. اما با بررسی واقعیت‌های اقتصادی ایران و مرور مطالعات صورت گرفته در خصوص عوامل مؤثر در تعیین نرخ ارز، ضرورت تصریح مناسب‌تر این معادله مرسوم برای اقتصاد ایران آشکار می‌گردد و این ضرورت با توجه به این نکته که تغییرات نرخ بهره و تفاوت نرخ‌های بهره داخلی و خارجی به دلایلی از جمله تحریم نظام بانکی و انتقال نیافتن آزادانه سرمایه بین داخل و خارج ایران در تعیین نرخ ارز و انتقال سرمایه اثر ندارد (صارم و مهرآرا، ۱۳۹۳: ۱۴۵) تشدید می‌شود. مرور مطالعات داخلی نشان دهنده عوامل متعدد اثرگذار بر نرخ ارز است (ابریشمی و رحیمی، ۱۳۸۳: ۱۷؛ مهرآرا، ۱۳۸۴: ۱۳۳؛ منافی‌انور و همکاران، ۱۳۹۴: ۱۴ را ببینید). از آنجایی که در بیشتر مطالعات بر اهمیت درآمد نفتی و تورم تأکید شده است (ختایی و سیفی پور، ۱۳۸۷: ۱۵؛ خواجه محمدلو و خداویسی، ۱۳۹۶: ۱۹۹)، بنابراین در معادله ۴ باید اثر متغیرهای تورم و درآمد نفتی لحاظ شود. البته علی‌رغم نقش مهم درآمد نفتی در تعیین نرخ ارز کشور، به دلیل آنکه بانک مرکزی در هدف‌گذاری و کنترل نرخ ارز دخالت مستقیم دارد، به نظر می‌رسد که درآمد نفتی کشور به طور مستقیم بر تغییر نرخ ارز اثر نمی‌گذارد و در واقع از طریق تغییر ذخایر ارزی بانک مرکزی و با تصمیم مقامات پولی کشور بر نرخ ارز اثرگذار است. بنابراین به جای درآمد نفتی در معادله ۴، از متغیر ذخایر خارجی بانک مرکزی (RES) استفاده شده است که با توجه به تعریف نرخ ارز در ایران (تعریف غیرمستقیم)، انتظار بر آن است که اثر شکاف این متغیر بر شکاف نرخ ارز منفی باشد. v_t در معادله ۴ نشان دهنده اثر شوک‌هایی از قبیل انتظارات، نرخ‌های بهره خارجی و اطمینان سرمایه‌گذاران به شکاف نرخ ارز حقیقی است. همچنین در معادله ۴ به جای شکاف نرخ بهره از شکاف نرخ رشد پایه پولی استفاده شده است. معادله ۵ تابع نااطمینانی اقتصادی همزمان را نشان می‌دهد که فرض می‌شود نااطمینانی اقتصادی با شوک‌های متغیرهای کلان و متغیرهای سیاستی مانند شکاف تولید، تورم، نرخ ارز و نرخ بهره همبسته است و در واقع شاخص نااطمینانی اقتصاد (UI) در بردارنده شکاف تولید حقیقی، شکاف تورم، شکاف نرخ ارز حقیقی و شکاف ابزار سیاست پولی متناسب با عملکرد بانک مرکزی ایران (پایه پولی) است. فرض می‌شود که کاهش شکاف متغیرهای فوق منجر به کاهش سطح نااطمینانی می‌گردد. هدف مطالعه حاضر این است که در یک فرایند بهینه‌یابی پارامترهای این رابطه به گونه‌ای کالیبره شود که تابع زیان بانک مرکزی (رابطه ۱) حداقل شده و این شاخص نااطمینانی بهینه به دست آید. معادله ۶ تابع بازخورد سیاست پولی است. بر اساس این تابع، بانک مرکزی ابزار سیاستی خود را در واکنش به تغییرات[2] شکاف تولید، تورم، نرخ ارز و نااطمینانی تغییر می‌دهد. این تغییرات همراه علامت منفی انتظاری پارامترها، منعکس کننده سیاست ضدچرخه‌ای[3] اتخاذ شده توسط بانک مرکزی است به طوری‌که با افزایش در y^g، π^g، e^g و UI، بانک مرکزی باید شکاف تولید، شکاف تورم و نااطمینانی اقتصادی را به وسیله کاهش در شکاف ابزار سیاست پولی (پایه پولی) تثبیت کند (برای مطالعه‌ی جزئیات بیشتر به علائی، صلاح‌منش و آرمن (۱۳۹۷) رجوع کنید).

در مطالعه حاضر به منظور انجام فرایند بهینه‌یابی و ایجاد شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه از الگوریتم نسبتاً جدید جستجوی موجودات همزیست (SOS)[4] استفاده گردیده[5] که به خاطر سرعت و قدرت آن در حل مسائل بهینه‌سازی، در مطالعات متعدد مورد استفاده قرار گرفته است (پاندا و پانی[6] ۲۰۱۶، ۳۶۴؛ ازوگوا و پرایاگو[7] ۲۰۱۸، ۲۰۰؛ فشاری و نظری[8] ۲۰۱۸، ۱۵۵؛ محمدی و همکاران، ۱۳۹۵، ۳۶۹؛ اکبری‌فرد و همکاران، ۱۳۹۶: ۸۵ را ببینید). این الگوریتم یکی از

1. Ball (1999)

2. Innovations
3. Countercyclical
4. Symbiotic Organisms Search
۵. لازم به ذکر است که دو الگوریتم بهینه‌یابی ژنتیک (GA) و ازدحام ذرات (PSO) نیز مورد استفاده قرار گرفته‌اند که به علت بهتر بودن نتایج الگوریتم SOS و جلوگیری از طولانی شدن مطالب از ذکر نتایج آنها خودداری شده است.
6. Panda & Pani (2016)
7. Ezugwu & Prayogo (2018)
8. Feshari & Nazari (2018)

الگوریتم‌های فراابتکاری[1] است که بر پایه شبیه‌سازی رفتار متقابل میان موجودات توسط چنگ و پرایگو[2] (۲۰۱۴: ۱۰۲) ارائه گردیده است. موجودات به علت تکیه بر دیگر گونه‌ها برای گذراندن زندگی و حتی بقاء، به ندرت در انزوا زندگی می‌کنند. این رابطه مبتنی بر اعتماد به‌عنوان همزیستی شناخته می‌شود. الگوریتم SOS فعل و انفعالات همزیستی در رابطه بین دو گونه را شبیه‌سازی می‌کند به نحوی که یک گونه به جستجو برای پیدا کردن مناسب‌ترین موجود می‌پردازد. در SOS، تولید راه‌حل جدید به وسیله تقلید تعامل بیولوژیک بین دو موجود در اکوسیستم اداره می‌شود که به وسیله سه فاز همکاری[3] (استفاده متقابل)، هم‌سفرگی[4] و انگلی[5] که شبیه به مدل تعاملی بیولوژیکی در دنیای واقعی است ایجاد می‌گردد. هویت هر تعامل، مبتنی بر نوع تعامل تعریف می‌شود. به این ترتیب که سود دو طرفه بیانگر فاز همکاری، سود یک طرفه مبین فاز هم‌سفرگی و سود یک طرف و زیان طرف دیگر، نشان‌دهنده فاز انگلی است. در همه فازها هر موجود به صورت تصادفی با موجود دیگر تعامل می‌کند. این فرایند تا زمانی که معیار خاتمه فرایند (مثلاً رسیدن به حداکثر تعداد تکرار) برآورده شود ادامه پیدا می‌کند (برای مطالعات جزئیات بیشتر به ازوگوا و پرایاگو[6]، ۲۰۱۸: ۱۹۰ و اکبری‌فرد و همکاران، ۱۳۹۶: ۷۸ مراجعه کنید).

۳-۲- روش‌شناسی بررسی اثر نااطمینانی اقتصادی بر کارایی سیاست پولی

در راستای بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی از روش شناسی خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR)[7] به کار گرفته شده توسط آستویت و همکاران[8] (۲۰۱۷: ۶۲) استفاده شده است. مدل پایه‌ای مورد استفاده به صورت ۷ می‌باشد:

$$Y_t = A_0 + \sum_{p=1}^{P} C_p X_{t-p} + \sum_{p=1}^{P} (A_p Y_{t-p} + B_p Y_{t-p} X_{t-p}) + U_t \quad (۷)$$

که در آن U_t بردار پسماندهای فرم خلاصه شده در زمان t است. به منظور بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی، بردار Y_t در برگیرنده متغیر شاخص قیمتی مصرف‌کننده (CPI)، تولید ناخالص داخلی (GDP) و متغیر ابزار سیاست پولی (پایه پولی) است. متغیر X_t نیز بیانگر شاخص نااطمینانی تعیین شده در بخش قبل است. همان‌طور که نشان داده شده است، مدل به متغیرهای موجود در Y_t اجازه می‌دهد که با متغیر X_{t-1} که به صورت رگرسور جداگانه‌ای وارد شده است برهم‌کنش داشته باشد. در مدل ۷ مقادیر از پیش تعیین شده X مورد استفاده قرار می‌گیرد به طوری‌که متغیر شاخص نااطمینانی و برهم‌کنشی به صورت همزمان به وسیله Y تحت تأثیر قرار نگیرند. نااطمینانی باید در اصل با همه متغیرهای با وقفه در سیستم برهم‌کنش داشته باشد ولی در راستای هدف مطالعه حاضر و صرفه‌جویی در از دست دادن درجه آزادی، متغیر شاخص نااطمینانی در دو مدل مختلف با متغیر جانشین سیاست پولی برهم‌کنش داده می‌شود. A_0 بردار عبارات ثابت، A_P, C_P و B_P بردارهای پارامتر برای متغیر شاخص نااطمینانی (X_{t-p})، متغیرهای درون‌زا (Y_t) و عبارت برهم‌کنش $(Y_{t-p}X_{t-p})$ می‌باشند. استفاده از رویکرد IVAR اجازه مطالعه اثرات متغیر در زمان را بدون تقسیم کردن نمونه به زیرگروه‌های مختلف می‌دهد (فیلپا و همکاران[9]، ۲۰۱۴: ۵۳۵). به طور کلی به منظور ارزیابی میزان اهمیت اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی با استفاده از مدل ۷ مراحل زیر انجام شده است:

۱. ابتدا در چارچوب مدل VAR واکنش متغیرهای هدف (تولید و تورم) نسبت به شوک وارده بر متغیر ابزار سیاست بانک مرکزی بررسی می‌شود.

۲. سطوح بالا و پایین نااطمینانی محاسبه گردیده که در این راستا صدک ۹۰ام و ۱۰ام توزیع تاریخی شاخص نااطمینانی در نظر گرفته شده و به ترتیب با X^{high} و X^{low} نشان داده شده است.

1. Meta-Heuristic
2. Cheng & Prayogo (2014)
3. Mutualism Phase
4. Commensalism Phase
5. Parasitism Phase
6. Ezugwu & Prayogo (2018)
7. Interacted Var

این روش توسط Towbin, Pascal And Sebastian Weber (۲۰۱۳) و Sa, Filipa, Pascal Towbin, And Tomasz (۲۰۱۴) Wieladek توسعه داده شده است.

8. Aastveit et al. (2017)

9. Filipa et al (2014).

۳. مدل برهم‌کنشی شاخص نااطمینانی با متغیر سیاستی بانک مرکزی در دو حالت نااطمینانی بالا و پایین به صورت جداگانه تصریح و سپس مدل IVAR تخمین زده شده است. با مقادیر اختصاص داده شده برای متغیر برهم‌کنش X_t، مدل VAR تخمین زده شده به صورت زیر معرفی گردیده است:

$$Y_t^{high} = \hat{D}_0^{high} + \sum_{p=1}^{P} (\hat{D}_p^{high} Y_{t-p}) + \hat{U}_t$$
$$Y_t^{low} = \hat{D}_0^{low} + \sum_{p=1}^{P} (\hat{D}_p^{low} Y_{t-p}) + \hat{U}_t \quad (۸)$$

که در آن

$$\hat{D}_0^{high} = \widehat{A_0} + \sum_{p=1}^{P} \hat{C}_p X^{high}$$
$$\hat{D}_0^{low} = \widehat{A_0} + \sum_{p=1}^{P} \hat{C}_p X^{low}$$

و به طور مشابه

$$\hat{D}_p^{high} = \widehat{A_p} + \widehat{B_p} X^{high}$$
$$\hat{D}_p^{low} = \widehat{A_p} + \widehat{B_p} X^{low}$$

است. اینها شکل خلاصه شده مدل‌های VAR هستند.

پس از تخمین مدل‌های فوق، توابع واکنش تکانه‌ای متغیرهای تولید و تورم نسبت به شوک پولی در دو حالت سطح نااطمینانی بالا و پایین محاسبه گردیده است.

۴. در این مرحله با مقایسه توابع واکنش تکانه‌ای متغیرهای تولید و تورم نسبت به شوک پولی در دو حالت مدل با سطح نااطیمنانی بالا و مدل با سطح نااطمینانی پایین، می‌توان به بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی پرداخت.

نکته حائز اهمیت در این قسمت این است که به منظور برآورد مدل‌های مذکور لازم است مانایی متغیرها بررسی شود که به علت تناوب فصلی داده‌ها و طولانی بودن دوره مورد بررسی و امکان رخداد شکست‌های ساختاری در طی دوره، علاوه بر نتایج آزمون فیلیپس–پرون[1] از آزمون زیووت واندریو[2] با یک شکست ساختاری استفاده شده است. برای برآورد مدل‌های فوق طول وقفه بهینه نیز به وسیله مقایسه معیارهای آکائیک (AIC)، هنان کوئین (HQ)، شوآرتز–بیزین (SIC) و خطای پیش‌بینی نهایی (FPE)[3] تعیین شده است.

٤- نتایج پژوهش

بر اساس مباحث مطرح شده در بخش قبل، ابتدا به تعیین شاخص نااطمینانی و سپس به بررسی اثر آن بر کارایی سیاست پولی پرداخته شده است.

٤-١- تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه

به منظور تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه برای ایران، داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر از سایت بانک مرکزی استخراج شده است و نقص‌های موجود در برخی سری‌ها را توسط داده‌های موجود در نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی تکمیل و سپس برخی متغیرهای اسمی بر اساس سال پایه ۱۳۹۰ حقیقی شده‌اند[4]. به علت در دسترس نبودن متغیر نرخ ارز حقیقی، شاخص قیمتی مصرف کننده امریکا و ایران از سایت بانک جهانی استخراج و سپس با ضرب نسبت شاخص قیمتی مصرف کننده خارجی به داخلی در نرخ ارز اسمی، مقدار حقیقی این نرخ ارز محاسبه گردیده است[5]. ولی نکته‌ای که باید در رابطه با نرخ ارز حقیقی به آن توجه کرد این است که از آنجایی که هدف نهایی ما ایجاد شاخص نااطمینانی است به نظر می‌رسد که در ایران نرخ ارز اسمی در ایجاد نااطمینانی اقتصادی نقش مهم‌تری دارد و بهتر است که متغیر نرخ ارز اسمی در تابع نااطمینانی وارد شود که البته به دلیل ورود نرخ ارز حقیقی در سایر معادلات، لازم است یکسان سازی این نرخ‌ها صورت گیرد و اثر نسبت قیمت‌های خارجی به داخلی از نرخ‌های ارز حقیقی خارج شود. بدین منظور در کلیه معادلاتی که نرخ ارز به صورت مستقل یا وابسته وارد شده است، کلیه متغیرها را در شکاف نرخ رشد نسبت شاخص قیمتی مصرف کننده داخلی به خارجی ضرب شده است تا به نوعی اثر جایگزینی متغیر نرخ ارز حقیقی با متغیر نرخ ارز اسمی موجه باشد[6]. همه متغیرها به صورت لگاریتمی در نظر گرفته شده‌اند و

1. Phillips-Perron
2. Zivot-Andrews
3. Final Prediction Error

۴. به علت وجود اثرات فصلی در متغیر تولید ناخالص داخلی، این متغیر با استفاده از روش X-12 فصلی زدایی شده است.

۵. لازم به ذکر است که داده‌های نرخ ارز حقیقی مؤثر از صندوق بین‌المللی نیز استخراج و مورد استفاده قرار گرفت که نتایج حاصل از به کارگیری این متغیر غیرمنطقی بوده است.

۶. در واقع با این کار علی‌رغم اینکه متغیر نرخ ارز واقعی به کار گرفته شده است ولی بدون تغییر ساختار مدل رگرسیون و تغییر نتایج، اثرات تورمی از متغیر نرخ ارز خارج شده و مانند این است که نرخ ارز اسمی در مدل وجود

سپس نرخ رشد آنها محاسبه و آنگاه بـه منظـور تعیـین شـکاف متغیرها از فیلتـر هادریـک–پرسـکات اسـتفاده گردیـده اسـت. محاسبات مربوط به تعیین پارامترهای روابط مـدل سـاختاری و تعیین ضرایب شاخص نااطمینانی از طریق فرایند بهینه‌یابی بـه وسیله کدنویسی در نـرم‌افـزار MATLAB14b انجـام شـده است. ابتدا با انجام کدنویسی به تعیین روابـط متغیرهـای مـدل ساختاری (روابط ۲ تا ۶) بـدون وجـود متغیـر نااطمینـانی (UI) پرداخته شده است. بدین منظور روابط مذکور توسـط الگـوریتم SOS به گونه‌ای تعیین شده است که مجـذور میـانگین مربـع خطاهـا (RMSE)[1] در هـر یـک از روابـط حـداقل گـردد. پارامترهای تعیین شده توسـط الگـوریتم در جـدول ۱ گـزارش شده‌اند. سپس معادله نااطمینانی (رابطـه ۵) وارد سـاختار مـدل شده و در این مرحله به گونه‌ای کدنویسی صورت گرفتـه اسـت که الگوریتم SOS پارامترهای مدل ۵ را طوری تعیین کند کـه در کنار سایر روابط مدل ساختاری، تابع زیان بانـک مرکـزی را حداقل نماید. نتایج تعیین پارامترهای مـدل ۵ نیـز در جـدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج برآورد معادلات ساختاری با استفاده از الگوریتم SOS؛ ابزار سیاستی BM

معادله	R^2	RMSE	ابزار سیاستیBM μ_{yg}=1, $\mu_{\pi g}$=0/5, μ_{BMg}=0/5, μ_{eg}=0/4
۴	۰/۹۲	۰/۳۸	$y_t^g = 0.05y_{t-1}^g + 0.06BM_{t-1}^g + 0.09e_{t-1}^g + \varepsilon_t$
۵	۰/۹۴	۰/۳۴	$\pi_t^g = 0.37y_{t-1}^g + 0.26\pi_{t-1}^g - 0.18e_{t-1}^g + \eta_t$
۶	۰/۹۱	۰/۳۶	$e_t^g = 0.23BM_{t-1}^g + 0.03\pi_{t-1}^g - 0.006RES_t^g + \upsilon_t$
۸	۰/۸۶	۰/۸۸	$BM_t^g = -0.13y_{t-1}^g - 0.02\pi_{t-1}^g - 0.10e_{t-1}^g + \varsigma_t$

مأخذ: محاسبات تحقیق

ضرایب تابع نااطمینانی هینه اقتصاد نیز در جدول ۲ ارائه شده و با قرارگیری این ضرایب در تابع شماره ۵، شـاخص نااطمینـانی اقتصادی بهینه محاسبه گردیده است:

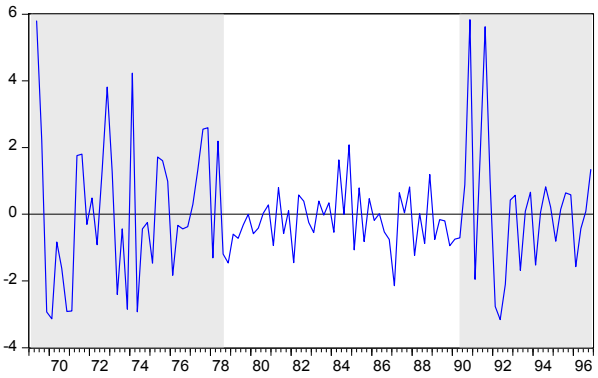
جدول ۲. نتایج الگوریتم بهینه یابی SOS

مقدار	ضرایب بهینه، وارایانس‌ها و مقدار زیان بانک مرکزی
۰/۲۲	α_3
۱/۰۳	β_3
۲/۰۷	δ_3
۰/۹۹	λ_3
۰/۲۲	V_{yg}
۱/۶۷	$V_{\pi g}$
۰/۳۲	V_{BMg}
۰/۷۶	V_{eg}
۱/۵۸	L_t

$$UI_t = 0/22y_t^g + 1/.3\pi_t^g + 2/07e_t^g + 0/99BM_t^g$$

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۲ نمودار شـاخص نااطمینـانی اقتصـادی بهینـه را نشـان می‌دهد (سری زمانی شاخص در پیوست ۲ گزارش شده است).



شکل ۲. نمودار شاخص نااطیمنانی اقتصادی بهینه برای اقتصاد ایران

مأخذ: نتایج تحقیق

با توجه به شاخص ایجاد شده و نمودار آن مشـخص اسـت کـه متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم به ترتیـب بیشـترین اثرگـذاری و متغیرهای نرخ رشد تولید و پایه پولی کمتـرین اثرگـذاری را در ایجاد شاخص نااطمینانی دارند وهچنین در دهه هشـتاد نسـبت به دو دهه هفتاد و نود میزان سطح نااطمینانی کمتر بوده است.

دارد (بـه منظـور بررسـی اثـرات تغییـر مقیـاس متغیرهـا بـه فصـل ۶ wooldridge (2013) مراجعه کنید).

1. Root-Mean-Square Error

٤-۲- بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی

نتایج آزمون‌های مانایی متغیرها در پیوست ۳ آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد که علی‌رغم اینکه اکثر متغیرها به وسیله آزمون فیلیپس-پرون (P.P) نامانا می‌باشند ولی با اعمال شکست ساختاری توسط آزمون زیوت و اندریوز (Z.A) مانا گردیده‌اند (پیوست ۲) و این نکته مهم را در بحث بررسی مانایی متغیرها خاطر نشان می‌کنند که اهمیت شکست ساختاری باید جدی‌تر در نظر گرفته شود.

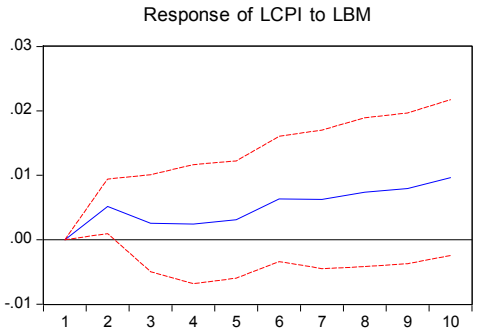
در ادامه ابتدا به بررسی واکنش متغیرهای هدف (تولید و تورم) به شوک وارده بر متغیرهای سیاستی بانک مرکزی پرداخته و سپس بر اساس نتایج به دست آمده به بررسی واکنش متغیرهای هدف نسبت به شوک وارد شده بر متغیر ابزار سیاستی بانک مرکزی تحت سطوح نااطمینانی بالا و پایین پرداخته شده است. در این بخش صدک ۱۰ام و ۹۰ام شاخص نااطمینانی تعیین شده را به عنوان سطح نااطمینانی پایین و بالا محاسبه و از آن به منظور ارزیابی اثر میزان نااطیمنانی بر کارایی سیاست پولی استفاده شده است.

الف) متغیر سیاستی بانک مرکزی: لگاریتم پایه پولی (LBM)

ابتدا الگوی پایه‌ای ۷ برآورد گردیده است تا مجموع تأثیر متغیر LBM به عنوان ابزار سیاستی بانک مرکزی بر تولید (LGDP) و تورم (LCPI) به صورت یکجا تخمین زده شود. با توجه به معیارهای HQ و SBC وقفه بهینه مقدار ۲ و بر اساس معیارهای AIC و FPE مقدار ۴ تعیین شده است که با بررسی آزمون‌های تشخیصی مدل با ۴ وقفه انتخاب گردیده است. نتایج توابع واکنش تکانه‌ای مدل ۷ در شکل ۳ ارائه شده است.

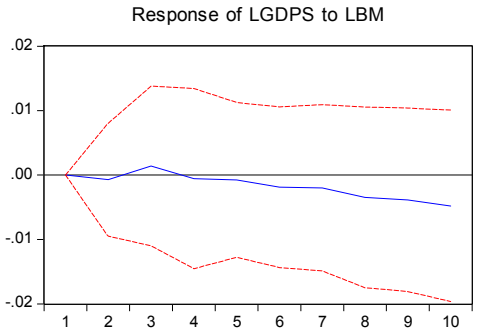
با توجه به شکل مشخص است که شوک وارده به پایه پولی نه تنها منجر به واکنش اندک متغیر تولید (LGDP) گردیده است بلکه این واکنش‌ها معنادار نیز نمی‌باشند. واکنش متغیر شاخص قیمتی مصرف کننده (LCPI) به پایه پولی نیز معنادار نیست ولی با این حال شوک وارده به پایه پولی منجر به افزایش متغیر LCPI تا دو دوره (دو فصل) گردیده و سپس تا یک دوره بعد (فصل سوم) منجر به کاهش آن شده است. از فصل سوم تا پنجم نیز مقدار واکنش تقریباً ثابت و پس از آن دوباره شروع به افزایش کرده است.

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



توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک LBM

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



توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک LBM

شکل ۳. توابع واکنش تکانه‌ای شوک وارده برLBM

مأخذ: محاسبات تحقیق

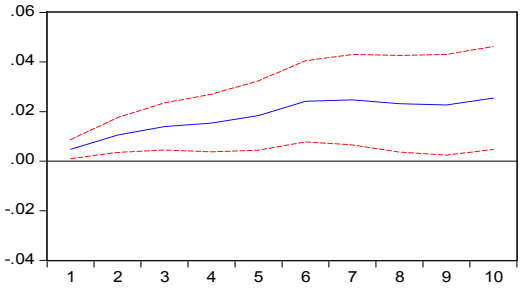
ب) متغیر سیاستی بانک مرکزی: لگاریتم حجم پول (LM_1)

در این قسمت نیز ابتدا الگوی پایه‌ای ۷ برآورد گردیده است تا مجموع تأثیر متغیر LM_1 به عنوان ابزار سیاستی بانک مرکزی بر تولید و تورم به صورت یکجا تخمین زده شود. با توجه به معیارهای HQ و SBC وقفه بهینه مقدار ۵ و بر اساس معیارهای AIC و FBE مقدار ۶ تعیین شده است که بر اساس نتایج بررسی آزمون‌های تشخیصی، مدل با ۶ وقفه انتخاب گردیده است. نتایج توابع واکنش تکانه‌ای مدل ۷ در شکل ۴ ارائه شده است. با توجه به شکل مشخص است که واکنش متغیر LGDP به شوک وارده بر LM_1 از فصل ۱ تا ۴ به صورت مرزی معنادار گردیده و در سایر دوره ها معنادار نیست. شوک وارده به متغیر LM_1 منجر به افزایش در متغیر

LGDP به میزان دو فصل گردیده است و سپس تا فصل پنج میزان متغیر ثابت و پس از آن به مدت دو فصل با شیب ملایم شروع به کاهش و دوباره تقریباً بدون تغییر مانده است. زمانی که متغیر هدفLCPI باشد، شکل۴ نشان می‌دهد که واکنش این متغیر به شوک وارده بر متغیر LM_1 معنادار است. با توجه به شکل مشخص است که شوک وارد شده به لگاریتم حجم پول منجر به رشد (با شیب ملایم) متغیر LCPI تا ۵ فصل گردیده است. همچنین این شوک منجر شده است که واکنش متغیر LCPI از فصل ۵ تا فصل ۶ دارای سرعت رشد بیشتر و پس از آن تقریباً ثابت بماند و شوک ایجاد شده جزئی از ساختار متغیر LCPI گردد.

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

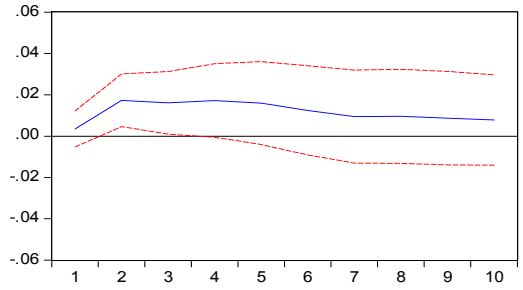
Response of LCPI to LM1



توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک LM1

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

Response of LGDPS to LM1



توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک LM1

شکل ٤. توابع واکنش تکانه‌ای شوک وارده بر LM1

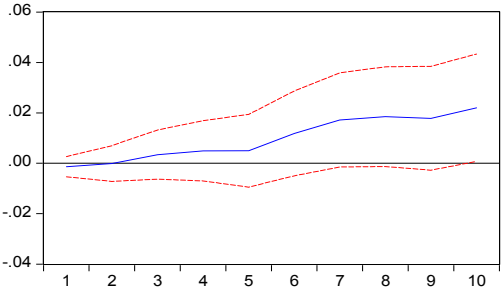
مأخذ: محاسبات تحقیق

ج) متغیر سیاستی بانک مرکزی: لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2)

در این قسمت نیز همانند دو متغیر ابزار سیاستی دیگر، ابتدا الگوی پایه‌ای ۷ برآورد گردیده است. وقفه‌های بهینه با توجه به معیار HQ عدد ۴، SBC عدد ۲ و معیارهای AIC و FPE عدد ۶ تعیین شده است. مدل‌های با وقفه‌های ۴ و ۶ آزمون‌های تشخیصی را تأمین می‌کنند که به علت صرفه جویی در از دست دادن درجه آزادی، مدل با ۴ وقفه انتخاب گردیده است. نتایج برآورد تابع واکنش تکانه‌ای مدل ۷ در شکل ۵ نمایش داده شده است.

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

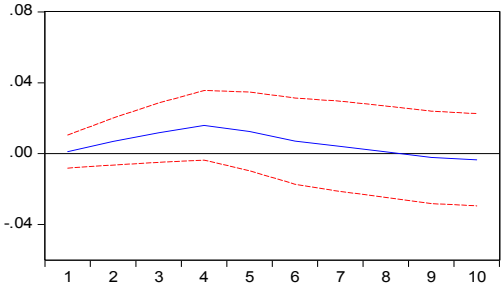
Response of LCPI to LM2



توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک LM2

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

Response of LGDPS to LM2



توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک LM2

شکل ۵. توابع واکنش تکانه‌ای شوک وارده بر LM2

مأخذ: محاسبات تحقیق

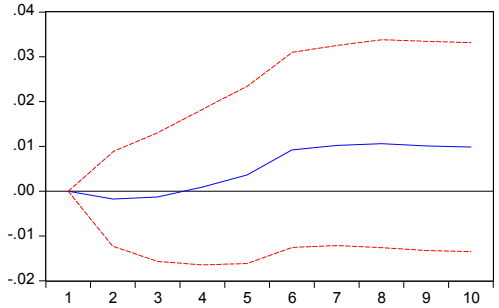
در طی دوره مورد بررسی واکنش متغیرهای هدف به شوک وارده بر LM_2 معنادار نمی‌باشد. با توجه به شکل مشخص است که شوک ایجاد شده در متغیر LM_2 منجر به افزایش متغیر LGDP به مدت ۴ فصل گردیده و پس از آن واکنش متغیر LGDP رو به کاهش می‌گذارد و در هشت فصل پس از ایجاد شوک، کل اثر آن حذف گردیده و پس از دوره ۸ اثر آن بر متغیر، عکس می‌گردد و منجر به اثر منفی بر متغیر LGDP شده است. همچنین علی‌رغم بی‌معنا بودن اثر شوک LM_2 بر

متغیر LCPI، ولی شوک تا دو فصل منجر به اثر منفی بر متغیرگردیده و بعد از آن منجر به اثر مثبت بر شاخص شده است که از فصل ۵ تا ۷ این اثر مثبت دارای شدت بیشتری است.

با توجه به نتایج فوق مشخص است تنها زمانی که متغیر سیاستی LM_1 باشد واکنش متغیر LCPI به شوک وارده به متغیر LM_1 در تمامی دوره و واکنش متغیر LGDP به شوک وارد شده بر LM_1 در محدوده‌ای از دوره معنادار است و بنابراین فقط به بررسی واکنش متغیرهای هدف به شوک وارده بر متغیر LM_1 تحت سطوح نااطمینانی بالا و پایین پرداخته شده است. در این قسمت نیز قبل از برآورد مدل مناسب لازم است که وقفه بهینه انتخاب گردد. زمانی که سطح نااطمینانی پایین باشد، بر اساس معیار SBC وقفه بهینه عدد ۲ و بر اساس معیارهای HQ، AIC و FPE تعداد وقفه بهینه ۵ تعیین گردیده است. بر اساس بررسی آزمون‌های تشخیصی بهترین وقفه عدد ۵ انتخاب شده است. زمانی که سطح نااطمینانی بالا باشد بر اساس معیار SBC وقفه بهینه عدد ۲ و بر اساس معیار HQ، وقفه بهینه عدد ۵ و بر اساس معیارهای AIC و FPE تعداد وقفه بهینه ۶ تعیین گردیده است. بررسی آزمون‌های تشخیصی نشان دهنده آن است که عددهای ۵ و ۶ هر دو می‌توانند به عنوان بهترین وقفه انتخاب شوند که البته به علت صرفه‌جویی در از دست دادن درجه آزادی، مدل با ۵ وقفه انتخاب گردیده است. نتایج این بررسی در شکل‌های ۶ و ۷ ارائه شده است.

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

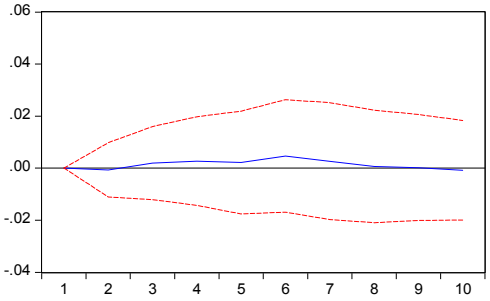
Response of LGDPS to DECILDOW(-1)*LM1



سطح نااطمینانی پایین

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

Response of LGDPS to DECILUP(-1)*LM1



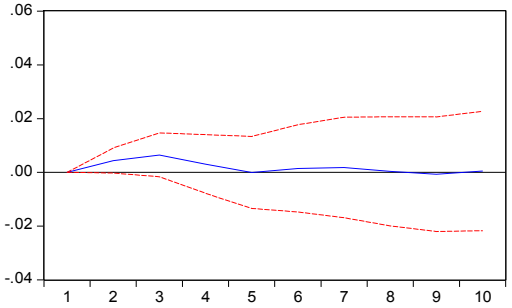
سطح نااطمینانی بالا

شکل ٦. توابع واکنش تکانه‌ای LGDP به شوک LM1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت

مأخذ: محاسبات تحقیق

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

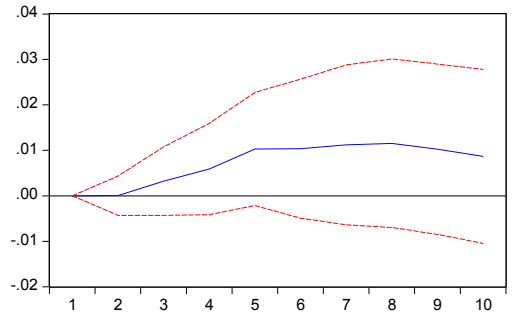
Response of LCPI to DECILDOW(-1)*LM1



سطح نااطمینانی پایین

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

Response of LCPI to DECILUP(-1)*LM1



سطح نااطمینانی بالا

شکل ۷. توابع واکنش تکانه‌ای LCPI به شوک LM1 تحت سطوح نااطمینانی متفاوت

مأخذ: محاسبات تحقیق

شکل ۶ نشان می‌دهد در حالتی که سطح نااطمینانی پایین است واکنش متغیر LGDP به شوک وارد شده بر متغیر LM_1

بیشتر از حالتی است که سطح نااطمینانی بالا باشد. زمانی که سطح نااطمینانی پایین است پس از ۶ فصل واکنش LGDP به شوک وارده بر LM_1 به میزان حداکثر خود رسیده و پس از آن تقریباً ثابت مانده است و این در حالی است که در حالت بالا بودن سطح نااطمینانی واکنش LGDP به LM_1 تقریباً ناچیز بوده و علی‌رغم اینکه در طول دوره‌هایی از صفر فاصله می‌گیرد ولی پس از ۷ فصل دوباره مقدار آن به صفر باز می‌گردد.

همچنین با توجه به شکل ۷ نیز مشخص است که واکنش متغیر LCPI به شوک وارد شده بر متغیر LM_1 در سطوح نااطمینانی بالا و پایین علی‌رغم بی‌معنا بون ولی متفاوت است. به طوری‌که وقتی سطح نااطمینانی پایین است واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_1 کم بوده و پس از پنج دوره اثر شوک بر این متغیر حذف می‌گردد و این در حالی است که در وضعیتی که سطح نااطمینانی بالا است پاسخ متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_1 بیشتر بوده و پس از ۵ فصل به میزان حداکثر خود می‌رسد و پس از آن تقریباً ثابت می‌ماند.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در مطالعه حاضر با استفاده از داده‌های فصل اول ۱۳۶۹ تا فصل چهارم ۱۳۹۶ به بررسی اثر سطح نااطمینانی اقتصادی بر کارایی سیاست پولی پرداخته شده است. در راستای هدف مطالعه حاضر ابتدا به تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه بر اساس رویکرد جان (۲۰۱۴) پرداخته شده است. در این رویکرد معادلات مختلفی به منظور تصریح ساختار اقتصاد ایران تبیین گردیده‌اند و سپس تابع نااطمینانی همزمان در کنار این معادلات قرار گرفته است. پارامترهای این معادلات طی یک فرایند بهینه‌یابی توسط الگوریتم جستجوی موجودات همزیست (SOS) به گونه‌ای کالیبره شده است که تابع زیان بانک مرکزی را حداقل سازد. پس از محاسبه ضرایب تابع نااطمینانی همزمان، شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه به صورت جمع وزنی شکاف نرخ رشد تولید، شکاف نرخ تورم، شکاف نرخ ارز و شکاف نرخ رشد پایه پولی تعیین شده است.

پس از تعیین شاخص مذکور، صدک ۹۰ام و ۱۰ام این شاخص به عنوان سطح نااطمینانی بالا و پایین در نظر گرفته شده است و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری برهم‌کنشی (IVAR) به بررسی اثر نااطمینانی بر کارایی سیاست پولی پرداخته شده است. در این راستا، ابتدا به بررسی اثر کلی سه متغیر لگاریتم پایه پولی، لگاریتم حجم پول و لگاریتم حجم نقدینگی به عنوان ابزارهای سیاست پولی بر دو متغیر هدف بانک مرکزی (تولید و تورم) با محاسبه توابع برهم‌کنش تکانه‌ای پرداخته شده است. نتایج نشان داده است که فقط واکنش دو متغیر هدف به شوک وارد شده بر متغیر لگاریتم حجم پول معنادار است. بر همین اساس و با استفاده از روش IVAR به بررسی اثر نااطمینانی بر عملکرد واکنش متغیرهای هدف به شوک‌های وارده بر متغیر لگاریتم حجم پول پرداخته شده است. نتایج محاسبه توابع واکنش تکانه‌ای پاسخ متغیرهای هدف به شوک وارد شده بر متغیر لگاریتم حجم پول در سطوح نااطمینانی بالا و پایین نشان می‌دهد در حالتی که سطح نااطمینانی پایین است، واکنش متغیر LGDP به شوک وارد شده بر متغیر LM_1 بیشتر از حالتی است که سطح نااطمینانی بالا باشد و زمانی که سطح نااطمینانی پایین است پس از ۶ دوره واکنش LGDP به شوک وارده بر LM_1 به میزان حداکثر خود رسیده و پس از آن تقریباً ثابت مانده است و این در حالی است که در حالت بالا بودن سطح نااطمینانی واکنش LGDP به LM_1 تقریباً ناچیز بوده و علی‌رغم اینکه در طول دوره‌هایی از صفر فاصله می‌گیرد ولی پس از ۷ دوره دوباره مقدار آن به صفر باز می‌گردد. همچنین واکنش متغیر LCPI به شوک وارد شده بر متغیر LM_1 در سطوح نااطمینانی بالا و پایین علی‌رغم بی‌معنا بودن ولی متفاوت است به طوری‌که وقتی سطح نااطمینانی پایین است واکنش متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_1 کم بوده و پس از پنج دوره اثر شوک بر این متغیر حذف می‌گردد و این در حالی است که در وضعیتی که سطح نااطمینانی بالا است پاسخ متغیر LCPI به شوک وارده بر متغیر LM_1 بیشتر بوده و پس از ۵ دوره به میزان حداکثر خود می‌رسد و پس از آن تقریباً ثابت می‌ماند.

از آنجایی که بانک مرکزی به دنبال پایین نگه داشتن تورم و افزایش تولید است بنابراین با توجه به نتایج مشخص است که بالا بودن سطح نااطمینانی عاملی در جهت کاهش قدرت بانک مرکزی در راستای دستیابی به اهدافش است و بنابراین یکی از راه‌هایی که منجر می‌شود بانک مرکزی در نیل به

اهدافش موفقیت بیشتری به دست آورد پایین نگه داشتن سطح نااطمینانی و جلوگیری از رخداد عواملی که نااطمینانی اقتصادی را افزایش می‌دهد است. همان‌گونه کـه از شـاخص نااطمینـانی بهینه تعیین شده مشخص است شکاف نرخ ارز و تورم دو عامل مهم در ایجاد نااطمینانی اقتصادی ایران هستند. بنابراین کنترل نرخ ارز و تورم و جلوگیری از فاصله گرفتن آنها از مقادیر هدف و تعادلیشان می‌تواند عاملی در جهـت کـاهش نااطمینـانی و در نتیجه کـارایی بـالاتر سیاسـت پـولی باشـد. در واقـع یـک بـر هم‌کنش بین کنترل نرخ ارز و تورم توسط بانک مرکـزی و اثـر این کنترل بر کارایی سیاست پولی وجـود دارد، بـه طـوری‌کـه هرچه بانک مرکزی توانایی بـالاتری در کنتـرل ایـن دو متغیـر داشته باشد، اثر این کنترل همانند عامل خودتقویتی عمل کرده و کارایی سیاست بانک مرکزی را بیشتر می‌کند و در واقع ایجاد محیط اقتصادی با سطح نااطمینـانی پـایین منجـر بـه تقویـت توانایی بانک مرکزی در دستیابی به اهدافش می‌گردد.

منابع

ابریشـمی، حمیـد و رحیمـی، آزاده (۱۳۸۳). "بررسـی عوامـل کوتـاه‌مـدت و بلندمـدت تعیـین کننـده نـرخ واقعـی ارز در چـارچوب ۳ کـالایی، مـورد مطالعـه ایـران". *پژوهشـنامه بازرگانی*، شماره ۳۰، ۳۸-۱.

اکبری‌فـرد، حسـین؛ علائـی، رضـا و انـارکی محمـدی، احمـد (۱۳۹۶). "بهینه سازی سبد سـهام بـورس اوراق بهـادار بـا استفاده از الگوریتم‌های فراکاووشی". *بورس اوراق بهـادار*، دوره ۳۸، ۱۱۰—۷۸.

ختایی، محمـود و سـیفی‌پـور، رؤیـا (۱۳۸۷). "اثـر نااطمینـانی درآمدهای نفتی بـر نـرخ ارز در ایـران". *فصـلنامه اقتصـاد مالی*، دوره ۲، شماره ۲، ۲۴—۷.

خلیلی‌عراقی، منصور؛ شکوری، حامد و زنگنـه، محمـد (۱۳۸۸). "تعیین قاعدهٔ بهینـهٔ سیاسـت پـولی در اقتصـاد ایـران بـا استفاده از تئوری کنترل بهینه". *مجله تحقیقات اقتصـادی*، دوره ۴۴، شماره ۳، ۲۵-۱.

خواجه محمـدلو، علـی و خداویسـی، حسـن (۱۳۹۶). "بررسـی ارتبـاط نـرخ ارز، نـرخ تـورم و نـرخ بهـره تحـت رویکـرد تئوری‌هـای فیشـر در اقتصـاد ایـران". *فصـلنامه علمـی- پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، دوره ۶، شماره ۲۴، ۲۲۱—۱۹۹.

دل‌انگیزان، سهراب؛ کریمی، محمدشـریف و امیریـانی، پرسـتو (۱۳۹۲). "تأثیر سیاست‌های پـولی بـر بیکـاری در شـرایط نااطمینانی تورم، موردکاوی تجربـی ایـران ۱۳۹۰-۱۳۵۳". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، دوره ۱۷، شماره ۱، ۲۱-۱.

صارم، مهدی و مهرآرا، مهدی (۱۳۹۳). "بررسی واکنش بانـک مرکـزی بـه نوسـان‌هـای نـرخ ارز در ایـران". *تحقیقـات اقتصادی*، دوره ۴۹، شماره ۱، ۱۵۴—۱۳۷.

علائی، رضا؛ صلاح‌منش، احمـد و آرمـن، سـید عزیـز (۱۳۹۷). "تعیین شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینـه بـرای اقتصـاد ایـران". *فصـلنامه‌ی علمـی پژوهشـی راهبـرد اقتصـادی*، بهار۱۳۹۷، در حال انتشار.

فرازمند، حسن؛ قربان‌نژاد، مجتبی و پورجوان، عبـدالله (۱۳۹۲). "تعیین قواعد سیاست پولی و مالی بهینه در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌هـا و سیاسـت‌هـای اقتصـادی*، دوره ۲۱، شماره ۶۷، ۸۸-۶۹.

قلی‌زاده کناری، صدیقه؛ پورفرج، علیرضـا و جعفـری صـمیمی، احمد (۱۳۹۶). "بررسی تطبیقی کارایی سیاست پولی بهینه در ایران". *فصلنامه‌ی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۴، شماره ۴، ۶۰-۲۷.

محمدی، عمران؛ محمـدی، سـیدعرفان و رامتـین‌نیـا، شـاهین (۱۳۹۵). "بهینه سازی سبد سهام بـا اسـتفاده از الگـوریتم جستجوی ارگانیسم‌های هم زیست". *تحقیقات مالی*، دوره ۱۸، شماره ۲، ۳۹۰—۳۶۹.

منـافی‌انـور، وحیـد؛ خدادادکاشـی، فرهـاد؛ بیابـانی، جهـانگیر و پاسبان، فاطمه (۱۳۹۴). "عوامل مؤثر بر تغییـرات نـرخ ارز واقعی و تأثیر آن بر شاخص رقابت پذیری در اقتصاد ایـران (۹۲-۱۳۵۸)". *فصلنامه علوم اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۲، ۲۳—۱.

مهرآرا، محسـن (۱۳۸۴). " نـرخ ارز حقیقـی تعـادلی و عوامـل تعیـین کننـده آن در اقتصـاد ایـران". *مجلـه تحقیقـات اقتصادی*، دوره ۴۰، شماره ۳، ۱۵۸-۱۱۷.

Aastveit, K. A., Natvik, G. & Sola, S. (2013). "Economic Uncertainty and the Effectiveness of Monetary Policy". *Norges Bank*, Working Paper No. 2013/17, 1-32.

Aastveit, K. A., Natvik, G. J. & Sola, S. (2017). "Economic Uncertainty and the Influence of Monetary Policy". *Journal of International Money and Finance*, 76, 50–67.

Arellano, C., Bai, Y. & Kehoe, P. J. (2012). "Financial Frictions and Fluctuations in Volatility". Research Department Staff Report 466. *Mineapolis: Federal Reserve Bank of Minneapolis,* 2049-2103.

Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2015). "Measuring Economic Policy Uncertainty". *The Quarterly Journal of Economics ,131(4),* 1593-1636.

Ball, L. (1999). "Policy Rules for Open Economies". In Monetary Policy Rules (pp. 127–156). "*National Bureau of Economic Research, Inc*". Retrieved from https:// econpapers. repec.org/RePEc:nbr:nberch:7415

Basu, S. & Bundick, B. (2012). "Uncertainty Shocks in a Model of Effective Demand". *Federal Reserve Bank of Boston Research Department Working Paper No 12-15*,937-958.

Bernanke, B. S. (1983). "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment". *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.

Bloom, N. (2009). "The Impact of Uncertainty Shocks". *Econometrica*, 77(3), 623–685.

Bloom, N. (2014). "Fluctuations in Uncertainty". *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176.

Caggiano, G., Castelnuovo, E. & Groshenny, N. (2014). "Uncertainty Shocks and Unemployment Dynamics in U.S. Recessions". *Journal of Monetary Economics*, 67, 78–92.

Carroll, C. D. (1997). "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis". *The Quarterly Journal of Economics*, 112(1), 1–55.

Cerda, R., Silva, Á. & Valente, J. T. (2018). "Impact of Economic Uncertainty in a Small Open Economy: the Case of Chile". *Applied Economics,* 50(26), 2894–2908.

Cheng, M.-Y. & Prayogo, D. (2014). "Symbiotic Organisms Search: A New Metaheuristic Optimization Algorithm". *Computers & Structures*, 139(2014), 98-112.

Dixit, A. & Pindyck, R. (1994). "Investment under Uncertainty". *Princeton University Press*.

Erdem, H. F. &Yamak, R. (2016). "Measuring the Optimal Macroeconomic Uncertainty Index for Turkey". *Economic Annals,* 61(210), 7–22.

Ezugwu, A. E. & Prayogo, D. (2018). "Symbiotic Organisms Search Algorithm: Theory, Recent Advances and Applications". *Expert Systems with Applications*, 119, 184–209.

Feshari, M. & Nazari, R. (2018). "Portfolio Optimization In Selected Tehran Stock Exchange Companies (Symbiotic Organisms Search and Memetic Algorithms)". *Regional Science Inquiry*, 10(1), 149–160.

Gan, P. T. (2014). "The Optimal Economic Uncertainty Index: A Grid Search Application". *Computational Economics*, 43(2), 159–182.

Gilchrist, S., Sim, J. W. & Zakrajšek. E. (2014). "Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics". Working Paper 20038. *Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research*, 1-58.

Gupta, R. & Jooste, C. (2018). "Unconventional Monetary Policy Shocks in OECD Countries: How Important is the Extent of Policy Uncertainty?". *International Economics and Economic Policy*, 15(3),683-703.

Jurado, K., Ludvigson, S. & Ng, S. (2015a). "Measuring Uncertainty". *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216.

Kimball, M. S. (1990). "Precautionary Saving in the Small and in the Large". *Econometrica*, 58(1), 53–73.

Kurov, A. and Stan, R. (2017). "Monetary Policy Uncertainty and the Market Reaction to Macroeconomic New. *Journal of Banking and Finance, Forthcoming.* 1-19. Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2776357 or http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2776357.

Leduc, S. & Liu, Z. (2015). "Uncertainty Shocks are Aggregate Demand Shocks". *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No 2012-2010,*1-32.

Mankiw, N. G. & Reis, R. (2011). "Imperfect Information and Aggregate Demand". In B. Friedman & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Monetary Economics* (3, 182–230). North Holland: Elsevier.

Mehmet, B., Demirer, R., Gupta, R. & Van Eyden, R. (2017). "The Impact of US Policy Uncertainty on the Monetary Effectiveness in the Euro Area". *Journal of Policy Modeling*, 39(6), 1052–1064.

Oros, C. & Zimmer, B. (2015). "Uncertainty and Fiscal Policy in a Monetary Union: why does Monetary Policy Transmission Matter?". *Economic Modelling*, 50, 58–93.

Panda, A. & Pani, S. (2016). "A Symbiotic Organisms Search Algorithm with Adaptive Penalty Function to Solve Multi-Objective Constrained Optimization Problems". *Applied Soft Computing*, 46, 344–360.

Sá, F., Towbin, P. & Wieladek, T. (2014). "Capital Inflows, Financial Structure and Housing Booms". *Journal of the European Economic Association*, 12(2), 522–546.

Svensson, L. E. (2000a). "Open-Economy Inflation Targeting". *Journal of International Economics*, 50(1), 155–183.

Towbin, P. & Weber, S. (2013). "Limits of floating Exchange Rates: The Role of Foreign Currency Debt and Import Structure". *Journal of Development Economics*, 101, 179–194.

Walsh, C. E. (2010). "Monetary Theory and Policy". *Massachusetts Institute of Technology*. (3rd ed.).

Wooldridge, J. M. (2013). "Introductory Econometrics: a Modern Approach". *South-Western Cengage Learning*.

پیوست ۱. سری زمانی شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه

سری زمانی شاخص نااطمینانی اقتصادی بهینه

فصل	مقدار	فصل	مقدار	فصل	مقدار
سال ۱۳۶۹ فصل اول	------	سال ۱۳۷۹ فصل اول	-۰/۵۹	سال ۱۳۸۹ فصل اول	-۰/۷۵
فصل دوم	۵/۷۹	فصل دوم	-۰/۷۲	فصل دوم	-۰/۱۶
فصل سوم	۲/۲۲	فصل سوم	-۰/۳۲	فصل سوم	-۰/۱۹
فصل چهارم	-۲/۹۳	فصل چهارم	-/۰۰۳	فصل چهارم	-۰/۹۴
سال ۱۳۷۰ فصل اول	-۳/۱۳	سال ۱۳۸۰ فصل اول	-۰/۵۸	سال ۱۳۹۰ فصل اول	-۰/۷۴
فصل دوم	-۰/۸۳	فصل دوم	-۰/۴۱	فصل دوم	-۰/۷۰
فصل سوم	-۱/۶۲	فصل سوم	۰/۰۳	فصل سوم	۰/۸۸
فصل چهارم	-۲/۹۱	فصل چهارم	۰/۲۷	فصل چهارم	۵/۸۳
سال ۱۳۷۱ فصل اول	-۲/۹۰	سال ۱۳۸۱ فصل اول	-۰/۹۳	سال ۱۳۹۱ فصل اول	-۱/۹۵

۱/۷۷	فصل دوم	۰/۷۹	فصل دوم	۱/۷۵	فصل دوم
۵/۶۲	فصل سوم	−۰/۵۷	فصل سوم	۱/۸۰	فصل سوم
۰/۹۹	فصل چهارم	۰/۱۰	فصل چهارم	−۰/۳۰	فصل چهارم
−۲/۷۶	سال ۱۳۹۲ فصل اول	−۱/۴۵	سال ۱۳۸۲ فصل اول	۰/۴۸	سال ۱۳۷۲ فصل اول
−۳/۱۶	فصل دوم	۰/۵۷	فصل دوم	−۰/۹۱	فصل دوم
−۲/۱۰	فصل سوم	۰/۳۹	فصل سوم	۱/۳۶	فصل سوم
۰/۴۲	فصل چهارم	−۰/۲۴	فصل چهارم	۳/۸۱	فصل چهارم
۰/۵۶	سال ۱۳۹۳ فصل اول	−۰/۵۴	سال ۱۳۸۳ فصل اول	۱/۲۸	سال ۱۳۷۳ فصل اول
−۱/۶۸	فصل دوم	۰/۳۹	فصل دوم	−۲/۴۰	فصل دوم
۰/۰۹	فصل سوم	−۰/۰۲۹	فصل سوم	−۰/۴۴	فصل سوم
۰/۶۵	فصل چهارم	۰/۳۴	فصل چهارم	−۲/۸۴	فصل چهارم
−۱/۵۲	سال ۱۳۹۴ فصل اول	−۰/۵۴	سال ۱۳۸۴ فصل اول	۴/۲۳	سال ۱۳۷۴ فصل اول
۰/۰۵	فصل دوم	۱/۶۳	فصل دوم	−۲/۹۲	فصل دوم
۰/۸۲	فصل سوم	−۰/۰۰۷	فصل سوم	−۰/۴۳	فصل سوم
۰/۲۱	فصل چهارم	۲/۰۸	فصل چهارم	−۰/۲۴	فصل چهارم
−۰/۸۰	سال ۱۳۹۵ فصل اول	−۱/۰۷	سال ۱۳۸۵ فصل اول	−۱/۴۶	سال ۱۳۷۵ فصل اول
۰/۱۴	فصل دوم	۰/۷۸	فصل دوم	۱/۷۱	فصل دوم
۰/۶۴	فصل سوم	−۰/۸۱	فصل سوم	۱/۶۰	فصل سوم
۰/۵۷	فصل چهارم	۰/۴۶	فصل چهارم	۰/۹۸	فصل چهارم
−۱/۵۷	سال ۱۳۹۶ فصل اول	−۰/۱۸	سال ۱۳۸۶ فصل اول	−۱/۸۳	سال ۱۳۷۶ فصل اول
−۰/۴۲	فصل دوم	۰/۰۱۸	فصل دوم	−۰/۳۳	فصل دوم
۰/۰۹	فصل سوم	−۰/۵۲	فصل سوم	−۰/۴۴	فصل سوم
۱/۳۳	فصل چهارم	−۰/۷۵	فصل چهارم	−۰/۳۷	فصل چهارم
		−۲/۱۴	سال ۱۳۸۷ فصل اول	۰/۲۹	سال ۱۳۷۷ فصل اول
		۰/۶۴	فصل دوم	۱/۳۳	فصل دوم
		۰/۰۴	فصل سوم	۲/۵۵	فصل سوم
		۰/۸۱	فصل چهارم	۲/۵۹	فصل چهارم
		−۱/۲۳	سال ۱۳۸۸ فصل اول	−۱/۳۰	سال ۱۳۷۸ فصل اول
		۰/۰۱۸	فصل دوم	۲/۱۹	فصل دوم
		−۰/۸۷	فصل سوم	−۱/۱۹	فصل سوم
		۱/۱۸	فصل چهارم	−۱/۴۵	فصل چهارم

پیوست ۲. نتایج آزمون‌های مانایی

نتایج آزمون مانایی فیلیپس پرون (P.P)

متغیر	آماره t تعدیل شده	P-Value
لگاریتم تولید ناخالص داخلی(LGDP)	۱/۲۳	۰/۸۹
لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI)	-۱/۷۶	۰/۷۱
لگاریتم نرخ ارز اسمی(LEX)	۱/۸۹	۰/۶۹
لگاریتم ذخایر خارجی بانک مرکزی (LRES)	-۲/۱۸	۰/۴۹
لگاریتم پایه‌ی پولی (LBM)	۳/۴۶	۰/۰۴
لگاریتم حجم پول ($\boldsymbol{LM_1}$)	۱/۵۰	۰/۸۲
لگاریتم حجم نقدینگی ($\boldsymbol{LM_2}$)	۳/۳۲	۰/۰۶
نرخ ارز حقیقی (LREX)	-۱۱/۵۹	۰/۲۵
لگاریتم شاخص نااطمینانی (LUI)	-۱۰/۰۲	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج آزمون زیووت و اندریوز (Z.A)

متغیر	نوع مدل	T_b	$t_{\hat{\alpha}}$	P-value
لگاریتم تولید ناخالص داخلی (GDP)	مدل A	۱۳۹۱Q_1	-۳/۰۱۷	۰/۰۰
	مدل B	۱۳۸۶Q_2	-۲/۹۲	۰/۰۰
	مدل C	۱۳۸۱Q_1	-۳/۷۲	۰/۰۱
لگاریتم شاخص قیمتی مصرف‌کننده (LCPI)	مدل A	۱۳۸۲Q_2	-۳/۷۷	۰/۰۱
	مدل B	--	--	--
	مدل C	۱۳۷۸Q_2	-۴/۲۷	۰/۰۵
لگاریتم نرخ ارز اسمی (LEX)	مدل A	۱۳۸۱Q_2	-۲/۴۳	۰/۰۵
	مدل B	--	--	--
	مدل C	۱۳۷۹Q_2	-۲/۵۳	۰/۱۲
لگاریتم ذخایر خارجی بانک مرکزی (LRES)	مدل A	۱۳۸۱Q_1	-۴/۰۸	۰/۰۰
	مدل B	۱۳۸۵Q_1	-۲/۷۸	۰/۰۵
	مدل C	۱۳۸۱Q_1	-۴/۳۱	۰/۰۰
لگاریتم پایه پولی (LBM)	مدل A	۱۳۸۴Q_4	-۲/۶۳	۰/۰۰
	مدل B	۱۳۷۴Q_4	-۲/۵۰	۰/۹۴
	مدل C	۱۳۸۶Q_1	-۲/۸۲	۰/۰۰
لگاریتم حجم پول (LM_1)	مدل A	۱۳۹۲Q_1	-۳/۷۸	۰/۸۲
	مدل B	۱۳۸۵Q_1	-۴/۶۹	۰/۰۰
	مدل C	۱۳۸۴Q_3	-۴/۶۶	۰/۰۱
لگاریتم حجم نقدینگی (LM_2)	مدل A	۱۳۸۴Q_2	-۳/۹۸	۰/۰۰
	مدل B	۱۳۸۶Q_2	-۳/۶۶	۰/۴۱
	مدل C	۱۳۸۴Q_2	-۴/۲۳	۰/۰۰

نرخ ارز حقیقی (LREX)	مدل A	$Q_4$۱۳۷۹	−۱۰/۶۱	۰/۰۰
	مدل B	$Q_2$۹۸۱۳	۳/۵۵	۰/۰۰
	مدل C	$86Q_1$۱۳	۴/۱۱	0/02
	مدل B	$Q_3$۱۳۸۱	−۳/۹۰	۰/۰۰
	مدل C	$Q_3$۱۳۷۹	−۳/۸۸	۰/۰۴
لگاریتم نااطمینانی (LUI)	مدل A	$Q_1$۱۳۹۲	−۱۰/۳۱	۰/۰۲
	مدل B	--	--	--
	مدل C	$Q_1$۱۳۹۲	−۱۰/۴۹	۰/۰۰
	مدل B	$Q_3$۱۳۸۶	−۶/۹۲	۰/۰۰
	مدل C	$Q_3$۱۳۸۵	−۶/۶۳	۰/۰۰

مأخذ: محاسبات تحقیق

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۵۲-۳۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (35-52)

تأثیر اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز (رویکرد آستانه‌ای غیرخطی GMM)

فرهاد خداداد کاشی[۱]، *سمانه نورانی آزاد[۲]، سمیه شاطری[۳]
۱. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، ایران
۲. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
۳ .کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/۲/۵ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۲۰)

The Impact of Government Size and Governance on Economic Growth in Vision Document Countries (Nonlinear Threshold GMM Approach)

Farhad Khodadad Kashi[1], *Samaneh Noraniazad[2], Somayeh Shateri[3]
1. Professor of Economics, Payame Noor University, Iran
2. Assistant Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
3. Master of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
(**Received:** 25/April/2019 **Accepted:** 11/Aug/2019)

چکیده:
اگر چه رشد اقتصادی متأثر از رشد عوامل تولید است اما شیوه حکمرانی و اندازه دولت نیز بر رشد اقتصادی مؤثر می‌باشد. در این مطالعه تأثیر اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۶ ارزیابی می‌شود. بدین‌منظور با استفاده از پایگاه اطلاعات بانک جهانی و داده‌های ۲۴ کشور حوزه سند چشم‌انداز (عمان، کویت، ازبکستان، امارات، ترکیه، ترکمنستان، تاجیکستان، یمن، عربستان، پاکستان، قطر، لبنان، قزاقستان، قرقیزستان، گرجستان، عراق، ایران، اردن، مصر، بحرین، ارمنستان، آذربایجان، افغانستان و رژیم اشغالگر قدس)، اندازه بهینه دولت براساس روش پیشنهادی بارو ارزیابی و سپس با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی و تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای غیرخطی تأثیر اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی این کشورها برآورد شده است. یافته‌های تحقیق دلالت برآن دارد که متوسط اندازه بهینه دولت درکشورهای مورد مطالعه معادل ۱۸/۳۸ درصد تولید ناخالص داخلی بوده است. همچنین نتایج برآورد مدل مؤید آن است که در کشورهای با اندازه دولت کمتر از حد بهینه، رشد مخارج دولت اثر مثبت بر رشد اقتصادی دارد در حالی‌که کشورهای با اندازه دولت بزرگ‌تر از حد بهینه، مخارج دولت اثر منفی بر رشد اقتصادی داشته است. علاوه بر این، نتایج تحقیق بر این امر صحه گذاشت که رشد اقتصادی متأثر از نوع حکمرانی دولت‌ها می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: رشد اقتصادی، اندازه دولت، حکمرانی، داده‌های تابلویی پویا، رویکرد آستانه‌ای غیرخطی (GMM).
طبقه‌بندی JEL: C59، H11، O57.

Abstract:
Although economic growth is affected by the growth of factors of production, governance and government size were also effective on economic growth. In this study, the impact of government size and governance on the economic growth of perspective document countries evaluated over the period 2006-2017. To meet this end, The World Bank database and data of perspective document countries were used. Moreover, the optimum size of the government evaluated based on the proposed Baro method. This article sought to estimate the effect of government size and governance by using panel data and the threshold nonlinear two-stage generalized method of moment. The findings indicated that the average optimal size of the government was 18.38% of the gross domestic product. Also, in countries with less government size, the growth of government expenditures had a positive effect on economic growth, while countries with a government size larger than optimal, government spending had a negative effect on economic growth. In addition, the results confirmed economic growth was affected by the governance of the state.

Keywords: Economic Growth, Government Size, Governance, Dynamic Panel Data, Nonlinear Threshold GMM Approach.
JEL: C59 ،H11 ،O57.

* **نویسنده مسئول:** سمانه نورانی آزاد
E-mail: noraniazad@pnu.ac.ir

*Corresponding Author: Samaneh Noraniazad

۱- مقدمه

در مکاتب اقتصادی کلاسیک و نئوکلاسیک، تنها نیروی کار و سرمایه به‌عنوان مهمترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی بوده‌اند اما با مطرح شدن نظریات رشد درون‌زا عوامل دیگری از قبیل انباشت دانش، سرمایه‌های انسانی، سرمایه‌های اجتماعی، اندازه و کیفیت دولت نیز بر رشد اقتصادی مؤثر شناخته شده‌اند. با توجه به اینکه دولت‌ها تنظیم‌کننده قواعد و مقررات نهادها، شکل‌دهنده فضای رقابت در محیط کسب‌وکار، ارتقاءدهنده سطح دانش، بسترسازی برای دسترسی فعالان اقتصادی به اطلاعات کافی، افزایش درجه رقابت و نظارت اصولی بر اقتصاد و بهبود کارکرد بازارها و تضمین کننده قراردادها و حقوق مالکیت هستند؛ بی‌شک می‌توانند بر رشد اقتصادی مؤثر باشند. ایران نیز همانند دیگر کشورهای جهان برای ساماندهی و نظم‌دهی اداره امور جامعه، برنامه و سند چشم‌انداز ۱۴۰۴ را تدوین نموده است. در این سند با توجه به نیازهای توسعه‌ای ویژگی‌های ایران در ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی، راهبردها، مسیرها و ابزارهای دستیابی به آنها تشریح و هدف نهایی، رسیدن به جایگاه اول اقتصادی، علمی و فناوری در منطقه آسیای جنوب غربی تعیین شده است.

بررسی وضعیت کشورهای سند چشم‌انداز[1] نشان می‌دهد که اکثر این کشورها در زمره کشورهای در حال توسعه بوده و دولت‌ها از شفافیت و پاسخگویی مناسب برخوردار نیستند. همچنین با مقایسه تطبیقی اندازه دولت و رشد اقتصادی کشورهای مذکور می‌توان اذعان نمود که کشورهای قطر و ترکمنستان با متوسط رشد اقتصادی ۱۱/۷ و ۱۰/۳ درصدی رتبه اول و دوم و ایران با ۲/۹ درصد، رتبه ۲۲ را به خود اختصاص داده‌اند. از منظر حجم و اندازه دولت می‌توان بیان نمود که در سال ۲۰۱۷ ایران با داشتن سهم ۱۳/۲۱ درصدی تولید ناخالص داخلی در رده ۱۹ و کشورهای عربستان، ترکیه و مصر به ترتیب با سهم ۲۹/۶، ۲۸/۲۲ و ۱۵/۲۷ درصدی در رده‌های بالاتری از ایران قرار دارند. در این میان، طی سال‌های مورد مطالعه رژیم اشغالگر قدس و عربستان با متوسط سهم ۲۲/۹ و ۲۲/۵ درصدی در بالاترین و ترکمنستان با متوسط سهم ۹/۳ درصدی در پایین‌ترین رده اندازه دولت می‌باشند (آمار و اطلاعات بانک جهانی، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، بررسی روند رشد و اندازه دولت گویای آن است که شکاف تولید ناخالص داخلی در ایران نسبت به دیگر کشورهای رقیب منطقه بالاست. همچنین اندازه مخارج دولت به شدت به میزان فروش و قیمت نفت وابسته است و از شروع برنامه سند چشم‌انداز در بعضی از سال‌ها به دلیل گشایش ارزی ناشی از فروش نفت دائماً در حال افزایش بوده است؛ اما اندازه دولت و رشد در برخی از سال‌ها به‌دلیل مشکلات به وجود آمده برای درآمدهای دولت که عمدتاً ناشی از بروز تحریم‌ها، کاهش قیمت نفت، مشکلات نقل و انتقال منابع ارزی و نفتی است با محدودیت مواجه شده است. بر این اساس ملاحظه می‌شود که امکان تحقق اهداف سند چشم‌انداز با روند موجود متغیرهای کلان ایران را نمی‌توان متصور شد و کشور ایران با بیشتر کشورهای سند چشم‌انداز فاصله زیادی دارد. ازاین‌رو وضعیت نامناسب توسعه یافتگی و اندازه دولت در کشورهای سند چشم‌انداز و ضرورت بهبود این متغیرها برای ارتقای جایگاه این کشورها، اهمیت تحقیق را مشخص می‌کند. در این راستا مقاله حاضر تلاش دارد اثر اندازه دولت و نوع حکمرانی را بر رشد اقتصادی کشورهای سند چشم‌انداز بررسی نماید تا به این سؤال اساسی پاسخ داد که دولت تا چه میزان بر رشد اقتصادی کشورهای سند چشم‌انداز مؤثر بوده است؟ و اینکه تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی چگونه است؟. بدین منظور از داده کشورهای مذکور در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ و روش گشتاور تعمیم‌یافته دومرحله‌ای[2] (GMM) غیرخطی استفاده شده است.

در ادامه، چارچوب کلی مقاله شامل؛ بخش دوم ادبیات موضوعی تحقیق؛ بخش سوم روش شناسی تحقیق و معرفی مدل؛ بخش چهارم برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها می‌باشد و در نهایت، بخش پایانی به جمع‌بندی و پیشنهادها اختصاص داده شده است.

۲- ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

بررسی رابطه رشد اقتصادی و اندازه دولت یکی از موضوعاتی است که همواره مورد توجه اقتصاددانان و پژوهشگران بوده

۱. منطقه مورد نظر سند چشم‌انداز (که در متن سند آورده شده) منطقه آسیای جنوب غربی شامل آسیای میانه، قفقاز، خاورمیانه و کشورهای همسایه هستند که کشورهای مورد مطالعه عبارتند از: عمان، کویت، ازبکستان، امارات، ترکیه، ترکمنستان، تاجیکستان، یمن، عربستان، پاکستان، قطر، لبنان، قزاقستان، قرقیزستان، گرجستان، عراق، ایران، اردن، مصر، بحرین، ارمنستان، آذربایجان، افغانستان و رژیم اشغالگر قدس.

2. Generalized Method of Moment

است. به طوری‌که از اواسط دهه ۱۹۸۰ تحقیقات جدیدی به منظور شناخت عوامل بلندمدت مؤثر بر رشد اقتصادی انجام شده است. در این دوران برخلاف مدل‌های رشد نئوکلاسیک‌ها که در بلندمدت نقشی برای دولت قائل نبودند؛ با ظهور مدل‌های رشد درون‌زای جدید که توسط رومر[1] (۱۹۸۶)، لوکاس[2] (۱۹۸۸)، بارو[3] (۱۹۹۰) و ربلو[4] (۱۹۹۱) ارائه شد؛ به دولت اهمیت داده و ملاحظه گردید که سیاست‌های دولت اثر تعیین کننده‌ای بر عملکرد رشد بلندمدت کشورها دارد. در واقع در برخی از این مدل‌ها، مخارج دولت از طریق اثرگذاری بر کارایی استفاده از منابع، نرخ انباشت عوامل و سرعت پیشرفت تکنولوژی، رشد اقتصادی بلندمدت را تحت تأثیر قرار داده و با تخصیص مخارج دولت به تولید کالاهای عمومی مولد به دلیل آثار خارجی مثبت، بازده نهایی دیگر نهاده‌های تولیدی و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد. در حالی‌که برخی دیگر از مطالعات در کشورهای در حال توسعه نشان داده‌اند که هرچند دولت به‌عنوان کاتالیزور و سرعت دهنده جریان رشد اقتصادی، از طریق توسعه زیرساخت‌های اقتصادی، قانونی و اداری بوده است اما در این کشورها ناکارایی، وضع مالیات اضافی، فساد، ارتشاء و رفتارهای رانت‌جویانه منجر به اثرات منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی شده است (دار و امیرخلخالی[5]، ۲۰۰۲: ۶۷۹).

بارو به‌عنوان یکی از پیشگامان این مطالعات بر این عقیده است که اندازه دولت دو اثر متفاوت بر رشد اقتصادی دارد. به اعتقاد وی از یکسو افزایش مخارج دولت منجر به افزایش در مالیات‌ها شده و نرخ رشد اقتصادی را از طریق اثر ضدانگیزشی کاهش می‌دهد؛ از سوی دیگر افزایش در مخارج دولت، کارایی نهایی سرمایه در بخش دولتی و خصوصی را افزایش داده و منجر به رشد اقتصادی می‌شود. به اعتقاد وی زمانی‌که دولت کوچک است اثر مثبت مخارج دولت بر اثر منفی آن غالب است ولی زمانی‌که اندازه دولت بزرگ‌تر می‌شود اثر منفی مسلط می‌گردد؛ بنابراین تأثیر مخارج دولت بر رشد اقتصادی یک به یک نیست و تنها یک اندازه بهینه برای مخارج دولت وجود دارد. همچنین اندازه بهینه دولت زمانی محقق می‌شود که تولید نهایی مخارج دولت برابر یک باشد (بارو، ۱۹۹۰: ۱۱۲-۱۰۴).

در این راستا کاراس[6] (۱۹۹۷) با استناد به الگوی بارو یک مدل بهینه‌یابی بین دوره‌ای را به ترتیبی پیشنهاد داد که براساس آن ضمن تعیین اندازه بهینه دولت بتوان مولد بودن مخارج دولت و تأثیر آن بر مطلوبیت فرد شاخص و رشد اقتصادی را ارزیابی نمود. بدین منظور وی تابع تولید به فرم تبعی زیر را در نظر گرفت.

$$Y_t = A_t\, F\left(K_t\,, N_t\,, \frac{G_t}{N_t}\right) \qquad (۱)$$

در رابطه فوق A سطح تکنولوژی، Y سطح تولید و K موجودی سرمایه، N اشتغال نیروی کار، G مخارج دولت و F_i تابع مستقل از زمان و پیوسته با دوبار قابلیت تفاضل‌گیری $(F_{\mathrm{i}} > 0\,, F_{ii} < 0\,, i = K, N, G/N)$ می‌باشند. وی در مدل خود فرض می‌کند که چون دولت به راه‌اندازی سیستم قانونی، آموزش، دفاع و امنیت ملی مبادرت می‌ورزد مخارج مصرفی دولت علی‌رغم اثرات منفی، دارای تأثیر مثبتی بر رشد اقتصادی خواهد بود. به‌عبارتی دیگر چنانچه اقدامات دولت موجب تضمین حقوق مالکیت شود آنگاه می‌توان پذیرفت مخارج دولت مولد بوده و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد.

اگر تابع F همگن از درجه یک نسبت به نهاده K و N باشد رابطه (۱) را می‌توان به فرم سرانه زیر نوشت.

$$\mathrm{y_t} = \mathrm{A_t f(k_t, g_t)} \qquad (۲)$$

به‌طوری که $\mathrm{y} = \frac{\mathrm{Y}}{\mathrm{N}}$ تولید سرانه، $\mathrm{g} = \frac{\mathrm{G}}{\mathrm{N}}$ مخارج سرانه دولت و $\mathrm{k} = \frac{\mathrm{K}}{\mathrm{N}}$ سرمایه سرانه می‌باشند.

حال اگر فرد شاخص دارای افق برنامه‌ریزی نامحدود، درصدد حداکثرسازی تابع مطلوبیت با توجه به قید بودجه خود باشد در این‌صورت خواهیم داشت.

$$\mathrm{V} = \int_0^{\infty} \mathrm{U(c_t)e^{-\rho t}dt}$$
$$subject\ to \qquad (۳)$$
$$\mathrm{c_t + g_t + \dot{k}_t + nk_t = A_t f(k_t, g_t)}$$

در رابطه (۳)، c بیانگر مصرف سرانه خصوصی، ρ نرخ ترجیحات زمانی، n نرخ رشد جمعیت و $U(c_t)$ مطلوبیت حاصل از مصرف کالا و خدمات در زمان t است. همچنین قید بودجه بیان می‌کند که مخارج مصرفی در اقتصاد باید برابر با ارزش تولیدات جامعه باشد. از طرفی، هدف حداکثرسازی مطلوبیت مصرف‌کننده با توجه به قید بودجه است، بنابراین با تشکیل معادله همیلتونی و مشتق‌گیری از آن نسبت به c_t، g_t و λ_t خواهیم داشت.

1. Romer (1986)
2. Lucas (1988)
3. Barro (1990)
4. Rebelo (1991)
5. Dar & Amirkhalkhali (2002)
6. Karras (1997)

$$H = \left[U(c_t, g_t) + \lambda_t[A_t f(k_t, g_t) - c_t - g_t - nk_t]\right]e^{-\rho t} \quad (۴)$$

$$U_1(c_t, g_t) = \lambda_t \quad (۵)$$

$$U_2(c_t, g_t) + \lambda_t A_t f_2(k_t, g_t) = \lambda_t \quad (۶)$$

$$\dot{\lambda}/\lambda = \rho + n - A_t f_1(k_t, g_t) \quad (۷)$$

در روابط فوق λ_t به‌عنوان ضریب همیلتونی و شرایط (۵) تا (۷) مؤید شرایط مرتبه اول حداکثرسازی مطلوبیت مصرف کننده می‌باشد. اگر اقتصاد در مسیر رشد بلندمدت باشد در این‌صورت $\dot{\lambda}/\lambda = 0$ بوده و با بهره‌گیری از رابطه (۷) می‌توان نتیجه گرفت که در مسیر رشد بلندمدت باید مجموع نرخ رشد ترجیحات زمانی و نرخ رشد جمعیت $(\rho + n)$ برابر با تولید نهایی سرمایه $A_t f_1(k_t, g_t)$ باشد. علاوه بر این از ترکیب دو رابطه (۵) و (۶) خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} U_1 &= U_2 + \lambda_t A_t f_{2,t} \\ A_t f^*_{2,t} &= 1 - \frac{U_2}{U_1} \end{aligned} \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، $A_t f_{2,t}$ بیانگر تولید نهایی مخارج دولت است. بنابراین $\mathrm{MPG}^* = A_t f^*_{2,t} = 1 - \frac{U_2}{U_1}$ که فرم تعمیم‌یافته‌ای از قاعده بارو می‌باشد. حال اگر مخارج دولت تأثیری بر مطلوبیت نداشته باشد در این‌صورت $U_2 = 0$ بوده و قاعده بارو که بیانگر $\mathrm{MPG}^* = A_t f^*_{2,t} = 1$ است، حاصل می‌شود؛ به عبارت دیگر قاعده بارو حالت خاصی از رابطه (۸) خواهد بود. از این‌رو در شرایطی که مخارج دولت تأثیر مثبتی بر مطلوبیت داشته باشد $(U_2 \geq 0)$ تولید نهایی مخارج دولت کوچک‌تر از یک $\mathrm{MPG}^* \leq 1$ و مخارج دولت مولد است اما اگر $U_2 < 0$ باشد؛ یعنی مخارج دولت غیرمولد بوده آنگاه $\mathrm{MPG}^* > 1$ خواهد بود. در مجموع حد بهینه مخارج دولت زمانی محقق می‌شود که تولید نهایی مخارج دولت برابر واحد باشد.

با عنایت به مطالب فوق، کاراس (۱۹۹۶) اندازه بهینه مخارج دولت را با دیفرانسیل‌گیری از رابطه (۱) و تقسیم آن بر Y به صورت زیر بدست آورد.

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}}{Y} &= \frac{\dot{A}}{A} + \frac{dF}{dN}\frac{N}{Y}\frac{\dot{N}}{N} + \frac{dF}{dK}\frac{\dot{K}}{Y} + \frac{dF}{dG}\frac{N\dot{g}}{Y} \\ \frac{\dot{Y}}{Y} &= \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + \mathrm{MPK}\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) + \mathrm{MPG}\left(\frac{N\dot{g}}{Y}\right) \end{aligned} \quad (۹)$$

در رابطه (۹)، $\alpha = \frac{dF}{dN}\frac{N}{F}$ کشش ستاده نسبت به اشتغال، $MPK = \frac{\partial F}{\partial K}$ کشش ستاده نسبت به سرمایه، $MPG = \frac{\partial F}{\partial G}$ تولید نهایی خدمات دولتی می‌باشد. شایان ذکر است که رابطه فوق قابلیت آزمون فرضیه مولد بودن خدمات دولت به صورت زیر را دارد.

$$\begin{aligned} H_0: MPG = 0 \quad & \text{خدمات دولتی کارا هستند} \\ H_1: MPG > 0 \quad & \text{خدمات دولتی کارا نیستند} \end{aligned} \quad (۱۰)$$

علاوه بر این می‌توان آزمون نمود که آیا خدمات دولت در حد بهینه است یا خیر؟.

$$\begin{aligned} H_0: MPG = 1 \quad & \text{مخارج دولت بهینه است} \\ H_1: MPG > 1 \quad & \text{مخارج دولت بیش از حد بهینه است} \\ H_1: MPG < 1 \quad & \text{مخارج دولت کمتر از حد بهینه است} \end{aligned} \quad (۱۱)$$

از طرفی با فرض بر اینکه $\gamma = \frac{\partial F}{\partial G}.\frac{G}{Y}$ کشش ستاده نسبت به مخارج دولت و $s = G/Y$ اندازه دولت باشد می‌توان تولید نهایی خدمات دولتی را به‌صورت $MPG = \frac{\partial F}{\partial G}.\frac{G/Y}{G/Y} = \frac{\gamma}{s}$ تعریف نمود و در شرایط بهینه بودن اندازه دولت خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} \mathrm{MPG}^* = \frac{\partial F}{\partial G}.\frac{G/Y}{G/Y} = \frac{\gamma}{s} = 1 \\ \rightarrow \quad s^* = \gamma \end{aligned} \quad (۱۲)$$

براساس رابطه (۱۲) می‌توان نتیجه گرفت وقتی اندازه دولت بهینه است که با کشش تولید نسبت به مخارج دولتی برابر باشد؛ علاوه بر این می‌توان اندازه بهینه دولت را با ضرب جمله آخر رابطه (۹) در $\frac{g}{g}$ و با فرض بر اینکه $g = \frac{G}{N}$ می‌باشد، با استفاده از رابطه زیر بدست آورد.

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + \mathrm{MPK}\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) + \gamma\left(\frac{\dot{g}}{g}\right) \quad (۱۳)$$

از این‌رو با تخمین مدل فوق و محاسبه ضریب $\frac{\dot{g}}{g}$ به‌راحتی می‌توان به اندازه بهینه دولت دست یافت. همچنین اگر رابطه خطی بین تولید نهایی مخارج دولت و اندازه دولت به‌صورت $MPG = c + bs$ مدنظر باشد با جای‌گذاری در رابطه (۹) خواهیم داشت.

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + \mathrm{MPK}\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) \\ + c\left(\frac{N\dot{g}}{Y}\right) + b\left(\frac{sN\dot{g}}{Y}\right) \end{aligned} \quad (۱۴)$$

با برآورد رابطه (۱۴) و تخمین ضرایب c و b اندازه بهینه دولت از برابری زیر بدست می‌آید.

$$\mathrm{MPG}^* = c + bs^* = 1 \rightarrow s^* = \frac{1-\mathrm{c}}{\mathrm{b}} \qquad (۱۵)$$

به‌طور کلی ملاحظه می‌شود که در بحث اندازه دولت و رشد اقتصادی نظرات متفاوت و بعضاً مخالفی وجود دارد. در واقع، گروهی از دیدگاه‌ها براین اعتقاد بوده‌اند که در مراحل اولیه رشد و توسعه اقتصادی، واگذاری فعالیت‌ها به دولت با هدف توسعه زیربنایی نقش تعیین‌کننده‌ای در رشد اقتصادی دارد، زیرا گسترش اندازه دولت اولاً منجر به از بین رفتن ناسازگاری منافع اجتماعی و خصوصی می‌شود؛ ثانیاً دولت، مانع بهره‌برداری از کشور توسط خارجیان شده و مسیر بهینه اجتماعی را برای رشد فراهم می‌کند اما گروهی دیگر معتقدند که رشد بی‌رویه و بدون برنامه دولت برای کارایی و رشد اقتصادی زیان‌آور است؛ زیرا اولاً، فعالیت‌های دولتی اغلب به‌طور ناکارا عمل نموده و منجر به عدم‌کارایی در تخصیص بهینه منابع می‌شود؛ ثانیاً، قوانین و مقررات تنظیمی فشارها و هزینه‌های زیادی را بر سیستم اقتصادی وارد می‌کند؛ ثالثاً، بسیاری از سیاست‌های پولی و مالی باعث انحراف انگیزه سرمایه‌گذاران و بهره‌وران در سیستم‌های اقتصادی می‌شوند (رام[1]، ۱۹۸۶: ۱۹۱).

از طرفی در کشورهای مختلف، میزان و اندازه دخالت دولت در اقتصاد با توجه به نوع حاکمیتشان متفاوت است و بدون شک میزان مخارج دولت و کیفیت آن با توجه به شاخص‌های نهادی در کنار نیروی انسانی و سرمایه به‌عنوان عامل مؤثری در رشد و توسعه اقتصادی محسوب می‌شود؛ یعنی علاوه بر نیروی کار و سرمایه، دولت با ایجاد زیرساخت‌های نهادی مناسب می‌تواند بر رشد اقتصادی تأثیر مثبت داشته باشد. اهمیت تأثیر نهادها بر توسعه اقتصادی به حدی است که برخی محققین شاخص حکمرانی خوب (کیفیت نهادها) را به‌عنوان یکی دیگر از عوامل اصلی مسیرهای رشد و توسعه اقتصادی می‌دانند (ملکی حسنوند و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰۰). در حقیقت، تمامی نهادهای بین‌المللی نظیر بانک جهانی، صندوق بین‌المللی پول، سازمان ملل متحد نیز بر این باورند که حکمرانی خوب یک ابزار قدرتمند و حیاتی برای کمک به تحقق برنامه‌های توسعه می‌باشد. بانک جهانی نیز در گزارشی تحت عنوان «نقش دولت در جهان در حال تحول» که در سال ۱۹۹۷ انتشار یافت به نقش تعیین کننده دولت در تغییر و تحولات اقتصادی اشاره کرد و بحث‌های نظری و تجربی وسیعی را در مورد کارکرد دولت در سطح جهانی گسترش داد که در نهایت به مفهوم حکمرانی منتهی شد. در واقع، تأکید بانک جهانی بر تصمیماتی بود که امکان تأثیرگذاری بر عملکرد اقتصادی کشورها را فراهم می‌ساخت. به‌عبارتی دیگر حکمرانی با مفاهیمی همچون امنیت اقتصادی، سیاست، اجتماع و حقوق ارتباط مستقیم دارد.

حکمرانی خوب از راه‌هایی مانند حمایت از حقوق مالکیت، سیستم قضایی و حمایت از قراردادها می‌تواند مشوق تولید، سرمایه‌گذاری و توسعه باشد. آماده‌سازی نهادهای موفق، تحت عنوان حکمرانی خوب، محیط و نهادهای کارآمدی را ایجاد می‌کند که با تنظیم روابط اقتصادی کم‌هزینه و دارای بازدهی موجبات رشد اقتصادی را فراهم می‌کند (همان). این شاخص با تلاش سه تن از محققان بانک جهانی دانیل کافمن[2]، آرت کرای[3]، پابلو زویدلوباتون[4] ابداع شده است. آنها یافته‌های مؤسسات مختلف بین‌المللی همچون EIU[5]، ICRG[6]، بنیاد هرتیج[7] و خانه آزادی[8] پیرامون وضعیت اقتصادی و سیاسی کشورها را با یکدیگر ادغام کرده و شش شاخص کلی و جدید تحت عنوان شاخص‌های حکمرانی خوب را معرفی نمودند؛ این شاخص‌ها شامل: حق اعتراض و پاسخگویی[9]، ثبات سیاسی یا کنترل خشونت و تروریسم[10]، اثربخشی دولت[11]، کیفیت قوانین تنظیم‌گری[12]، حاکمیت قانون[13] و کنترل فساد[14] می‌باشند[15] (کافمن و همکاران[16]، ۲۰۱۱: ۲۲۱). در حقیقت، حق اعتراض و پاسخگویی از طریق انباشت سرمایه‌های فیزیکی و انسانی، جلوگیری از انتخاب بد و ایجاد ثبات سیاسی بر رشد اقتصادی مؤثر است. در این راستا، رابطه انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و حق اعتراض شهروندان براساس دو استدلال متفاوت

1. Ram (1986)

2. Daniel Kaufmann
3. Aart Kraay
4. Pablo Zoido-Lobaton
5. Economist Intelligence Unit
6. International Country Risk Group
7. Haritage Foundation
8. Freedom House
9. Voice and Accountability
10. Political Stability and Absence of Violence/ Terrorism
11. Government Effectivness
12. Regulatory Quality
13. Rule of Law
14. Control of Corruption
۱۵. معمولاً شاخص‌های حکمرانی در محدوده ۲/۵ تا ۲/۵- طبقه‌بندی می‌شوند.
16. Kaufmann et.al (2011)

تشریح می‌شود به طوری‌که رودریک[1] (۲۰۰۰) معتقد است با فرض ثبات سایر شرایط، اعتراضات گسترده اتحادیه‌ها و تشکل‌های کارگری، سطح دستمزدها را بالا برده و از این طریق نرخ بازگشت سرمایه و به‌تبع آن انگیزه سرمایه‌گذاری بخش خصوصی کاهش می‌یابد. در حالی‌که برخلاف این استدلال، کلاگیو[2] (۱۹۹۷) بیان نمود که نه تنها این اثر بسیار ناچیز است بلکه آزادی شهروندان برای اعتراض و پاسخگویی دولت‌مردان، امنیت حقوق مالکیت و ضمانت اجرای قراردادها را افزایش داده و با کاهش ریسک و نااطمینانی، نرخ بازگشت سرمایه را بهبود می‌بخشد. از طرفی اینجرمن و سوکلف بر این اعتقادند که در جوامع با آزادی مدنی بیشتر برای شهروندان، حکومت‌ها نسبت به تأمین نیازهای اولیه مردم پاسخگو بوده و سیاست‌هایی اتخاذ می‌کنند که انباشت سرمایه را افزایش دهد؛ بنابراین ارتقاء سرمایه انسانی موجب رشد اقتصادی بالا و افزایش حق اعتراض و پاسخگویی خواهد شد. همچنین وجود آزادی سیاسی و تقویت آگاهی‌های عمومی موجب شفافیت اقتصاد و به تبع آن تخصیص بهینه منابع و رشد اقتصادی را در پی خواهد داشت. از طرفی تأمین قوانین صریح و شفاف پیرامون انتخابات باعث جلوگیری از کودتا و براندازی حکومت نامشروع شده و منجر به افزایش امنیت و رشد اقتصادی خواهد شد. در حالی‌که افزایش درگیری‌ها، ترورهای سیاسی و از بین بردن حقوق مالکیت عمومی باعث افزایش ریسک و نااطمینانی، کاهش سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی می‌شوند (اینجرمن و سوکلف[3]، ۲۰۰۲: ۳۴). در خصوص شاخص اثربخشی دولت که به توانایی دولت در تدوین و اجرای سیاست‌های صحیح اشاره دارد ملاحظه می‌شود که دولت با دخالت در کیفیت خدمات کشوری، تنظیم، تدوین و اجرای سیاست‌های مناسب می‌تواند زمینه‌ساز رشد اقتصادی باشد؛ به عبارتی دیگر دولت با ایجاد یک دستگاه اداری به منظور کاهش فساد اداری، ایجاد انسجام اجتماعی و کاهش هزینه‌های معاملاتی می‌تواند سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی را افزایش دهد (کتسمانسکا[4]، ۲۰۱۶: ۱۳۸). کیفیت قوانین تنظیم‌گری و بار سنگین قوانین و مقررات نیز به سه طریق بر سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی اثر منفی می‌گذارد؛ قوانین و مقررات غلط اولاً باعث افزایش هزینه‌های معاملاتی و انحراف انگیزه برای فعالیت می‌شود. ثانیاً کارشکنی کارکنان و سازمان‌های دولتی، تحمیل هزینه‌های بالا، گرفتارشدن در پیچ و خم کاغذ بازی‌های اداری را بدنبال دارد. ثالثاً تغییرات مداوم قوانین و تفسیرهای متفاوت و اقدامات ضد و نقیض باعث افزایش هزینه‌هایی به شکل ریسک و عدم ریسک شده و اقتصادی پرهزینه را در پی خواهد داشت (زوانگ و همکاران[5]، ۲۰۱۰: ۸). علاوه بر این، حاکمیت قانون به معنای داشتن یک دولت که حمایت کننده قوانین و نیازمند تضمین استقلال قضایی است و خود موجب حمایت نهادی از حاکمیت قانون می‌شود. همچنین فساد به عنوان سوء استفاده از قدرت عمومی و گرفتن مجوزهای ساختگی باعث آسیب رساندن به عملکرد بازار و کاهش رشد اقتصادی می‌شود؛ بنابراین با بهره‌گیری از حاکمیت قانون و کنترل فساد می‌توان در جهت بهبود عملکرد بازار و رشد اقتصادی اقدام نمود (کافمن و همکاران، ۲۰۱۱: ۲۲۳).

۲-۲- پیشینه تحقیق

نقش دولت در فرایند رشد و توسعه اقتصادی موضوع محوری بسیاری از مطالعات بوده و در این زمینه مباحث تجربی متعددی نیز ارائه شده است که در ادامه این بحث برخی از مطالعات داخلی و خارجی به اختصار مرور می‌گردد.

بارو در قالب الگوی رشد درون‌زا، افزایش هزینه‌های دولت تا نقطهٔ خاصی (نقطهٔ بهینه) را موجب تقویت رشد اقتصادی و بیش از آن را واجد اثر معکوس می‌داند. وی با وضع قاعده‌ای می‌گوید: «چنانچه تولید نهایی مخارج مصرفی دولت برابر یک باشد، خدمات دولتی درحد بهینه ارائه شده است». وی از داده‌های ۹۸ کشور در بازه زمانی ۱۹۸۵-۱۹۶۰ جهت برآورد و تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده کرد. بارو در مطالعه خود دریافت که در سطوح پایین‌تر از اندازه بهینه دولت با افزایش مخارج مصرفی دولت، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد و چنان‌چه دولت در امور زیربنایی و آموزش هزینه کند، اثر آن بر رشد بلندمدت قوی‌تر است؛ علاوه بر این ثبات سیاسی، رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (بارو، ۱۹۹۶: ۱۰۳).

دار و امیرخلخالی در مطالعه خود با استفاده از داده ۱۹ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۹۹-۱۹۷۱ رابطه بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را بررسی نمودند. آنها در مطالعه خود دریافتند که در کشورهای با اندازه بزرگ‌تر، دولت از طریق

2. Rodrik (2000)
3. Clague (1997)
3. Engerman & Sokoloff (2002)
4. Katsamunska (2016)
5. Zhuang et al. (2010)

اثرگذاری نامطلوب بر بهره‌وری، رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. در حالی‌که در کشورهای با اندازه دولت کوچک‌تر، کارایی دولت بالاتر بوده و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (دار و امیرخلخالی، ۲۰۰۲: ۶۷۹).

ابوبدر و ابوقرن[1] با استفاده از داده‌های کشور مصر در بازه زمانی ۱۹۹۸-۱۹۷۵ و کشور سوریه طی سال‌های ۱۹۹۸-۱۹۷۳ و بهره‌گیری از تکنیک هم‌انباشتگی و تجزیه واریانس به بررسی اثرگذاری مخارج دولت بر رشد اقتصادی این دو کشور پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که مخارج دولت اثری منفی بر رشد اقتصادی دارد (ابوبدر و ابوقرن، ۲۰۰۳: ۵۶۷).

چن و لی[2] در تحقیقی با عنوان اندازه دولت و رشد اقتصادی با استفاده از تکنیک رگرسیون انتقال ملایم و داده‌های فصلی ۲۰۰۳:۳-۱۹۷۹:۱ در کشور تایوان به بررسی رابطه بین دو متغیر مذکور پرداختند. آنها در مطالعه خود سه مقدار آستانه‌ای متفاوت برای اندازه دولت در نظر گرفتند و رابطه آن را با رشد اقتصادی بررسی نمودند. نتایج مطالعه وجود رابطه غیرخطی و U معکوس بین اندازه دولت و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند (چن و لی، ۲۰۰۵: ۱۰۵۱).

برگ و کارلوسن[3] در مطالعه‌ای به منظور دستیابی به اهداف رشد اقتصادی و جهانی‌سازی به بررسی اندازه دولت و رشد اقتصادی در کشورهای توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۰۵-۱۹۹۵ پرداختند. آنها با استفاده از تکنیک میانگین‌گیری بیزینی دریافتند در کشورهایی که اندازه دولت بزرگ است با افزایش شاخص جهانی و شاخص آزادی اقتصادی رشد اقتصادی افزایش می‌یابد. علاوه بر این بین اندازه دولت و رشد اقتصادی رابطه منفی وجود دارد. همچنین شواهد گویای آن است که در برخی از کشورهایی که اندازه دولت بالاتر از حد بهینه بوده است از بازده اقتصادی و سیاست‌های اقتصادی مناسب برای کاهش اثرات منفی بزرگ بودن اندازه دولت استفاده نمودند (برگ و کارلوسن، ۲۰۱۰: ۱۹۵).

چیووی و همکاران[4] در تحقیق خود به سنجش اندازه بهینه دولت و اثرات آن بر رشد اقتصادی کشورهای کره جنوبی، مالزی، سنگاپور، تایوان و تایلند طی سال‌های ۲۰۰۴-۱۹۶۱ با استفاده از مدل رگرسیون انتقال ملایم پرداختند. آنها در مطالعه خود دریافتند که در اکثر کشورها سطح بهینه اندازه دولت ۱۱ درصد بوده در حالی‌که در کشور تایوان این سطح آستانه‌ای ۱۶ درصد می‌باشد. همچنین در کشورهای کره، تایوان و تایلند رابطه‌ای غیرخطی بین اندازه دولت و رشد اقتصادی تأیید می‌شود اما در کشور مالزی رابطه خطی بین اندازه دولت و رشد وجود دارد. آنها در نهایت نتیجه گرفتند که اندازه بزرگ‌تر از حد بهینه دولت برای رشد اقتصادی مناسب نیست (چیووی و همکاران، ۲۰۱۰: ۱۴۰۵).

فایسا و نسیا[5] در مطالعه‌ای به بررسی حکمرانی و رشد اقتصادی کشورهای آفریقایی طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۴ پرداختند. آنها جهت برآورد مدل از تکنیک داده‌های پنلی با اثرات تصادفی و روش آرلانو و باند استفاده نمودند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که نوع حکمرانی موجب تفاوت در رشد کشورهای آفریقایی می‌شود. علاوه بر این، نقش حکمرانی بر رشد اقتصادی بستگی به سطح درآمد دارد. همچنین بدون ایجاد حکمرانی خوب، امکان دستیابی به اهداف رشد در کشورهای آفریقایی وجود ندارد (فایسا و نسیا، ۲۰۱۳: ۱۰۸-۹۱).

اسیماکپلس و کاراوایاس[6] در مطالعه‌ای به تعیین سطح بهینه دولت و بررسی اثرات آن بر رشد اقتصادی با استفاده از رویکرد گشتاور تعمیم‌یافته آستانه‌ای در ۱۲۹ کشور در حال توسعه و توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۰۹-۱۹۸۰ پرداختند. نتایج مطالعه گویای آن است که سطح بهینه دولت ۱۸/۰۴ درصد است و رابطه U معکوس بین رشد اقتصادی و اندازه دولت وجود دارد. همچنین در سطوح پایین‌تر از حد بهینه اندازه دولت در یک کشور در حال توسعه رشد اقتصادی به میزان ۰/۹۹ درصد افزایش می‌یابد در حالی‌که اگر اندازه دولت در کشوری بالاتر از اندازه بهینه باشد رشد اقتصادی تا ۰/۶۵ درصد کاهش خواهد یافت. در ادامه آنها دریافتند که اندازه دولت در کشورهای توسعه یافته به سطح بهینه نزدیک‌تر است و ضمنا در کشورهای در حال توسعه در مقایسه با کشورهای توسعه یافته تأثیر منفی اندازه دولت بر رشد اقتصادی شدیدتر است (اسیماکپلس و کاراوایاس، ۲۰۱۶: ۶۵).

هیوانگ و هو[7] در مطالعه‌ای با عنوان حکمرانی و رشد اقتصادی در آسیا به بررسی رابطه علّیت گرنجری بین حکمرانی و رشد اقتصادی در ۴۱ کشور آسیایی در طی دوره زمانی

1. Abu-bader & Abu-Qran (2003)
2. Chen & Lee (2005)
3. Bergh & Karelsson (2010)
4. Chiou-Wei et al. (2010)
5. Fayissa & Nsiah (2013)
6. Asimakopoulos & Karavias (2016)
7. Huang & Ho (2017)

۲۰۱۴-۱۹۹۶ پرداختند. کشورهای مورد بررسی در این مطالعه به سه گروه کشورهای آزاد، تا حدودی آزاد و غیرآزاد تقسیم شدند. نتایج تجربی این مطالعه نشان داد که به غیر از کره جنوبی، کشورهای آزاد هیچ رابطه علّیت از حکمرانی به رشد اقتصادی ندارند. برای کشورهای تا حدودی آزاد به غیر از اندونزی و تایلند، نقش حاکمیت قانون دارای رابطه علّیت با رشد اقتصادی است. کشورهای غیر آزاد نیز، رابطه علی معناداری از حکمرانی و به خصوص اثربخشی دولت و حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی دارند (هیوانگ و هو، ۲۰۱۷: ۲۶۰).

حاج امینی و فلاحی[1] در تحقیق خود به بررسی رابطه غیرخطی بین اندازه دولت و رشد اقتصادی در ۱۴ کشور اروپایی توسعه یافته طی سال‌های ۲۰۱۴-۱۹۹۵ پرداختند. آنها از سه معیار نسبت مخارج مصرف نهایی، مخارج جاری و سرمایه ثابت ناخالص دولتی به تولید ناخالص داخلی برای سنجش اندازه دولت استفاده نمودند. نتایج پژوهش وجود رابطه نامتقارن بین مخارج مصرف نهایی و سرمایه ثابت ناخالص دولتی با رشد اقتصادی را تأیید می‌کند اما اثر مخارج جاری دولت بر رشد اقتصادی منفی است؛ همچنین آنها در مطالعه خود دریافتند مقدار بهینه این دو متغیر به ترتیب در سطح ۱۶/۶۳ و ۲/۳۱ درصد است (حاج امینی و فلاحی، ۲۰۱۸: ۱).

علاوه بر این، مطالعات دیگری در زمینه تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی انجام شده است که می‌توان به مطالعات مایور[2] (۱۹۹۵)، ناک و کیفر[3] (۱۹۹۷)، کلاگیو[4] (۱۹۹۷)، ناک[5] (۲۰۰۳)، لاپورتا و همکاران[6] (۲۰۰۴) و فنگ[7] (۲۰۰۵) اشاره نمود. در تمامی این مطالعات رابطه مثبت و معنی‌داری میان شاخص‌های حکمرانی خوب که آنها را شاخص کیفیت نهادی می‌نامند با رشد اقتصادی اثبات گردید. این مطالعات نشان می‌دهند بهبود حاکمیت قانون و کنترل فساد، اثرات مستقیمی بر توسعه اقتصادی و توسعه انسانی خواهد داشت.

گیلبرت[8] در مطالعه‌ای به بررسی اهمیت حکمرانی خوب و کیفیت نهادها در دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی در کشورهای مختلف پرداخت. وی به منظور بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر رشد و توسعه اقتصادی، دو فرضیه زیر را در مطالعه خود به کار برد؛ اولاً، بر اساس مدل‌های رشد درون‌زا، سیاست آزادسازی تجاری بر عملکرد اقتصادی تأثیر مثبتی دارد؛ ثانیا، کیفیت نهادها نیز تأثیر مثبتی در بهبود توسعه اقتصادی دارد. نتایج در این مطالعه با استفاده از داده‌های تلفیقی در دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۷۰ برای ۱۰۲ کشور نشان می‌دهد که ارتباط مستقیم و معنی‌داری میان شاخص‌های کیفیت مقررات و کارایی دولت به عنوان جانشینی برای شاخص حکمرانی خوب و عملکرد اقتصادی که با نرخ رشد درآمد اندازه‌گیری می‌شود وجود دارد (گیلبرت، ۲۰۰۴: ۱۰۴).

کورای[9] نیز با بسط تابع تولید نئوکلاسیک به بررسی تأثیر اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی پرداخت. وی از شاخص‌های مرکب حکمرانی پیشنهادی توسط کافمن و همکارانش برای اندازه‌گیری کیفیت دولت استفاده نمود. نتایج حاصله مبتنی بر داده‌های ۷۱ کشور در حال توسعه حکایت از اثر مثبت و بی‌معنی کیفیت دولت بر رشد اقتصادی دارد در حالی‌که اندازه دولت به‌طور معنی‌داری رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد (کورای، ۲۰۰۹: ۴۰۱).

زوانگ و همکاران در مطالعه خود در مورد اثرات حکمرانی و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای آسیایی در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۸-۱۹۹۸ به این نتیجه رسیدند که برای کل نمونه مورد بررسی اثر فساد بر رشد اقتصادی بی‌معنی است؛ آنها با استفاده از آزمون‌های آماری نشان دادند که اثر مذکور غیرخطی است و بستگی به کیفیت نهادها در کشور مورد بررسی دارد. آنها کل نمونه را براساس کیفیت نهادهای سیاسی به دو دسته تقسیم کردند: ۱- کشورهای با کیفیت بالای نهادها؛ ۲- کشورهای با کیفیت پایین نهادها. برای کیفیت نهادها و تقسیم‌بندی مذکور از شاخص حق اظهارنظر و پاسخگویی استفاده شد. نتایج بیانگر آن است که برای کشورهای با کیفیت بالای نهادها، افزایش فساد، نرخ رشد اقتصادی را کاهش می‌دهد. اما نتایج در کشورهایی با کیفیت پایین نهادها به‌طور شگفت‌انگیزی حکایت از مثبت بودن رابطه بین فساد و نرخ رشد اقتصادی دارد (زوانگ و همکاران، ۲۰۱۰: ۶۲).

مهرآرا و کچویی اثر دو متغیر اندازه و کیفیت دولت را بر رشد اقتصادی گروهی از کشورهای در حال توسعه با استفاده از

1. Hajamini & Falahi (2018)
2. Mauro (1995)
3. Knack & Kiffer (1997)
4. Claguo (1997)
5. Knack (2003)
6. La Porta et al. (2004)
7. Fenge (2005)
8. Gilbert (2004)
9. Cooray (2009)

رویکرد میانگین‌گیری مدل بیزینی (BMA) بررسی نمودند. آنها در مطالعه خود دریافتند که متغیر اندازه دولت اثر با اهمیتی بر رشد اقتصادی کشورهای مورد نظر نداشته است. اما اثر متغیر کیفیت دولت بر رشد اقتصادی این کشورها در بلندمدت معنی‌دار و مثبت بوده است (مهرآرا و کچویی، ۱۳۹۲: ۱۹۳).

کمیجانی و همکاران در مطالعه‌ای ارتباط بین کیفیت نهادی، اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران در کوتاه‌مدت و بلندمدت طی سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۶۸ با استفاده از الگوی خودبازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) را مدنظر قرار دادند. نتایج حاکی از این است که اندازه دولت در دو دوره بلندمدت و کوتاه‌مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران دارد. لیکن، میزان اثرگذاری اندازه دولت در دوره بلندمدت بیش از تأثیرات کوتاه‌مدت است. شاخص حکمرانی خوب که به عنوان متغیر پراکسی برای کیفیت دولت در نظر گرفته شده است، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی ایران به خصوص در دوره بلندمدت دارد (کمیجانی و همکاران، ۱۳۹۳: ۴۹).

سخنور نیز در تحقیق خود به تعیین اندازه بهینه دولت و بهره‌وری آن در هشت کشور منتخب عضو اوپک طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۱۴ پرداخت. وی در مطالعه خود دریافت که اندازه بهینه دولت در کشورهای منتخب اوپک در حدود ۱۳/۵۸ درصد بوده است. همچنین در این کشورها بهره‌وری مخارج دولت در مقدار قبل از آستانه اندازه دولت ۰/۷۲ و بعد از سطح آستانه منفی و حدود ۰/۲۳- بوده است (سخنور، ۱۳۹۷: ۱۱۱).

خداویسی و عزتی‌شورگلی در مطالعه‌ای با عنوان «بررسی رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی در ایران» در چارچوب مدل رشد بارو با به کارگیری الگوی رگرسیون با وقفه‌های توزیعی و رهیافت پارامتر متغیر به بررسی رابطه اندازه دولت از منظر مخارج جاری و عمرانی بر رشد اقتصادی ایران طی سال‌های ۱۳۹۳-۱۳۴۶پرداختند. نتایج تحقیق بیانگر حکایت از شکست ساختاری در متغیرهای تحقیق دارد. علاوه بر این با استفاده از مدل رگرسیون با وقفه توزیعی مقدار آستانه با لحاظ شکست ساختاری برای مخارج جاری ۱۵/۲ درصد و برای مخارج عمرانی ۸/۲ درصد تولید ناخالص داخلی سرانه بدست آمد. همچنین ضریب متغیرهای مدل در طی زمان ثابت نیست (خداویسی و عزتی‌شورگلی، ۱۳۹۷: ۱۵۱).

۳- روش شناسی تحقیق

با توجه به اینکه هدف محوری این مطالعه ارزیابی تأثیر اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز می‌باشد از نوع مطالعات کاربردی و در زمره تحقیقات علّی-ارتباطی قرار می‌گیرد. در واقع در این مطالعه اندازه بهینه دولت براساس روش پیشنهادی بارو و با استفاده از الگوی کاراس (۱۹۹۷) سنجیده و سپس با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی و تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای غیرخطی اثرگذاری متغیرهای مذکور مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. لازم به ذکر است در این مطالعه جهت انجام آزمون‌ها و برآورد مدل از نرم‌افزار Stata 16 استفاده شده است. در ادامه ابتدا الگوی کاراس برای تعیین اندازه بهینه دولت و سپس روش سنجی مورد استفاده، تشریح می‌گردد.

۳-۱- ارزیابی اندازه بهینه دولت

کاراس اندازه دولت را به دو صورت بهینه و غیربهینه مورد توجه قرار داد و برای بررسی تأثیر اندازه دولت بر رشد اقتصادی از تابع تولید به فرم تبعی رابطه (۱۶) که با دیفرانسیل گیری از آن و تقسیم طرفین بر Y به‌صورت رابطه (۱۷) خواهد بود، استفاده نمود.

$$Y_t = A_t\, F(K_t\,, N_t\,, \mathrm{G_t}/\mathrm{N_t}) \qquad (۱۶)$$

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + MPK\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) + MPG\left(\frac{\dot{gN}}{Y}\right) \qquad (۱۷)$$

در روابط فوق α کشش ستاده نسبت به اشتغال، MPK کشش ستاده نسبت به سرمایه، MPG تولید نهایی خدمات دولتی، $\frac{\dot{Y}}{Y}$ نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، G مخارج نهایی دولت، $g = \frac{G}{N}$ نسبت مخارج دولت به اشتغال و $\dot{g}$ نرخ رشد مخارج دولت به اشتغال می‌باشد. براساس این الگو و با استناد به قاعده بارو، زمانی مخارج دولت بهینه است که تولید نهایی مخارج دولت برابر واحد باشد. در حقیقت؛ در این الگو می‌توان اندازه بهینه دولت را با تعریف $MPG = \frac{\gamma}{s}$ به طوری‌که $\gamma = \frac{\partial \mathrm{F}}{\partial \mathrm{G}}\frac{\mathrm{G}}{\mathrm{Y}}$ کشش ستاده مخارج دولت و $s = \frac{G}{Y}$ اندازه دولت می‌باشد و از برآورد رابطه زیر بدست آورد.

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + MPK\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) + \gamma\left(\frac{\dot{g}}{g}\right) \qquad (۱۸)$$

در معادله (۱۸) با تخمین ضریب کشش تولید نسبت به مخارج

دولت، مقدار بهینه مخارج دولت از رابطه $s^* = \gamma$ استخراج می‌شود.

آنگاه با استفاده از رابطه زیر اثرات اندازه دولت بر رشد اقتصادی حول مقدار بهینه s^* مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

$$Y_t = \alpha + Y_{t-1} + \beta_1 X_{1t} I(q_{1t} \le s^*) + \beta_2 X_{2t} I(q_{2t} > s^*) + \delta Z_t + \varepsilon_t \quad (۱۹)$$

در رابطه فوق، Y_t بیانگر رشد اقتصادی، X_{it} اندازه دولت، q_{it} متغیر آستانه‌ای، s^* اندازه بهینه دولت، I متغیر مجازی، Z_t نوع حکمرانی و دیگر متغیرهای برون‌زای مؤثر بر رشد اقتصادی است.

۳-۲- روش آستانه‌ای غیرخطی GMM [1]

با گسترش مدل دو رژیمی [2] هانسن [3] (۲۰۰۰) درشرایط وجود رابطه غیرخطی بین متغیرهای معادله می‌توان از مدل آستانه‌ای به فرم تبعی زیر استفاده نمود.

$$y_t = y_{t-1} + \acute{\theta}_1 X_t + e_{1t} \quad \text{if} \quad q_t \le \gamma \quad (۲۰)$$

$$y_t = y_{t-1} + \acute{\theta}_2 X_t + e_{2t} \quad \text{if} \quad q_t > \gamma \quad (۲۱)$$

به طوری‌که q_t بیانگر متغیر آستانه‌ای و γ سطح آستانه است. در واقع مدل بالا اشاره بر این دارد که وقتی متغیر آستانه‌ای کمتر از سطح آستانه باشد رفتار متغیرها از رابطه (۲۰) و زمانی‌که بالاتر از سطح آستانه باشد از رابطه (۲۱) تبعیت می‌کنند. در ادامه از ترکیب رابطه (۲۰) و (۲۱) و با در نظر گرفتن $x_t(\gamma) = x_t I_t(\gamma)$ به‌طوری که $I_t(\gamma) = \{q_t \le \gamma\}$ متغیر مجازی و $\{.\}$ تابع شاخص که در صورت محقق شدن عبارت داخل پرانتز مقدار یک و غیر از آن مقدار صفر را اختیار می‌کند می‌توان مدل رگرسیون آستانه‌ای پویا حول مقدار بهینه را به صورت زیر بازنویسی نمود.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + y_{t-1} + \acute{\theta} X_t + \acute{\rho} X_t(\gamma) + e_t \\ e_t &\sim iid(0, \sigma_t^2) \ , X_t(\gamma) = X_t I_t(\gamma) \\ y_t &= \alpha + y_{t-1} + \acute{\theta} X_t + \acute{\rho}_1 X_t I(q_t \le \gamma) + \acute{\rho}_2 X_t I(q_t > \gamma) + e_t \end{aligned} \quad (۲۲)$$

در روابط فوق y_t متغیر وابسته، x_t متغیر مستقل، q_t بیانگر متغیر آستانه‌ای، γ سطح آستانه، $I_t(.)$ متغیر مجازی، $\acute{\rho}_1, \acute{\rho}_2$ شیب پارامترها در دو رژیم متفاوت، $\acute{\theta}$ ضریب متغیرهای مستقل و e_{it} جمله خطا می‌باشند (سئو و شین [4]، ۲۰۱۶: ۱۸۶-۱۶۹). علاوه بر این، با توجه به اینکه در رابطه (۲۲) متغیر وابسته با وقفه علاوه بر متغیرهای اصلی به‌عنوان متغیر توضیحی وارد مدل شده، به‌دلیل خودهمبستگی متغیر وابسته با وقفه و جزء خطا، نمی‌توان از روش حداقل مربعات معمولی جهت برآورد ضرایب استفاده نمود زیرا تخمین زننده حداقل مربعات معمولی در این شرایط تورش‌دار و ناسازگار است. در چنین شرایطی باید به روش برآود حداقل مربعات دومرحله‌ای 2SLS اندرسون و هشیائو [5] (۱۹۸۲) یا روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای (GMM) متوسل شد. به گفته مائیاس و سوستر در استفاده از روش 2SLS به‌دلیل مشکل در انتخاب ابزارها ممکن است واریانس بزرگی برای ضرایب بدست آید و برآوردها از لحاظ آماری معنادار نباشد؛ از این‌رو آرلانو و باند [6] (۱۹۹۱)، آرلانو و بوور [7] (۱۹۹۵) و بلوندل و باند [8] (۱۹۹۸) روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را برای تخمین داده‌های تابلویی پویا پیشنهاد دادند. در واقع، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته یک مدل قوی است که به اطلاعات در مورد توزیع دقیق جملات خطا نیاز نیست. در این مدل‌ها برای حذف تورش ناشی از وجود متغیر وابسته با وقفه به عنوان متغیر توضیحی و جمله با اثرات ثابت از معادلات تفاضل مرتبه اول گرفته که با این کار جمله با اثرات ثابت از مدل حذف می‌شود؛ آنگاه برای چیره شدن بر مشکل درون‌زایی، آرلانو و باند پیشنهاد داده‌اند که وقفه متغیر وابسته در سطح به‌عنوان ابزار استفاده شود اما بلوندل و باند نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند بنابراین رگرسیون در سطح را با رگرسیون در تفاضل ترکیب می‌کنند؛ البته نتایج این روش‌ها بر پایه دو آماره سارگان [9] برای آزمون اعتبار ابزارها در مدل و M_j برای آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی جملات خطا معتبر خواهند بود (بالتاجی [10]، ۲۰۰۸: ۱۴۱).

1. Nonlinear Threshold Generalized Method of Moments
2. Two Regime
3. Hansen (2000)
4. Seo & Shin (2016)
5. Anderson & Hsiao (1982)
6. Arellano & Bond (1991)
7. Arellano & Bover (1995)
8. Blundell & Bond (1998)
9. Sargan Test
10. Baltagi (2008)

۳-۳- روش تحلیل مؤلفه اصلی[1]

روش تحلیل مؤلفه اصلی روشی مرسوم برای استخراج شاخص‌های ترکیب شده است که جهت کاهش متغیرها در شرایطی که بین متغیرها همبستگی وجود داشته باشد، بکار می‌رود. این روش بدون حذف اطلاعات اساسی، متغیرهای اصلی را به متغیرهای غیرهمبسته تبدیل و تعداد آنها را کاهش می‌دهد. این متغیرهای جدید که مؤلفه اصلی نامیده می‌شوند ترکیب خطی از مؤلفه‌های اولیه است (ورمونت و مگیدسون[2]، ۲۰۰۵: ۴۱). منطق این تحلیل آن است که اگر برای متغیری تعداد زیادی زیرمؤلفه وجود داشته باشد خلاصه‌سازی این مؤلفه‌ها به‌طوری که با حداقل در دست دادن اطلاعات ممکن بتوان اطلاعات مسئله را کاهش داد، مفید است (شاکری و همکاران، ۱۳۹۴: ۹۹). از طرفی بانک جهانی شش زیرمؤلفه حکمرانی (کیفیت نهادی) را به صورت سالانه از سال ۲۰۰۲ تاکنون به تفکیک کشورهای مختلف ارائه نموده که با استفاده از روش تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) می‌توان شاخص حکمرانی را استخراج نمود.

٤- برآورد مدل و تجزیه و تحلیل داده‌ها

در این مطالعه اندازه دولت، حکمرانی خوب و رشد اقتصادی سه متغیر کلیدی می‌باشند که رابطه بین آنها مورد پرسش است. در واقع، برای بررسی رابطه این متغیرها به الگویی نیاز است که به کمک آن بتوان تأثیر اندازه دولت و حکمرانی را بر رشد اقتصادی ارزیابی نمود. از این رو آمار و اطلاعات کشورهای سند چشم‌انداز در بازه زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۵ از بانک جهانی استخراج و سپس با بهره‌گیری از الگوی کاراس که در بخش مبانی نظری و روش‌شناسی تشریح شد اندازه بهینه دولت با محاسبه کشش تولید نسبت به مخارج دولت از رابطه $\gamma = s^*$ و تابع تولید زیر بدست می‌آید.

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha\left(\frac{\dot{N}}{N}\right) + MPK\left(\frac{\dot{K}}{Y}\right) + \gamma\left(\frac{\dot{g}}{g}\right) \qquad (۲۳)$$

آنگاه اثرات اندازه دولت و نوع حکمرانی (کیفیت نهادی) بر رشد اقتصادی با استفاده از رابطه زیر مورد ارزیابی قرار می‌گیرد.

$$\begin{aligned} GROWTH_t = \alpha + GROWTH_{t-1} \\ + \beta_1 GOV_{1t} I(GOV_{1t} \\ \leq s^*) \\ + \beta_2 GOV_{2t} I(GOV_{2t} \\ > s^*) + \beta_3 WIG_t + \delta X_t \\ + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (۲۴)$$

در رابطه فوق، GROWTH بیانگر رشد اقتصادی، GOV اندازه دولت، I متغیر مجازی، X متغیرهای برون‌زا شامل capital سرمایه ناخالص، inflation تورم، open آزادی تجاری، pop جمعیت و WIG شاخص حکمرانی (کیفیت نهادی) است. شایان ذکر است که درآمد ناخالص سرانه به‌عنوان متغیر رشد استفاده شده و به دلیل آنکه رشد اقتصادی هر سال متأثر از رشد سال قبل می‌باشد تصمیم بر آن شد که از وقفه این متغیر به عنوان متغیر توضیحی در سمت راست الگو استفاده شود. علاوه بر این، برای اندازه دولت از نسبت مخارج مصرفی نهایی دولت که شامل تمام هزینه‌های فعلی دولت برای خرید کالاها و خدمات می‌باشد به تولید ناخالص داخلی استفاده شده و برحسب اینکه اندازه دولت بهینه یا غیربهینه باشد به‌طور مجزا در مدل به صورت حاصل‌ضرب مخارج دولت و متغیر مجازی در مدل وارد شده است. سرمایه ناخالص داخلی شامل هزینه های اضافی به دارایی های ثابت اقتصاد و تغییرات خالص در سطح موجودی سرمایه است؛ همچنین برای محاسبه تورم نیز از درصد تغییرات شاخص خرده فروشی هر کشور (CPI)، درجه آزادی اقتصادی از مجموع صادرات و واردات کالا و خدمات که به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی است استفاده شده است؛ ذکر این نکته ضروری است که متغیرها به‌صورت واقعی و به قیمت ثابت سال ۲۰۱۰ استخراج شده‌اند. ضمناً برای اندازه‌گیری نحوه حکمرانی باید این مفهوم عملیاتی شود؛ بدین‌منظور از شش شاخص استاندارد مورد توصیه بانک جهانی و روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شده است. لازم به ذکر است که قبل از برآورد مدل جهت جلوگیری از وجود رگرسیون ساختگی آزمون ایستایی نسل اول لوین، لین چو[3] (LLC) و ایم، پسران و شین[4] (IPS) مربوط به متغیرها و آزمون وجود وابستگی بین مقاطع انجام شد؛ که نتایج این آزمون‌ها در جدول (۱) ارائه شده است.

1. Principal Component Analysis
2. Vermunt & Magidson (2005)
3. Levin, Lin & Cheu
4. Im, Pesaran & Shin

جدول ۱. آزمون ایستایی و وابستگی مقطعی متغیرها

متغیرها	لوین، لین و چو		ایم، پسران و شین		درجه انباشتگی	آزمون وابستگی مقطعی پسران	
	آماره	سطح معنی‌داری	آماره	سطح معنی‌داری		آماره CD	سطح معنی‌داری
Ẏ/Y	−۷/۴۶۴	(۰/۰۰۰)	−۵/۸۶۰	(۰/۰۰۰)	I(0)	۱۳/۰۰۲	(۰/۰۰۰)
Ṅ/N	−۸/۴۸۲	(۰/۰۰۰)	−۵/۷۴۸	(۰/۰۰۰)	I(0)	−۰/۱۶۷	(۰/۸۶۷)
K̇/Y	−۱۳/۱۲۵	(۰/۰۰۰)	−۹/۵۴۰	(۰/۰۰۰)	I(0)	۴/۴۷۹	(۰/۰۰۰)
ġ/g	−۱۷/۰۹۲	(۰/۰۰۰)	−۱۲/۴۳۱	(۰/۰۰۰)	I(0)	۱۱/۷۴۱	(۰/۰۰۰)
Growth	−۷/۰۶۸	(۰/۰۰۰)	−۵/۱۹۹	(۰/۰۰۰)	I(0)	۱۳/۰۰۲	(۰/۰۰۰)
Growth(-1)	−۷/۴۵۵	(۰/۰۰۰)	−۵/۱۲۲	(۰/۰۰۰)	I(0)	۱۲/۲۹۷	(۰/۰۰۰)
GOV	−۷/۷۰۴	(۰/۰۰۰)	−۳/۸۹۹	(۰/۰۰۰)	I(0)	۹/۰۲۱	(۰/۰۰۰)
Inf	−۸/۲۸۳	(۰/۰۰۰)	−۵/۰۰۱	(۰/۰۰۰)	I(0)	۲۴/۸۷۰	(۰/۰۰۰)
Pop	−۱۹/۰۷۲	(۰/۰۰۰)	−۱۵/۵۰۱	(۰/۰۰۰)	I(0)	۷/۸۶۴	(۰/۰۰۰)
Wig	−۲/۳۴۰	(۰/۰۰۹)	−۳/۰۱۴	(۰/۰۰۱)	I(0)	۰/۴۳۴	(۰/۶۶۹)
Capital	−۵/۶۲۷	(۰/۰۰۰)	−۲/۶۳۸	(۰/۰۰۴)	I(0)	۱/۱۴۸	(۰/۲۵۱)
Open	−۷/۰۴۰	(۰/۰۰۰)	−۱/۹۵۶	(۰/۰۲۵)	I(0)	۷/۹۹۱	(۰/۰۰۰)

فرضیه صفر آزمون CD پسران، عدم وابستگی بین مقاطع در هر متغیر را نشان می‌دهد.

مأخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به نتایج آزمون ایستایی متغیرها در جدول (۱) ملاحظه می‌شود که متغیرها در سطح ایستا و انباشته از مرتبه صفر هستند؛ بنابراین در برآورد مدل احتمال بروز رگرسیون ساختگی وجود نداشته و نتایج برآوردی قابل اعتماد است؛ علاوه بر این آزمون وابستگی مقطعی پسران، وجود وابستگی بین مقاطع را برای برخی از متغیرها تأیید می‌کند؛ بنابراین مجدداً آزمون ایستایی نسل دوم دیکی فولر تعمیم یافته مقطعی پسران (۲۰۰۶) نیز انجام شد که نتایج این آزمون همانند آزمون‌های ایستایی نسل اول ساکن بودن متغیرها در سطح را تأیید می‌کند.

جدول ۲. آزمون‌های F لیمر و هاسمن در معادله اندازه بهینه دولت

آزمون	آماره	رد یا پذیرش H0
F لیمر	F (۲۳و۲۸۵)=۱/۹۴ (prob =۰/۰۰۷)	رد فرضیه صفر
هاسمن	X^2=۸/۷۳ (prob =۰/۰۳۳)	رد فرضیه صفر

مأخذ: محاسبات پژوهش

در ادامه جهت برآورد اندازه بهینه دولت براساس الگوی کاراس آزمون‌های تشخیصی F لیمر و آزمون هاسمن انجام که نتایج مربوط در جدول (۲) آورده شده است.

همان‌طوری که از نتایج جدول (۲) مشخص است فرضیه صفر آزمون F لیمر که دلالت به زائد بودن اثرات ثابت دارد رد شده است؛ شاید F لیمر محاسبه شده این شائبه را ایجاد کند که مقدار آماره F پائین بوده و نباید H_0 رد شود اما محاسبات و رجوع به جدول نشان می‌دهد که (۲۸۵ و ۲۳)F در سطح احتمال ۵ درصدی برابر ۱/۴۷ است لذا F محاسباتی از جدول بزرگ‌تر بوده پس H_0 رد می‌شود. همچنین براساس آزمون هاسمن، فرضیه صفر که ارجحیت مدل پنل با اثر تصادفی بر اثر ثابت را نشان می‌دهد رد شده است. علاوه بر این، آزمون‌های همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی مرتبه اول ولدریج بین جملات خطا انجام و نتایج آن در جدول (۳) ارائه شده است.

نتایج جدول (۳) مؤید آن است که مدل دارای خودهمبستگی مرتبه اول و ناهمسانی واریانس بوده که باید با وزن‌دهی به مقاطع و وارد نمودن جمله AR(1) نسبت به رفع همزمان آنها اقدام نمود؛ بنابراین به استناد نتایج جداول فوق به

برآورد مدل به روش حداقل مربعات تعمیم یافته عملی[1] اقدام گردید. علاوه بر این آزمون هم‌خطی (VIF)[2] برای اطمینان از وجود رابطه بین متغیرهای توضیحی ارائه شد که نتایج مربوط به برآورد مدل، سنجش اندازه بهینه دولت (S^*) و آزمون عامل تورم واریانس در جدول (۴) آورده شده است.

جدول ۳. آزمون‌های همسانی واریانس و عدم خودهمبستگی در معادله اندازه بهینه دولت

آزمون	آماره	رد یا پذیرش H0
همسانی واریانس	X^2=۲۸۳/۱۹ (prob=۰/۰۰۰)	رد فرضیه صفر
عدم خودهمبستگی	F=۹/۰۷۴ (prob=۰/۰۰۶)	رد فرضیه صفر

مأخذ: محاسبات پژوهش

جدول ٤. برآورد مدل تعیین اندازه بهینه دولت

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
نرخ رشد پیشرفت تکنولوژی $(\dot{A}/A)$	۰/۰۳۹۲	۰/۰۰۲	۱۹/۶۳	(۰/۰۰۰)
نرخ رشد اشتغال $(\dot{N}/N)$	۰/۲۸۰۸	۰/۱۰۸	۲/۶۸	(۰/۰۰۷)
نرخ رشد سرمایه به تولید $(\dot{K}/Y)$	۰/۴۱۸۰	۰/۰۴۳	۹/۶۶	(۰/۰۰۰)
نرخ رشد نسبت مخارج دولت به اشتغال$(\dot{g}/g)$	۰/۱۸۳۸	۰/۰۴۷	۳/۹۰	(۰/۰۰۰)
Wald X^2 =۱۴۹/۹۵ (prob =۰/۰۰۰)		$S^* = \gamma =$ ۱۸/۳۸		
VIF $-$ Mean $=$ ۱/۶۸	VIF $-\dot{g}/g$ $=$ ۱/۹۶	VIF $-\dot{K}/Y$ $=$ ۲/۰۳	VIF $-\dot{N}/N$ $=$ ۱/۰۵	

مأخذ: محاسبات پژوهش

نتایج جدول (۴) بیانگر آن است که ضرایب برآوردی متغیرها در سطح احتمال ۵ درصد دارای علامت مطابق انتظار و معنی‌دار می‌باشند؛ آماره والد نیز معنی‌داری کل مدل رگرسیون را تأیید می‌کند. علاوه بر این، با توجه به قاعده بارو مقدار بهینه مخارج دولت که از محاسبه کشش تولید نسبت به مخارج دولت بدست می‌آید در سطح ۱۸/۳۸ درصد خواهد بود. همچنین مقدار عددی آماره‌های VIF که کمتر از ۵ است ضمن تأیید وجود رابطه بین متغیرهای توضیحی وجود هم‌خطی کامل را رد می‌کند.

پس از محاسبه اندازه بهینه دولت شرایط برای تخمین الگوی آستانه‌ای تجربی زیر جهت ارزیابی اثرات اندازه دولت و حکمرانی بر رشد اقتصادی فراهم است.

$$\begin{aligned} &\mathrm{Growth_{it}} \\ &= \alpha_i + \varphi \mathrm{Growth_{it-1}} \\ &+ \beta_1 \mathrm{GOV_{1i,t}} I\left(\mathrm{GOV_{1i,t}} \le S^*\right) \\ &+ \beta_2 \mathrm{GOV_{2i,t}} I\left(\mathrm{GOV_{2i,t}} > S^*\right) + \beta_3 \mathrm{WIG} \\ &+ \delta(\mathrm{Inflation, Open, Pop, Capital})_{i,t} \\ &+ \upsilon_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (۲۵)$$

در آن i و t به ترتیب بیانگر کشور مورد نظر و زمان، $\mathrm{Growth_{it}}, \mathrm{Growth_{it-1}}$ بیانگر رشد اقتصادی در دوره t و I ،t-1 متغیر مجازی که اگر عبارت داخل پرانتز فراهم شود برابر مقدار یک و در غیر این‌صورت مقدار صفر اختیار می‌کند. در رابطه (۲۵) به‌دلیل آنکه رشد اقتصادی با وقفه به‌عنوان متغیر توضیحی در سمت راست معادله ظاهر شده است باید از روش گشتاورهای تعمیم یافته دو مرحله‌ای که برای حذف تورش ناشی از وجود متغیر وابسته با وقفه به عنوان متغیر توضیحی و جمله با اثرات ثابت از معادلات تفاضل مرتبه اول می‌گیرد استفاده نمود؛ زیرا با این کار جمله با اثرات ثابت از مدل حذف می‌شود. آنگاه برای چیره شدن بر مشکل درون‌زایی از روش بلوندل و باند استفاده می‌شود زیرا آنها نشان داده‌اند که وقفه متغیرها در سطح، ابزارهای ضعیفی برای معادله رگرسیونی در تفاضل هستند؛ بنابراین بهتر است که رگرسیون در سطح با رگرسیون در تفاضل ترکیب شود. البته باید گفت که نتایج بدست آمده از این روش‌ها بر پایه فروضی که بر آن بنا شده‌اند، معتبر خواهند بود. بدین منظور از دو آماره سارگان برای آزمون اعتبار ابزارها و M_j عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات خطا استفاده شده است. بنابراین در ادامه، با توجه به ویژگی داده‌ها و ساختار مدل جهت برآورد ضرایب سازگار و بدون تورش از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای GMM استفاده و نتایج در جدول (۵) ارائه شده است.

نتایج جدول (۵) مؤید آن است که کلیه متغیرها دارای علامت مطابق انتظار بوده و ضریب متغیرهای رشد باوقفه، سرمایه ثابت ناخالص، درجه آزادی تجاری و تأثیر نامتقارن اندازه دولت در سطح احتمال ۵ درصد معنی‌دارند. از طرفی ضرایب برآوردی اثر نامتقارن اندازه دولت دلالت بر آن دارد که

1. Feasible Generalized Least Square
2. Variance Inflation Factors

وقتی اندازه دولت از حد بهینه کمتر است اثر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی داشته و زمانی که اندازه دولت از حد بهینه بیشتر می‌شود تأثیر منفی و معنی‌داری بر رشد اقتصادی خواهد داشت. بر این اساس می‌توان بیان نمود که در کشورهای با اندازه واقعی دولت متفاوت از حد بهینه، مخارج دولت تأثیر نامتقارنی بر رشد اقتصادی دارند. همچنین ضریب شاخص حکمرانی هر چند از نظر آماری معنی‌دار نیست اما بیانگر تأثیر مثبت حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز می‌باشد؛ زیرا نهادهای خوب در یک جامعه با فراهم کردن زمینه مناسب برای همکاری مردم در فعالیت‌های سیاسی، اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی و ایجاد دولت مقتدر و پاسخ‌گو، کنترل فساد و کاهش ریسک سرمایه‌گذاری زمینه‌ساز رشد اقتصادی بیشتر می‌باشند. البته اگرچه برخی از مؤلفه‌های کیفیت نهادی در این کشورها بهبود چشم‌گیری نداشته‌اند، اما متوسط شاخص حکمرانی در بیش از نیمی از کشورهای سند چشم‌انداز مثبت بوده است. از طرفی با افزایش تورم در کشورهای حوزه سند چشم‌انداز رشد اقتصادی افزایش یافته است؛ زیرا برخی از این کشورها از تورم تک رقمی برخوردار بوده و تورم نقش محرک و سرعت دهنده برای رشد اقتصادی ایفا نموده است. علاوه بر این، آزادسازی تجاری و تشکیل سرمایه نیز تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد اقتصادی دارند دلیل آن است که آزاد سازی تجاری امکان صادرات، ورود و خروج سرمایه و گسترش فرصت‌های سرمایه‌گذاری، رشد فناوری را فراهم نموده که می‌تواند باعث رشد و توسعه اقتصادی گردد. همچنین با گسترش سرمایه‌گذاری و مهیا نمودن زیرساخت‌ها وامکانات لازم برای بسط فعالیت‌های اقتصادی، سیاسی و فرهنگی و ارائه فعالیت‌های جدید در زمینه‌های مهم برای جامعه، بستر لازم برای رشد اقتصادی فراهم می‌شود. اما جمعیت تأثیر منفی بر رشد اقتصادی داشته است؛ زیرا افزایش جمعیت ماهر و متخصص می‌تواند رشد اقتصادی را افزایش دهد در حالی‌که کشورهای سند چشم‌انداز عمدتاً کشورهای در حال توسعه هستند و در آنها جمعیت غیرماهر رشد چشمگیری داشته است.

در ادامه پس از برآورد مدل لازم است که با استفاده از آزمون‌های سارگان و خودهمبستگی مرتبه اول و دوم آرلانو و باند، اعتبار ماتریس ابزارها و عدم خودهمبستگی ابزارها با اجزای اخلال مورد قضاوت قرار گیرد؛ نتایج آزمون‌های تشخیصی و مقدار آماره $j = ۲۰/۶۱۶۲$ و سطح احتمال مربوط به آن بیانگر معتبر بودن ماتریس ابزارها است؛ علاوه بر این آماره‌های M_j و سطح احتمال آنها نشان می‌دهد که فرضیه صفر عدم خودهمبستگی مرتبه اول رد شده اما عدم خودهبستگی مرتبه دوم رد نمی‌شود؛ بنابراین تورش تصریح در مدل وجود ندارد و اعتبار نتایج تأیید می‌شود.

جدول ۵. برآورد مدل رشد به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای GMM

متغیر	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	سطح معنی‌داری
Growth(-1)	۰/۰۵۸۱	۰/۰۵۱۴	۱۱/۳۱	(۰/۰۰۰)
Capital	۰/۱۸۱۳	۰/۰۳۵۷	۵/۰۸	(۰/۰۰۰)
Inflation	۰/۰۲۱۷	۰/۰۲۰۱	۱/۰۸	(۰/۲۸۱)
Wig	۰/۱۹۴۱	۰/۲۵۳۷	۰/۷۷	(۰/۴۴۴)
Open	۰/۰۳۱۵	۰/۰۰۹۳	۳/۳۹	(۰/۰۰۱)
Pop	−۰/۰۰۰۶	۰/۲۷۷۲	−۰/۰۰۲	(۰/۹۹۸)
Gov1	۰/۳۶۷۲	۰/۰۸۵۸	۴/۲۸	(۰/۰۰۰)
Gov2	−۰/۴۴۳۳	۰/۰۹۹۸	−۴/۴۴	(۰/۰۰۰)
آماره‌های تشخیصی				
آزمون سارگان	J-Statistic = ۲۰/۶۱۶۲ Prob = (۱/۰۰۰)			
آزمون خودهمبستگی AR(1) ,AR(2) آرلانو و باند	M1-Statistic = −۲/۵۳۹۹ Prob = (۰/۰۱۱)			
	M2-Statistic = −۰/۲۰۶۲ Prob = (۰/۸۳۷)			

مأخذ: محاسبات پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

در این مقاله اثر اندازه دولت و نوع حکمرانی بر رشد اقتصادی کشورهای حوزه سند چشم‌انداز با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته دومرحله‌ای آستانه‌ای طی سال‌های ۲۰۱۷-۲۰۰۵ مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق دلالت بر آن دارد که در کشورهای سند چشم‌انداز، اندازه بهینه مخارج دولت در سطح ۱۸/۳۸ درصد است و با افزایش مخارج دولت در کشورهای با اندازه کمتر از حد بهینه، رشد اقتصادی افزایش می‌یابد در حالی‌که در کشورهای با سطح بالاتر از حد بهینه

رشد اقتصادی کاهش می‌یابد. به‌عبارتی دیگر در سطوح کمتر از حد بهینه، افزایش اندازه دولت به‌ویژه از طریق هزینه‌های عمرانی دولت ممکن است منجر به ایجاد یا توسعه بخش‌های زیربنایی از قبیل بخش برق، آب، ارتباطات، جاده و غیره شود که نهایتا اثرات سرریز آن بر بخش خصوصی می‌تواند زمینه ساز رشد اقتصادی در این گروه از کشورها گردد. در تفسیر این یافته که در کشورهای با اندازه دولت بزرگ‌تر از حد بهینه، افزایش‌های بعدی اندازه دولت منجر به کاهش رشد اقتصادی می‌شود دلایل مختلفی را می‌توان مطرح نمود زیرا این کشورها همگن نیستند و با توجه به ویژگی‌های اجتماعی، اقتصادی، سیاسی، نوع حکمرانی و درجه توسعه‌یافتگی هر یک از آنها عوامل مربوط به هر کشور دخیل است. اما در مجموع با توجه به اینکه کشورهای موضوع این مطالعه عمدتاً کشورهای در حال توسعه بوده و تعدادی از آنها به دلیل منابع نفتی از درآمد سرانه بالا برخوردارند؛ همچنین با توجه به سابقه تاریخ اقتصادی معاصر این کشورها می‌توان عنصر رانت‌جویی، فساد سیستمی مستقر در نظام سیاسی، اقتصادی و فقدان نهادهای مردمی مؤثر در این کشورها را عامل چنین تأثیری پنداشت. از طرفی نوع حکمرانی رشد اقتصادی را افزایش داده است و این امر می‌تواند گویای حکمرانی خوب در برخی از کشورهای سند چشم‌انداز باشد؛ زیرا واقعیت‌های مشهود در این کشورها طی سال‌های مورد مطالعه نشان داده است که متوسط شاخص حکمرانی در بیش از نیمی از کشورهای سند چشم‌انداز مثبت بوده است. بنابراین نتایج این تحقیق با مطالعه حاج امینی و فلاحی (۲۰۱۸) در ۱۴ کشورها اروپایی توسعه یافته، خداویسی و عزتی (۱۳۹۷) در ایران، سخنور (۱۳۹۷) در ۸ کشور عضو اوپک و ملکی حسنوند و همکاران (۱۳۹۸) در کشورهای منا در خصوص رابطه اندازه دولت و رشد اقتصادی که با رویکردهای متفاوت از مطالعه حاضر صورت گرفته است، همخوانی دارد. علاوه بر این نتایج در خصوص رابطه حکمرانی و رشد با مطالعه کورای (۲۰۱۰) در کشورهای در حال توسعه و زوانگ و همکاران (۲۰۱۰) در کشورهای آسیایی سازگار است. همچنین مطالعه تاریخ توسعه اقتصادی کشورها نشان داده است که تورم اندک می‌تواند محرک رشد اقتصادی باشد؛ علاوه بر این بررسی‌های انجام شده در اکثر کشورهای سند چشم‌انداز نشان داده است که اکثر این کشورها از تورم تک رقمی برخوردار بوده و تورم لجام گسیخته وجود ندارد و تنها کشورهای ایران و عراق، یمن، ازبکستان، پاکستان و تاجیکستان از تورم مزمن با نرخ دو رقمی در رنج بوده‌اند؛ البته در این میان ایران به علت اجرای قانون هدفمندی یارانه‌ها و تشدید تحریم‌های درآمدی و محدودیت درآمد بالاترین متوسط تورم را به خود اختصاص داده است. با وجود تأثیر مثبت آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی در کشورهای سند چشم‌انداز ملاحظه می‌شود که ایران و پاکستان به دلیل عدم ایجاد فضای رقابتی و جذب دانش فنی از خارج از نظر متوسط آزادی تجاری رتبه شایسته‌ای را به خود اختصاص نداده‌اند. از سوی دیگر با عنایت به اینکه اکثر کشورهای سند چشم‌انداز، کشورهای در حال توسعه‌ای هستند ملاحظه می‌شود که با وجود منابع طبیعی، نیروی کار و سرمایه فیزیکی فراوان با افزایش نیروی کار رشد اقتصادی کاهش یافته است؛ دلیل آن است که در این کشورها نیروی کار مهارت لازم را برای شرکت در فعالیت‌های تخصصی بدست نیاورده است و نیروی کار غیرماهر رشد چشمگیری داشته‌اند. بر این اساس به سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی توصیه می‌شود که دخالت دولت در فعالیت‌های اقتصادی بیش از حد گسترش نیابد، زیرا گسترش دخالت دولت زمینه برای رانت جویی، ناکارآمدی، فساد و انحصار دولتی را فراهم می‌کند و این امر می‌تواند بهره‌وری و رشد اقتصادی را کاهش دهد، همچنین به منظور افزایش تولید ناخالص داخلی و بهبود رشد اقتصادی توجه به افزایش سرمایه فیزیکی، اشتغال نیروی کار ماهر و بسترسازی مناسب برای حکمرانی خوب پیشنهاد می‌شود.

منابع

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

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

شاکری، محبوبه؛ جعفری صمیمی، احمد و کریمی موغاری، زهرا (۱۳۹۴). "ارتباط بین متغیرهای نهادی و رشد اقتصادی: معرفی شاخص جدید نهادی برای کشورهای منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۶، شماره ۲۱، ۱۰۶-۹۳.

کمیجانی، اکبر؛ هژبرکیانی، کامبیز و حق‌شناس، هادی (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی در ایران به روش همجمعی ARDL". *فصلنامه اقتصاد کاربردی*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۶۰-۴۹.

ملکی‌حسنوند، 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 کچویی، محمدصالح (۱۳۹۲). "بررسی تأثیر اندازه و کیفیت دولت بر رشد اقتصادی بلندمدت کشورهای منتخب: روش میانگین‌گیری مدل بیزین (BMA)". *دو فصلنامه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۲، ۲۲۰-۱۹۳.

Abu-Bader, S. & Abu-Qarn, A. S. (2003). "Government Expenditures, Military Spending and Economic Growth: Causality Evidence From Egypt, Israel, and Syria". *Journal of Policy Modeling, 25*(6-7), 567-583.

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.

Asimakopoulos, S. & Karavias, Y. (2016). "The Impact of Government Size on Economic Growth: A Threshold Analysis". *Economics Letters, 139*, 65-68.

Baltagi, B. (2008). "Econometric Analysis of Panel Data". *John Wiley & Sons.*

Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth". *Journal of Political Economy, 98*(5, Part 2), S103-S125.

Barro, R. J. (1996). "Determinants of Economic Growth: a Cross-Country Empirical Study". *Retrieved from National Bureau of Economic Research.*

Bergh, A. & Karlsson, M. (2010). "Government Size and Growth: Accounting for Economic Freedom and Globalization". *Public Choice, 142*(1-2), 195-213.

Blundell, R. & Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models". *Journal of Econometrics, 87*(1), 115-143.

Chen, S.-T. & Lee, C. C. (2005). "Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach". *Journal of Policy Modeling, 27*(9), 1051-1066.

Chiou-Wei, S. Z., Zhu, Z. & Kuo, Y. H. (2010). "Government Size and Economic Growth: An Application of the Smooth Transition Regression Model". *Applied Economics Letters, 17*(14), 1405-1415.

Clague, C. K. (1997). "Institutions and Economic Development: Growth and Governance in Less-Developed and Post-Socialist Countries". *Johns Hopkins University Press.*

Cooray, A. (2009). "Government Expenditure, Governance and Economic Growth". *Comparative Economic Studies, 51*(3), 401-418.

Dar, A. A. & AmirKhalkhali, S. (2002).

"Government Size, Factor Accumulation, and Economic Growth: Evidence From OECD Countries". *Journal of Policy Modeling, 24*(7-8), 679-692.

Engerman, S. L. & Sokoloff, K. L. (2002). "Factor Endowments, Inequality, and Paths of Development Among New World Economics". *Retrieved from National Bureau of Economic Research*.

Fayissa, B. & Nsiah, C. (2013). "The Impact of Governance on Economic Growth in Africa". *The Journal of Developing Areas, 47*(1), 91-108.

Feng, Y. (2005). "Democracy, Governance, and Economic Performance: Theory and Evidence". *MIT press.*

Gilbert, N. (2004). "Trade Openness Policy, Quality of Institutions and Economic Growth". *CERDI, France.*

Hajamini, M. & Falahi, M. A. (2018). "Economic Growth and Government Size in Developed European Countries: A panel Threshold Approach". *Economic Analysis and Policy, 58*, 1-13.

Hansen, B. E. (2000). "Sample Splitting and Threshold Estimation". *Econometrica, 68*(3), 575-603.

Huang, C. J. & Ho, Y. H. (2017). "Governance and Economic Growth in Asia". *The North American Journal of Economics and Finance, 39*, 260-272.

Karras, G. (1996). "The Optimal Government Size: Further International Evidence on the Productivity of Government Services". *Economic Inquiry, 34*(2), 193-203.

Karras, G. (1997). "On the Optimal Government Size in Europe: Theory and Empirical Evidence". *The Manchester School, 65*(3), 280-294.

Katsamunska, P. (2016). "The Concept of Governance and Public Governance Theories". *Economic Alternatives, 2*, 133-141.

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.

Knack, S. F. (2003). "Democracy, Governance, and Growth". *University of Michigan Press.*

Knack, S. & Keefer, P. (1997). "Does Social Capital have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation". *The Quarterly Journal of Economics, 112*(4), 1251-1288.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. (2004). "The Quality of Government". *Journal of Law, Economics and Organization*, 15(1), 222-79. *International Library of Critical Writings In Economics, 170*, 418-475.

Lucas Jr, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics, 22*(1), 3-42.

Mauro, P. (1995). "Corruption and Growth". *The Quarterly Journal of Economics, 110*(3), 681-712.

Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A new Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data". *The American Economic Review, 76*(1), 191-203.

Rebelo, S. (1991). "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth". *Journal of Political Economy, 99*(3), 500-521.

Rodrik, D. (2000). "Institutions for High-Quality Growth: what They are and how to Acquire Them". *Studies in Comparative International Development, 35*(3), 3-31.

Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-Run Growth". *Journal of Political*

Economy, *94*(5), 1002-1037.

Seo, M. H. & Shin, Y. (2016). "Dynamic Panels With Threshold Effect and Endogeneity". *Journal of Econometrics, 195*(2), 169-186.

Vermunt, J. K. & Magidson, J. (2005). "Factor Analysis with Categorical Indicators: A Comparison between Traditional and Latent Class". *New Developments in Categorical Data Analysis for the Social and Behavioral Sciences*, 41-62.

World Bank, T. (2015). "World Bank Open Data. In: World Bank Washington". DC, *https://data.worldbank.org.*

Zhuang, J., de Dios, E. & Martin, A. L. (2010). "Governance and Institutional Quality and the Links with Economic Growth and Income Inequality: With Special Reference to Developing Asia". *https://www.ssrn.com/abstract=1619116.*

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۶۴-۵۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (53-64)

بررسی رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تحقق شاخص‌های حکمرانی خوب در راستای رشد و توسعه اقتصادی ایران

علی رضایی[۱]، *طهماسب مظاهری[۲]، مجید توسلی رکن‌آبادی[۳]

۱. دانشجوی دکتری علوم سیاسی، گرایش سیاست‌گذاری عمومی، دانشکده حقوق، الهیات و علوم سیاسی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران
۲. استادیار و عضو گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، ایران
۳. دانشیار و عضو گروه علوم سیاسی، دانشکده حقوق، الهیات و علوم سیاسی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/٤/۲۸ پذیرش: ۱۳۹۸/۵/۱۵)

Investigating the Relationship between Central Bank Independence and Realization of Good Governance Indicators in Iran's Economic Growth and Development

Ali Rezaei[1], *Tahmasb Mazaheri[2], Majid Tavasoli Roknabadi[3]

1. Ph.D. Student of Political Science, Islamic Azad University, Tehran, Iran
2. Assistant Professor of Management and Insurance Department, University of Tehran, Iran
3. Associate Professor of Political Science, Islamic Azad University, Tehran, Iran

(**Received:** 19/July/2019 **Accepted:** 6/Aug/2019)

چکیده:

سیاست‌گذاران سیاسی و اقتصادی معتقدند توسعه حکمرانی خوب نقش کلیدی در توسعه سیاسی و اقتصادی کشورها بازی می‌کند. لذا شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی حکمرانی خوب به منظور اتخاذ سیاست‌گذاری‌های مناسب برای ارتقاء نظام سیاسی و اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد؛ چرا که از طریق ارتقاء حکمرانی خوب می‌توان به رشد و پیشرفت اقتصادی رسید. بر اساس نظریات اقتصاددانان نهادگرا، یکی از عوامل مؤثر بر توسعه نهادی، استقلال بانک مرکزی می‌باشد. استقلال بانک مرکزی از طریق ایجاد ساختارها و ساز و کارهای نهادی، باعث تغییر در متغیرهای دیگری نظیر انضباط مالی دولت، افزایش شفافیت اقتصادی و پاسخگویی می‌شود و این ساز و کارها به بهبود حکمرانی خوب کمک می‌کنند. در این پژوهش رابطه بین استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکمرانی خوب با استفاده از روش *GMM* و ضریب همبستگی طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق از شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها (*ICRG*) به عنوان شاخص حکمرانی خوب استفاده شده که شامل رتبه‌بندی ۲۲ متغیر در سه زیرگروه مختلف ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی بوده و از شاخص متیو (۲۰۰۶) به عنوان شاخص استقلال بانک مرکزی استفاده شده است. این شاخص استقلال بانک مرکزی را در سه حوزه استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های پژوهش نشان داد استقلال بانک مرکزی اثر معنی‌دار بر حکمرانی خوب دارد به گونه‌ای که افزایش در استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی موجب کاهش در ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: استقلال بانک مرکزی، حکمرانی خوب، ریسک سیاسی، ریسک اقتصادی، ریسک مالی.
طبقه‌بندی JEL: C49، F23، O47.

Abstract:

Political and economic policymakers believe that the development of good governance plays a key role in the political and economic development of countries. Therefore, it is important to identify the effective factors on the efficiency of good governance in order to adopt appropriate policies for promoting the political and economic system, because through the promotion of good governance, economic growth can be achieved. According to the views of institutionalist economists, one of the factors influencing institutional development is the independence of the Central Bank. Central Bank autonomy, through the creation of institutional structures and institutions, changes the other variables, such as state financial discipline, increased transparency and accountability, and these mechanisms help to improve good governance. In this study, the relationship between central bank independence and good governance indicators using GMM method and correlation coefficient during the period of 2002 to 2015 were investigated. In this research, the International Risk Management Index (ICRG) has been used as a good governance indicator, which includes ranking 22 variables in three sub-categories of different political risk, financial risk and economic risk, and the Mathew Index (2006) has been used as an indicator of the independence of the central bank. The Central Bank's Independence Index has been analyzed in three areas of monetary policy independence, political independence and financial independence. The findings of the research showed that the independence of the central bank has a significant effect on good governance, so that the increase in the independence of monetary policy, political independence and financial independence leads to a decrease in political, financial and economic risk.

Keyword: Central Bank Independence, Good Governance, Political Risk, Economic Risk, Financial Risk.
JEL: C49, F23, O47.

*** نویسنده مسئول:** طهماسب مظاهری
E-mail: tmazaheri@ut.ac.ir

*Corresponding Author: Tahmasb Mazaheri

۱- مقدمه

توسعه اقتصادی و افزایش رفاه جامعه یکی از اهداف اصلی علم اقتصاد است. نظریات جدید توسعه بر اهمیت نهادها[1] و حکمرانی خوب[2] در تقویت بخش خصوصی و نیل به توسعه اقتصاد تأکید دارند. بر این اساس، سازوکارهای نهادی که منجر به بهبود کیفیت حضور دولت در اقتصاد باشد، از طریق حکمرانی خوب به تقویت حضور بخش خصوصی و دست‌یابی به اهداف توسعه‌ای کمک می‌کند (احمدپور و دهمرده، ۱۳۹۸: ۲۰). استقلال بانک مرکزی، یکی از سازوکارهای نهادی طراحی شده در این زمینه است.

بر اساس سند چشم‌انداز در پایان برنامه ۲۰ ساله و در افق ۱۴۰۴، ایران کشوری توسعه‌یافته با جایگاه اول اقتصادی، علمی و فناوری در سطح منطقه، با هویت اسلامی و انقلابی، الهام بخش در جهان اسلام و با تعامل سازنده در روابط بین‌الملل خواهد بود. بدیهی است که دست‌یابی به این امر نیازمند رشد بالای اقتصادی و کاهش نوسانات اقتصادی است. در ادبیات جدید پولی بیان می‌شود استقلال بانک مرکزی یک ابزار برای دست‌یابی به ثبات در اقتصاد و افزایش رشد اقتصادی است.

اگر سیاست‌گذاران پولی تحت فشارهای سیاسی الزام‌آوری قرار گیرند تا طبق گرایش‌های دولت عمل کنند، دولت به سهولت به منابع مالی مورد نیاز برای جبران کسری‌هایش دسترسی پیدا می‌کند. از طرفی استقراض دولت باعث بالا رفتن نرخ‌های بهره و از این طریق موجب رکود اقتصادی، کاهش مالیات‌ها و درآمدهای حاصله می‌شود؛ بنابراین بانک مرکزی مستقل که از نظام سیاسی جدا باشد، دارای مزایای متعددی در برقراری ثبات قیمت‌ها و نظام اقتصادی سالم خواهد بود. هدف اصلی از استقلال بانک مرکزی این است که بانک مرکزی در تصمیم‌گیری و سیاست‌گذاری اقتصادی از دولت یا سایر گروه‌های ذینفع مستقل باشد.

در ارتباط با وضعیت استقلال بانک مرکزی دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه نخست مربوط به هواداران استقلال بانک مرکزی است. در این دیدگاه استدلال می‌شود که تبعیت سازمانی بانک مرکزی از مقامی خارج از بانک، عامل اختلال در عملکرد صحیح آن است. برای مثال، قرار گرفتن بانک مرکزی در حوزه نفوذ وزارت امور اقتصادی و دارایی باعث می‌شود زمانی که سیاست‌های مالی در تناقض با اهداف سیاست‌های پولی قرار دارد بانک مرکزی نتواند به طور مؤثری اهداف سیاست‌های پولی را دنبال کند.

در مقابل، مخالفان استقلال کامل بانک مرکزی مدعی‌اند اگر در یک نظام سازمان‌های مختلف اقتصادی به گونه‌ای مستقل عمل کنند، آنگاه هر یک از این سازمان‌ها صرفاً منافع خود را در نظر می‌گیرد، نه منافع کل نظام را. به عبارت دیگر مجموع اقتصاد کشور از استقلال بانک مرکزی بهره نمی‌برد و استقلال بیشتر بانک مرکزی لزوماً نتیجه بهتری عاید کل اقتصاد نمی‌کند. حتی اگر فرض شود که سیاست پولی مستقل از سیاست‌های مالی عملکرد بهتری در کنترل تورم دارد، دلیلی بر آن نیست که استقلال بانک مرکزی همواره برای مجموعه اقتصاد کشور بهینه باشد (زرین اقبال و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۵).

هدف اصلی این مقاله، بررسی ارتباط بین استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکمرانی خوب در ایران می‌باشد که برای تحقق این هدف، شاخص‌های اندازه‌گیری استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکمرانی خوب معرفی شده و سپس ارتباط آن بررسی می‌شود. هر چند در باب حکمرانی خوب تحقیقات گسترده‌ای انجام شده اما تفاوت این پژوهش نسبت به سایر پژوهش‌ها علّیت اثرگذاری از استقلال بانک مرکزی به حکمرانی خوب و همچنین شاخص‌های به کار گرفته شده در حکمرانی خوب است که کمتر در تحقیق‌های پیشین مورد استفاده قرار گرفته است. پس از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکمرانی خوب و همچنین پیشینه تحقیق بیان شده، در بخش سوم و چهارم به ترتیب به نحوه اندازه‌گیری متغیرها و دوره زمانی و روش اقتصادسنجی اشاره می‌گردد. در قسمت پنجم یافته‌های تجربی ارائه گردیده و در نهایت، این پژوهش با نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها به پایان می‌رسد.

۲- ادبیات موضوع

به طور کلی منظور از استقلال بانک مرکزی، آزادی عمل این نهاد در اعمال سیاست‌های پولی و استقلال آن از تأثیرات سیاسی و دولتی است. معمولاً این استقلال به دو بخش عمده تقسیم می‌شود. یکی استقلال خصوصیات نهادی بانک مرکزی است که آن را به صورت نهادی جدا از نهاد دولت در می‌آورد

1. Institution
2. Good Governance

(آرنس[1]، ۲۰۰۹: ۵). برای مثال نحوه انتخاب رئیس بانک مرکزی هم شامل این بخش می‌شود. بخش دوم استقلال این نهاد در اتخاذ اهداف و راهکارهای اقتصادی است، به این معنی که اگر بانک مرکزی تشخیص دهد که باید نرخ بهره را افزایش دهد، دولت نتواند تصمیم او را تغییر دهد. گروهی این دو بخش را استقلال سیاسی و استقلال اقتصادی نام نهاده‌اند (درخشانی‌درآبی و محنت‌فر، ۱۳۹۵: ۴۶). البته بعدها دو اقتصاددان به نام‌های دبل[2] و فیشر[3] تعریف دیگری هم از استقلال بانک مرکزی ارائه دادند که طبق آن استقلال این نهاد به دو بخش استقلال در تعیین اهداف و استقلال در اتخاذ راهکارها تقسیم می‌شود. به این معنی که بانک مرکزی به طور مستقل تشخیص دهد که برای مثال چه نرخ تورمی مناسب شرایط اقتصادی جامعه است و برای حفظ این نرخ تورم به طور مستقل تصمیم بگیرد که چه سیاست پولی را به کار ببندد (متیو[4]، ۲۰۰۶: ۱۴).

نظریه مدرن استقلال بانک مرکزی بر اهمیت ساختار نهادها و انگیزه‌ها برای سیاست پولی تأکید دارد. بر اساس تعریف گریلی، ماسکیناردو و تابلینی (۱۹۹۱)، استقلال بانک مرکزی به صورت استقلال سیاسی و اقتصادی بانک مرکزی تعریف می‌شود (آلپاندا و هواینگ[5]، ۲۰۱۰: ۱۰۱۱).

استقلال اقتصادی یا ابزاری به صورت توانایی بانک مرکزی در تعیین و استفاده از ابزارهای سیاست پولی به صورت دلخواه و بدون دخالت دولت اشاره دارد. استقلال اقتصادی بانک مرکزی به وسیله التزام بانک مرکزی به تأمین مالی کسری بودجه دولت، نظارت بر بانک‌های تجاری و نبود آزادی برای تعیین نرخ بهره محدود می‌شود (درازین و اسلاوا[6]، ۲۰۰۷: ۴۴). همچنین یکی دیگر از مباحثی که در استقلال اقتصادی بانک مرکزی مورد توجه قرار می‌گیرد پاسخ به این سؤال است که چه کسی (بانک مرکزی یا دولت) مسئول سیاست‌های مربوط به نرخ ارز است. استقلال مالی یکی دیگر از تعاریف مورد استفاده برای استقلال بانک مرکزی است. استقلال مالی در مطالعات مختلف برای بیان دو مفهوم به کار گرفته شده است. در برخی از مطالعات استقلال مالی بیشتر معطوف به استقلال بانک مرکزی در هزینه‌کرد و نحوه پرداخت بانک مرکزی به کارکنان خود است، در این دیدگاه استقلال مالی این مسئله مورد بررسی قرار می‌گیرد که بودجه بانک مرکزی توسط چه نهادی مشخص می‌شود. در برخی از مطالعات نیز استقلال مالی به توانایی بانک مرکزی در کنترل سیاست پولی و تأمین نکردن کسری بودجه دولت اشاره دارد (شری و هنسون[7]، ۲۰۰۵: ۴۱)

استقلال سیاسی به صورت توانایی بانک مرکزی در تعیین اهداف سیاست پولی به صورت مستقل و بدون دخالت دولت تعریف می‌شود. عوامل تعیین کننده این نوع استقلال در استقلال شخصی (به عنوان مثال فرایند تعیین و عزل روسای بانک مرکزی و طول دوره ریاست)، حق دولت در دستور دادن به بانک مرکزی و حق وتوی دولت در تصمیم‌گیری‌های بانک مرکزی، به تعویق انداختن یا تغییر تصمیمات بانک مرکزی و حق حضور دولت در هیئت عامل بانک مرکزی قرار دارند (درخشانی درآبی و محنت‌فر، ۱۳۹۵: ۷۲). همچنین درجه استقلال بانک مرکزی به پاسخگویی قانونی بانک مرکزی نیز بستگی دارد. در این زمینه برداشت‌های متفاوتی در قبال پاسخگویی قانونی بانک مرکزی نسبت به ثبات سطح قیمت‌ها وجود دارد. برخی معتقدند که لزوم پاسخگویی بانک مرکزی در قبال ثبات سطح قیمت‌ها باعث افزایش استقلال بانک مرکزی می‌شود و برخی نظری خلاف این عقیده دارند (کیمبر و واگنر[8]، ۲۰۰۳: ۸).

تدارک نهادهای موفق که از عوامل بنیادین رشد و توسعه اقتصادی به حساب می‌آیند، تحت عنوان "حکمرانی خوب" مطرح می‌شوند (ملکی حسنوند و همکاران، ۱۳۹۸: ۱۰۵). دولت قادر است با ایجاد نهادهای کارآمد و توانمند؛ محیطی مناسب برای تنظیم روابط اقتصادی افراد جامعه به گونه‌ای کم هزینه، ساده و به دور از اتلاف وقت مهیا سازد و به این ترتیب موجبات رشد اقتصادی را فراهم کند. منظور از حکمرانی خوب، اعمال قدرت اقتصادی، سیاسی و اداری براساس قانون، پاسخگویی و اثربخشی است به گونه‌ای که دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی در فرایندهای سیاست‌گذاری و اجرایی مؤثر باشند. کمیسیون حقوقی سازمان ملل، در قطعنامه شماره ۶/ ۲۰۰۰ ویژگی‌های حکمرانی خوب را این‌گونه برشمرده است:

1. Ahrens (2009)
2. Debelle
3. Fischer
4. Mathew (2006)
5. Alpanda & Hoing (2010)
6. Drazen & Eslava (2007)
7. Sherry & Henson (2005)
8. Kimber & Wagner (2003)

شفافیت[1]، مسئولیت[2]، پاسخ‌گویی[3]، مشارکت[4]، حاکمیت قانون[5] و انعطاف‌پذیری[6] (نولیو و ویولتین[7]، ۲۰۱۴: ۴۴۶).

از دهه ۱۹۶۰ آموزه‌های مکتب کینزی برای حل مشکلات اقتصادی کافی نبود و از این رو، در رویکرد نسبت به حضور دولت در اقتصاد تجدید نظر صورت گرفت. از این دهه به بعد، در نظریات اقتصادی بر عدم دخالت دولت در اقتصاد تأکید ایده "دولت کوچک" مطرح گردید. از دهه ۱۹۹۰ شاهد سنتزی نسبت به نگرش حضور دولت در اقتصاد هستیم. در این رویکرد جدید به جای کمیت، تمرکز بر کیفیت حضور دولت در سازوکارهای اقتصادی است و نحوه حکمرانی دولت مورد توجه قرار گرفت (احمدپور، ۱۳۹۷: ۶۷).

ایده جدید که بر کیفیت حضور دولت و نحوه تعامل آن با سایر بازیگران اقتصادی تمرکز دارد، با دیدگاه‌های نهادگرایان[8] نسبت به توسعه اقتصادی اشتراکات فراوانی دارد. در این ایده، بر نحوه حکمرانی دولت در ایجاد و تقویت نهادهای موافق توسعه تأکید می‌شود. بر این اساس، اگر حکمرانی دولت منجر به گسترش نهادهای حامی بازار و موافق توسعه شود، حکمرانی خوب و شایسته وجود دارد. در این رویکرد دولت این توانایی را دارد تا با ایجاد نهادهای حامی بازار و معاونت توسعه، زمینه‌های رشد و توسعه اقتصادی را فراهم سازند (برادران شرکا و ملک‌الساداتی، ۱۳۸۷: ۱۹).

در حکمرانی خوب بین سه رکن اصلی دولت، جامعه مدنی و بخش خصوصی رابطه نزدیکی وجود دارد و این امر باعث می‌شود که از امور عمومی به شکل صحیح‌تر و بهینه‌تری بهره‌برداری گردد. وجود رابطه صحیح بین سه رکن یاد شده، زمینه را برای تحقق حکمرانی خوب در ابعاد مختلف میسر می‌سازند. در این میان نقش دولت از اهمیت بیشتری برخوردار است (اسدزاده و جلیلی، ۱۳۹۴: ۶۰). اگر دولت‌ها درصدد دستیابی به اهداف کوتاه‌مدت و جلب آرای مردم از طریق سیاست‌های منفعت‌طلبانه باشند عملکرد آنها از نظر اقتصادی در بلندمدت زیان آور و ضد توسعه است. رفتارهای سودجویانه می‌تواند به تضعیف جامعه مدنی و بخش خصوصی بیانجامد و از این طریق مانعی بر عملکردهای نهادهای حامی بازار باشد. در این مواقع، دولت به جای اینکه نهادی موافق توسعه باشد، به نهادی ضد توسعه تبدیل می‌شود. بنابراین با ایجاد سازوکارهای قانونی، رفتارهای سودجویانه دولت و انگیزه رفتارهای منفعت‌طلبانه و کوتاه‌مدت دولت‌ها را می‌توان محدود کرد و به ایجاد نهادهای حامی بازار و گسترش حکمرانی خوب کمک کرد (حیدری و علی‌نژاد، ۱۳۹۳: ۹۴).

ایده استقلال بانک مرکزی یکی از سازوکارهای قانونی طراحی شده برای کنترل انگیزه‌های منفعت‌طلبانه دولت‌ها است. یک بانک مرکزی مستقل می‌تواند مانع دست‌کاری دولت‌ها در کل‌های پولی قبل و بعد از انتخابات شود. همچنین یک بانک مرکزی که از استقلال کافی برخوردار باشد، می‌تواند مانعی برای تحقق انگیزه‌های منفعت‌طلبانه و کوتاه‌نگرانه دولت‌ها در سیاست‌گذاری پولی باشد و از این طریق از اتخاذ سیاست‌هایی که ناسازگاری زمانی[9] دارند، جلوگیری کند. بنابراین بانک مرکزی مستقل، می‌تواند راهکاری نهادی برای ایجاد نهادهای حامی بازار و گسترش حکمرانی خوب باشد (آگوبا[10] و همکاران، ۲۰۱۷: ۱۳۳).

از طرفی، احترام به قوانین و شفافیت در سیاست گذاری از الزامات استقلال بانک مرکزی است. بدین معنی که حتی در صورتی که قوانین مناسب برای تأمین استقلال بانک مرکزی وجود داشته باشد، اما اگر این قوانین به طور کامل اجرا نشود و سازوکار سیاست‌گذاری پولی از شفافیت لازم برخوردار نباشد، ممکن است استقلال واقعی[11] بانک مرکزی متفاوت از استقلال قانونی[12] آن باشد (آرنون و روملی[13]، ۲۰۱۴: ۳۹۲). بنابراین گسترش حکمرانی خوب از طریق افزایش پایبندی به قوانین و شفافیت سازوکارهای دولتی می‌تواند به بهبود وضعیت استقلال بانک مرکزی کمک کنند و انتظار بر این است که رابطه مثبت بین استقلال بانک مرکزی و حکمرانی مطلوب وجود داشته باشد (بودای و هیگاشیجیما[14]، ۲۰۱۷: ۴۷).

1. Transparency
2. Responsibility
3. Accountability
4. Participation
5. The Rule of Law
6. flexibility
7. Nolivos & Vuletin (2014)
8. Institutionalists
9. Time Inconsistency
10. Agoba et al. (2017)
11. De facto
12. De jure
13. Arnone & Romelli (2014)
14. Bodea & Hiashijima (2017)

جدول ۱. پیشینه تحقیق

نام محقق	عنوان پژوهش	نتیجه پژوهش
آگوبا و همکاران (۲۰۱۷)	استقلال بانک مرکزی و تورم در کشورهای آفریقایی با توجه به نقش سیستم‌های مالی و حکمرانی خوب	در کشورهای دارای ساختار نهادی مناسب درجه استقلال بانک مرکزی بیشتر بوده و رابطه بین تورم و استقلال بانک مرکزی معکوس می‌باشد.
بودای و هیگاشیجیما (۲۰۱۷)	استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب	بین استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب رابطه معنی‌دار وجود دارد.
کرو و مید[1] (۲۰۱۵)	استقلال بانک مرکزی و شفافیت (تکامل و اثربخشی)	نبود استقلال در بانک مرکزی هم موجب می‌شود بانک مرکزی به تمام مصوبات تن دهد و نبود شفافیت و پاسخ‌گویی هم باعث می‌شود تا افراد جامعه در زمان مناسب متوجه نشوند که چه اتفاقی در حال افتادن است و فقط نتیجه را لمس می‌کنند. نتیجه ساختار غلط حکمرانی نهایتاً این‌گونه می‌شود که هم نظام بانکی و هم وضعیت پولی و نقدینگی و تورم دچار مشکلات عدیده شود و کسی هم پاسخ‌گو نیست.
آرنون و روملی (۲۰۱۴)	شاخص های استقلال بانک مرکزی و نرخ تورم: اکتشاف تجربی جدید	اگر قوانین مناسب برای تأمین استقلال بانک مرکزی به طور کامل اجرا نشود، سازوکار سیاست‌گذاری پولی از شفافیت لازم برخوردار نخواهد بود و منجر به انحراف استقلال واقعی بانک مرکزی از استقلال قانونی آن می‌شود.
هایلشر و مارکورد[2] (۲۰۱۲)	نقش نهادهای سیاسی در اثربخشی استقلال بانک مرکزی	استقلال بانک مرکزی در صورتی کارایی لازم را دارد که دو شرط برآورده شود: (۱) تغییر استقلال باید به اندازه کافی بزرگ باشد، و (۲) کیفیت نهادهای سیاسی باید به اندازه کافی بالا باشد.
زروویانی[3] و همکاران (۲۰۱۲)	تأثیر استقلال بانک مرکزی بر متغیرهای اقتصاد کلان	استقلال بانک مرکزی اثر معنی‌دار بر تورم، اشتغال و نوسانات تولید ناشی از تکانه‌های طرف عرضه دارد
قنبری و محمدی (۱۳۹۶)	سیکل‌های سیاسی پولی و رابطه آن با استقلال بانک مرکزی	قبل از انتخابات، سیاست‌مداران کشورهایی که اَبَر تورم را تجربه کرده‌اند برای مهار کردن تورم، بانک مرکزی را تحت فشار تغییر سیاست‌های پولی قرار داده و این از میزان استقلال بانک‌های مرکزی کاسته است.
درخشانی درآبی و محنت‌فر (۱۳۹۵)	مطالعه نظری و تجربی رابطه میان استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب	در کشورهای منتخب رابطه مثبت و معنی‌دار بین استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب وجود دارد
فراهانی‌فرد و بایزیدی (۱۳۹۳)	تحلیل مقایسه‌ای مبانی نظری استقلال بانک مرکزی در اقتصاد متعارف و اقتصاد اسلامی	بر اساس نظریه اقتصاد اسلام و دستورالعمل‌هایی که درباره عدالت و تأکید بر حفظ ارزش واحد محاسبه شده، استقلال بانک مرکزی در این نظام ضرورت داشته و می‌توان آن را به‌صورت الگویی عملی ترسیم کرد.
رحمانی و صادق‌زاده (۱۳۸۹)	تأثیر استقلال بانک مرکزی بر ثبات اقتصادی	در کشورهای در حال توسعه استقلال بانک مرکزی تأثیر منفی و نامعنی‌دار بر مقدار نوسانات رشد اقتصادی دارد ولی در کشورهای توسعه یافته استقلال بانک مرکزی تأثیر منفی و معناداری بر بی ثباتی اقتصاد کلان دارد
مجتهد (۱۳۸۹)	بررسی شفافیت، مسئولیت‌پذیری و اطلاع رسانی بانک مرکزی ایران	شفافیت، استقلال بانک مرکزی، مسئولیت‌پذیری و اطلاع رسانی بانک مرکزی ایران در مقایسه با سایر کشورهای جهان در حد متوسط می‌باشد

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1. Crowe & Meade (2015)
2. Hielscher & Markwardt (2012)
3. Zervoyianni et al. (2012)

۳- روش‌شناسی

در این تحقیق برای ارتباط استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب دو روش رگرسیونی و ضریب همبستگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در روش رگرسیونی با توجه به مطالعات بودای و هیگاشیجیما (۲۰۱۷)، هایلشر و مارکورد (۲۰۱۲) از مدل رگرسیونی زیر برای اثرگذاری استقلال بانک مرکزی بر حکمرانی خوب استفاده شده است:

(۱)

$$Gg_t = \beta_0 Gg_{t-1} + \beta_1 MPI_t + \beta_2 PI_t + \beta_3 FI_t + \varepsilon_t$$

در رابطه فوق؛

Gg[1]: حکمرانی خوب،

MPI: استقلال سیاست پولی[2] بانک مرکزی،

PI: استقلال سیاسی[3] بانک مرکزی و

FI: استقلال مالی[4] بانک مرکزی می‌باشد.

۳-۱- حکمرانی خوب

در این تحقیق شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها[5] (*ICRG*) به عنوان شاخص حکمرانی خوب به کار برده شده است که شامل رتبه‌بندی ۲۲ متغیر در سه زیرگروه مختلف ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی است. شاخص ریسک سیاسی ICRG، مهمترین بخش این شاخص است که از امتیازات و رتبه‌بندی‌های آن به طور گسترده در دیگر شاخص‌های مشهور بین‌المللی مانند «شاخص آزادی اقتصادی فریزر»، «شاخص آزادی اقتصادی بنیاد هریتیج»، «شاخص حکمرانی خوب» بانک جهانی و موارد دیگر استفاده می‌شود (گوهری و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۸۳) رتبه‌بندی ریسک سیاسی شامل ۱۲ متغیر سیاسی و اجتماعی است که عبارتند از: ثبات حکومت، شرایط اجتماعی – اقتصادی، ریسک مصادره و عدم برگشت سود سرمایه‌های خارجی، درگیری داخلی، درگیری خارجی، فساد، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی، حاکمیت نظم و قانون، تنش‌های نهادی، پاسخگویی حکومت در برابر مردم و کیفیت دیوان‌سالاری (احمدپور، ۱۳۹۷: ۵۵).

مؤلفه‌های دیگر، «ریسک اقتصادی» و «ریسک مالی» هستند که به شرایط و عملکرد کلی نظام اقتصادی و مالی مربوط می‌شوند. این مؤلفه‌ها نمی‌تواند به طور کامل از نظام سیاسی یا فرایند سیاسی کشور مجزا باشند. عوامل اقتصادی و مالی که بر این ریسک‌ها اثر می‌گذارند، نتایج سیاست‌های اقتصادی دولت هستند. برای مثال سیاست‌های پولی و مالی که منجر به تورم پایین، بیکاری کم و کسری بودجه پایین می‌شود و سیاست‌هایی که به ثبات مالی کمک می‌کنند، تأثیر مثبت بر ارزیابی ریسک کشوری دارند (گزدر و چریف[6]، ۲۰۱۵: ۱۴۰).

هدف کلی رتبه ریسک اقتصادی، فراهم کردن ابزار ارزیابی قوت‌ها و ضعف‌های اقتصادی فعلی کشور است. کمترین مقدار مؤلفه، عدد صفر و بیشترین مقدار وزن ثابت مؤلفه است. این مؤلفه‌ها شامل تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم سالیانه، کسری بودجه دولت نسبت به GDP و تراز حساب جاری نسبت به GDP است. همچنین هدف کلی رتبه ریسک مالی، ارزیابی توانایی کشور در تأمین مالی بدهی‌های تجاری و رسمی کشور است. به منظور ایجاد قابلیت مقایسه میان کشورها، مؤلفه‌ها به صورت نسبت داده‌هایی از اقتصاد هر کشور در نظر گرفته شده‌اند. مؤلفه‌های ریسک مالی عبارتند از: بدهی خارجی نسبت به GDP، بدهی خارجی نسبت به صادرات کالا و خدمات، تراز حساب جاری نسبت به صادرات کالا و خدمات، نقدینگی خالص در ماه و ثبات نرخ ارز.

شاخص ریسک سیاسی بر پایه ۱۰۰ امتیاز و ریسک مالی و ریسک اقتصادی هر یک بر مبنای ۵۰ امتیاز طراحی شده‌اند. امتیاز این سه شاخص بر عدد دو تقسیم شده است تا وزن آنها در شاخص ریسک مرکب به دست آید. امتیاز شاخص مرکب از صفر تا صد است که در گروه‌هایی از ریسک بسیار پایین (۸۰ تا ۱۰۰ امتیاز) تا ریسک بسیار بالا (۰ تا ۴۹/۹ امتیاز) قرار می‌گیرند.

داده‌های این شاخص از گزارش‌های سالیانه راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها (ICRG) استخراج شده است.

۳-۲- استقلال بانک مرکزی

در این پژوهش از شاخص متیو (۲۰۰۶) به عنوان شاخص استقلال بانک مرکزی استفاده شده است. این شاخص، استقلال بانک مرکزی را در سه حوزه استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی یا شخصی و استقلال مالی مورد بررسی قرار داده است. در هر بخش به منظور ارزیابی درجه استقلال

1. Good Governance
2. Monetary Policy Independence
3. Political Independence
4. Financial Independence
5. International Country Risk Guide
6. Gazdar & Cherif (2015)

گزاره‌هایی مطرح شده است و هر کدام از گزاره‌ها گزینه‌هایی دارند. حداکثر مجموع نمرات گزاره‌های هر بخش برابر ۱۲ است. بنابراین درجه استقلال بانک‌های مرکزی حداکثر برابر ۳۶ خواهد بود.

بخش اول این شاخص که استقلال سیاست پولی است از شش گزاره تشکیل می‌شود. این گزاره‌ها اهدف بیان شده برای سیاست پولی، درجه استقلال بانک مرکزی در انتخاب اهداف، درجه استقلال بانک مرکزی در انتخاب ابزار، تعیین نرخ ارز، تعارض میان سیاست‌ها، و نظارت بر بازارهای مالی را مورد بررسی قرار می‌دهد (متیو، ۲۰۰۶: ۸).

در بخش دوم، استقلال سیاسی یا شخصی بانک مرکزی مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این بخش که از شش گزاره تشکیل شده است نحوه عزل و نصب و دوره ریاست بانک مرکزی، نحوه تعیین و دوره فعالیت اعضای هیئت عامل و میزان حضور اعضای دولت در هیئت عامل بانک مرکزی مورد بررسی قرار می‌گیرد (همان).

در بخش سوم استقلال مالی بانک مرکزی مورد بررسی قرار می‌گیرد. این بخش از شش گزاره تشکیل شده است و مواردی از قبیل شرایط وام دادن به دولت، محدودیت‌های موجود در اعطای وام به دولت، طول دوره وام‌ها، نرخ بهره وام‌ها، و در نهایت نحوه فعالیت بانک مرکزی به منظور خرید اوراق قرضه دولت در بازارهای اولیه را در برمی‌گیرد (همان).

با توجه به این که این احتمال وجود دارد که هر یک از شاخص‌های راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها با ملاحظات سیاسی تعیین شوند و در نتیجه ممکن است نتایج از واقعیت انحراف داشته باشد، این پژوهش برای به حداقل رساندن این خطا، از میانگین سه متغیر ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی به عنوان شاخص حکمرانی خوب استفاده کرده است.

۳-۳- دوره زمانی و روش اقتصادسنجی

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه بین استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۱ است. ابتدا به منظور بررسی رابطه میان استقلال بانک مرکزی و شاخص استقلال بانک مرکزی از - روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا (GMM[1]) ضریب رابطه میان این دو متغیر برآورد می‌شود. در بیشتر تحقیقات انجام گرفته در حوزه علوم اقتصادی و سیاسی، از روش $2SLS$ استفاده شده است که لازمه استفاده از این روش یافتن متغیر ابزاری مناسب برای رفع مشکل درون‌زا بودن شاخص‌های حکمرانی خوب است. اما این روش با محدودیت‌هایی چون دشوار بودن یافتن متغیرهای ابزاری مناسب و محدود بودن این متغیرها روبه‌رو است. همچنین این روش نمی‌تواند همبستگی بین متغیرهای توضیحی را حل کرده و همخطی را کاهش داده یا از بین ببرد (ندیری و محمدی، ۱۳۹۰: ۹). روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) داده‌های تابلویی پویا از جمله روش‌های مناسب اقتصادسنجی برای حل یا کاهش مشکل درون‌زا بودن شاخص‌های حکمرانی خوب است. یک مدل ساده خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی به شکل زیر نشان داده می‌شود:

(۲)

$$y_{it} = \alpha\, y_{i,t-1} + \beta\, X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$
$$i = 1, 2, \dots, N$$
$$t = 2, 3, \dots, T$$

y_{it} متغیر وابسته، X_{it} بردار متغیرهای توضیحی، μ_i اثرات انفرادی یا ثابت کشورها، ε_{it} نیز جزء اخلال معادله و i و t به ترتیب نشانگر کشور و دوره زمانی است. اگر همانند معادله (۱)، متغیر وابسته با مقادیر با وقفه وارد مدل شود، سبب خواهد شد که بین متغیرهای توضیحی (رگرسورها) و جملات اخلال همبستگی به وجود آید و در نتیجه استفاده از روش حداقل مربعات معمولی نتایج تورش‌دار و ناسازگاری را نشان خواهد داد. μ_i منبع ناسازگاری تخمین‌زن‌هاست که یکی از روش‌های مناسب برای حذف اثرات ثابت و انفرادی کشورها استفاده از روش تفاضل‌گیری مرتبه اول خواهد بود. از آنجا که میانگین μ_i با خودش برابر می‌باشد، در نتیجه تفاضل‌گیری از معادله حذف شده و منبع ناسازگاری تخمین‌زن‌های OLS حذف خواهند شد. پس از تفاضل‌گیری مرتبه اول از معادله (۲) خواهیم داشت:

(۳)

$$\Delta y_{it} = \alpha\, \Delta y_{i,t-1} + \beta\, \Delta X_{it} + \Delta \varepsilon_{it}$$

اما تفاضل‌گیری از معادله اولیه، همبستگی غیرقابل اغماضی را بین وقفه متغیر وابسته و جزء خطای تبدیل شده، فراهم می‌آورد (باند[2]، ۲۰۰۲: ۱۳) از این رو لازم است برای برطرف کردن این مشکل از متغیرهای ابزاری در مدل استفاده شود. بنابراین، گشتاورها برای معادله (۳) به صورت زیر تعریف خواهد شد:

1. Generalized Method of Moments

2. Bond (2002)

(۴)

$$E(y_{it-s}\,\Delta\varepsilon_{it}) = 0 \quad و \quad s \geq 2; t = 3,4,\ldots,$$

(۵)

$$E(X_{it-s}\,\Delta\varepsilon_{it}) = 0 \quad , \; s \geq 2; t = 3,4,\ldots,T$$

برای برآورد پارامترها نیز از متغیرهای ابزاری به صورت زیر استفاده می‌شود:

(۶)

$$Z_i = diag\,(y_{i1}, y_{i2}, \ldots, y_{it-2}, X_{i1}, X_{i2}, \ldots, X_{it-2}$$

بنابراین برآوردگرهای روش گشتاورهای تعمیم‌یافته که با $\hat{\delta}$ نمایش داده می‌شود به صورت زیر تعریف می‌شود:

(۷)

$$\hat{\delta} = \left(\acute{B}zA_N\acute{z}B\right)^{-1}\acute{B}zA_N\acute{z}Y$$

پس از برآورد ضرایب، لازم است اعتبار متغیرهای ابزاری از طریق آماره آزمون سارگان بررسی شود. آماره این آزمون به صورت مجانبی دارای توزیع χ^2 با درجه آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد مشخص است. فرضیه صفر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری است که در صورت رد شدن فرضیه صفر، اعتبار متغیرهای ابزاری بکار گرفته شده تأیید می‌شود. همچنین برای تشخیص اینکه همبستگی سریالی در جزء اخلال‌ها وجود ندارد، آزمون عدم وجود همبستگی سریالی از مرتبه دوم، بر روی باقیمانده‌های معادله دیفرانسیل از مرتبه اول صورت می‌گیرد. زیرا روش تفاضل‌گیری مرتبه اول برای حذف اثرات ثابت در صورتی روش مناسبی است که مرتبه خودهمبستگی جملات اخلال از مرتبه دو نباشد (آرلانو و باند[1]، ۱۹۹۱: ۲۹۰). به کار بردن روش GMM داده‌های تابلویی پویا، مزیت‌هایی همانند لحاظ نمودن ناهمسانی‌های فردی و اطلاعات بیشتر، حذف تورش‌های موجود در رگرسیون‌های مقطعی را داراست که نتیجه آن تخمین‌های دقیق‌تر، با کارایی بالاتر و همخطی کمتر به واسطه استفاده از وقفه متغیر وابسته در GMM خواهد بود. مزیت اصلی تخمین GMM پویا آن است که تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارد (از جمله متغیرهای باوقفه و متغیرهای تفاضلی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند و مشکل درون‌زا بودن متغیرهای حکمرانی خوب حل شود (گرین[2]، ۲۰۰۸: ۱۰).

همچنین از آنجایی که استقلال بانک مرکزی ابعاد مختلفی دارد و صاحب‌نظران هر کدام تعریف متفاوتی از استقلال دارند و بر بعد خاصی از ابعاد استقلال تأکید دارند، یکی از اهداف پژوهش، بررسی رابطه میان ابعاد مختلف استقلال بانک مرکزی با شاخص حکمرانی خوب و مؤلفه‌های آن است. بنابراین علاوه بر استفاده از روش رگرسیونی، از ضریب همبستگی و آزمون معنادار بودن ضرایب به دست آمده با استفاده از آزمون t به کار گرفته شده است.

٤- نتایج برآورد مدل

جدول زیر، نتایج اثر ابعاد استقلال بانک مرکزی بر شاخص حکمرانی خوب با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته داده‌های تابلویی پویا (GMM) را نشان می‌دهد که به صورت مرحله به مرحله برآورد گردیده است به گونه‌ای که در هر مرحله از برآورد، یک متغیر مستقل وارد معادله می‌گردد.

بر اساس نتایج حاصل از آزمون سارگان، فرضیه صفر مبنی بر همبسته بودن پسماندها با متغیرهای ابزاری رد می‌شود. لذا متغیرهای ابزاری استفاده شده در برآورد مدل از اعتبار لازم برخوردار می‌باشد. به عبارت دیگر نتایج آزمون سارگان نشان می‌دهد در تخمین مدل پژوهش، هیچگونه ارتباطی میان اجزای خطا و ابزارهای استفاده شده وجود ندارد و در نتیجه اعتبار نتایج جهت تفسیر تأیید می‌شود.

به منظور تعیین مرتبه خودهمبستگی جملات اختلال از آماره آزمون آرلانو و باند استفاده شده است. بر اساس نتایج جدول شماره (۱)، فرضیه صفر مبنی بر نبود خودهمبستگی در جملات اختلال تفاضل‌گیری شده رد نشده و بنابراین روش آرلانو و باند روش مناسبی برای برآورد پارامترهای مدل و حذف اثرات ثابت است. به بیان دیگر، با یک مرتبه تفاضل‌گیری از جملات اختلال، همبستگی سریالی بین اجزای جملات اختلال رفع شده و جملات اختلال تفاضل‌گیری شده دارای خودهمبستگی مرتبه اول و دوم نیستند. از این‌رو مدل برآورد شده با تفاضل وقفه‌دار مرتبه اول روش مناسبی برای تخمین مدل بوده و دارای تورش تصریح مدل نمی‌باشد.

نتایج آزمون تحقیق در هر چهار مدل برآوردی نشان می‌دهد حکمرانی خوب، با یک وقفه، بر شاخص‌های حکمرانی خوب، تأثیر مثبت و از نظر آماری نیز در سطح بالایی معنی‌دار است. این تأثیر مثبت و معنی‌دار دلالت بر این دارد که بهبود ریسک‌های مالی، سیاسی و پولی در دوره قبل تأثیر مثبتی بر مقدار شاخص‌های حکمرانی خوب در دوره فعلی دارد. به عنوان مثال ضریب وقفه مرتبه اول شاخص‌های حکمرانی خوب در مدل (۴) که برابر با ۰/۸۳ درصد می‌باشد، بیانگر آن است که

1. Arellano & Bond (1991)
2. Greene (2008)

یک درصد افزایش در بهبود ریسک‌های مالی، سیاسی و پولی دوره قبل منجر به افزایش بهبود ریسک‌های مالی، سیاسی و پولی دوره به میزان ۰/۸۳ درصد می‌شود. نتایج برآورد رابطه میان شاخص‌های استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب نشان می‌دهد هر یک از ابعاد استقلال بانک مرکزی (استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی) اثر مثبت (منفی) و معنی‌دار بر حکمرانی خوب (ریسک سیاسی، مالی، اقتصادی) دارد. به عنوان مثال در برآورد شماره (۴)، یک افزایش در استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی به ترتیب به میزان ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۲۱ درصد موجب کاهش در ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی می‌گردد. بنابراین استقلال بانک مرکزی موجب بهبود حکمرانی خوب می‌گردد.

همچنین از آنجایی که استقلال بانک مرکزی ابعاد مختلفی دارد، یکی از اهداف پژوهش، بررسی رابطه میان ابعاد مختلف استقلال بانک مرکزی با شاخص‌های حکمرانی خوب است. بنابراین در جدول شماره (۲) ضریب همبستگی میان ابعاد مختلف استقلال بانک مرکزی با شاخص حکمرانی خوب و مؤلفه‌های آن، ارائه گردیده است.

جدول ۲. نتایج برآورد رابطه میان شاخص‌های استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب

متغیر			برآورد (۱)	برآورد (۲)	برآورد (۳)	برآورد (۴)
وقفه مرتبه اول حکمرانی خوب			۰/۸۱ (۰/۰۰)	۰/۸۲ (۰/۰۰)	۰/۸۴ (۰/۰۰)	۰/۸۳ (۰/۰۰)
استقلال سیاست پولی				−۰/۱۲۱ (۰/۰۰)	−۰/۱۲۴ (۰/۰۰)	−۰/۱۲۳ (۰/۰۰)
استقلال سیاسی					−۰/۰۹۲ (۰/۰۰)	−۰/۱۰۲ (۰/۰۰)
استقلال مالی						−۰/۲۱ (۰/۰۰)
آزمون آرلانو و باند	AR(1)	m-Statistic	−۲/۶۳	−۱/۹۵	−۲/۸۱	−۲/۲۲
		Prob	۰/۰۱	۰/۰۴	۰/۰۰	۰/۰۳
	AR(2)	m-Statistic	−۰/۷۶	−۰/۱۹	−۰/۵۷	−۰/۷۱
		Prob	۰/۴۵	۰/۸۵	۰/۵۸	۰/۴۸
آزمون سارگان	J-Statistic		۲۲/۸۸	۲۷/۵۱	۲۹/۷۹	۱۸/۴۲
	Prob		۰/۷۹	۰/۵۹	۰/۴۲	۰/۸۲

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۳. نتایج برآورد ضریب همبستگی میان شاخص‌های استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکمرانی خوب

متغیر / متغیر	استقلال سیاست پولی	استقلال سیاسی	استقلال مالی
ریسک سیاسی	−۰/۵۱۱ (۳/۲۸)	−۰/۴۱۵ (۴/۱۹)	−۰/۴۶۳ (۳۶,۲)
ریسک مالی	−۰/۴۸۹ (۲/۵۵)	−۰/۴۳۷ (۳/۰۹)	−۰/۴۸۱ (۲/۶۹)
ریسک اقتصادی	−۰/۴۹۱ (۲/۳۲)	−۰/۴۰۹ (۴/۴۸)	−۰/۵۱۵ (۲/۴۱)

مأخذ: محاسبات تحقیق (اعداد داخل پرانتز بیانگر آماره t بوده و مقدار بحرانی آماره آزمون در سطح اطمینان ۰/۰۵ برابر ۲/۰۶ می‌باشد.)

نتایج آزمون ضریب همبستگی در جدول (۲) نشان می‌دهد که رابطه معنی‌دار میان شاخص‌های حکمرانی خوب و شاخص‌های استقلال بانک مرکزی وجود دارد به گونه‌ای که با افزایش استقلال بانک مرکزی می‌توان انتظار کاهش در ریسک‌های سیاسی، مالی و اقتصادی را داشت و به عبارت دیگر می‌توان شاهد بهبود شاخص‌های حکمرانی خوب بود.

استقلال در سیاست‌گذاری پولی که معطوف به توانایی بانک مرکزی در اتخاذ سیاست پولی و تعیین ابزار و اهداف کل‌های پولی بدون دخالت دولت است، با شاخص‌های حکمرانی خوب (ریسک سیاسی، مالی، اقتصادی)، همبستگی مثبت (منفی) و از نظر آماری معنی‌دار دارد که نشان دهنده این مطلب است که هر چه بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی

استقلال بیشتری داشته باشد و دخالت دولت در این زمینه کمتر باشد، شاخص حکمرانی خوب و مؤلفه‌های آن، وضعیت بهتری خواهند داشت.

استقلال سیاسی بانک مرکزی که معطوف به عزل و نصب رئیس و اعضای هیئت رئیسه بانک مرکزی است رابطه معنی‌دار با هر یک از مؤلفه‌های حکمرانی خوب دارد. به گونه‌ای که افزایش شاخص استقلال سیاسی بانک مرکزی موجب بهبود حکمرانی خوب (کاهش ریسک) می‌گردد.

استقلال مالی بانک مرکزی، که ناظر به روابط بین بانک مرکزی با دولت و نحوه قرض دادن به دولت است و استفاده دولت از بانک مرکزی برای تأمین کسری بودجه را تشریح می‌کند همبستگی مثبت (منفی) و معنی‌دار با شاخص‌های حکمرانی خوب (ریسک سیاسی، مالی، اقتصادی) دارد. بنابراین در دوره مورد بررسی، افزایش استقلال مالی بانک مرکزی با بهبود وضعیت شاخص حکمرانی خوب و مؤلفه‌های آن همراه بوده است.

۵- بحث و نتیجه‌گیری

اقتصاددانان معتقدند توسعه حکمرانی خوب نقش کلیدی در توسعه اقتصادی کشورها بازی می‌کنند. لذا شناسایی عوامل مؤثر بر کارایی حکمرانی خوب به منظور اتخاذ سیاست‌های مناسب برای ارتقاء نظام سیاسی و اقتصادی از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد؛ چرا که از طریق ارتقاء حکمرانی خوب می‌توان به رشد و پیشرفت اقتصادی رسید. بر اساس نظریات اقتصاددانان نهادگرا، یکی از عوامل مؤثر بر توسعه نهادی، استقلال بانک مرکزی می‌باشد. رابطه دوطرفه میان حکمرانی خوب و استقلال بانک مرکزی وجود دارد. استقلال بانک مرکزی از طریق ایجاد محیط و ساز و کارهای نهادی، می‌تواند به بهبود وضعیت حکمرانی خوب کمک کند. البته باید توجه نمود که به نظر می‌رسد ارتباط میان استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب بیشتر به صورت غیرمستقیم باشد، بدین معنا که استقلال بانک مرکزی از طریق ایجاد ساختارها و ساز و کارهای نهادی، باعث تغییر در متغیرهای دیگری نظیر انضباط مالی دولت، افزایش شفافیت اقتصادی، پاسخگویی و ... می‌شود و این ساز و کارها به بهبود حکمرانی خوب کمک می‌کنند. از طرفی اگر در کشوری سنجه‌های حکمرانی (نظیر پاسخگویی، شفافیت، احترام به قانون، کارایی دولت و ثبات سیاسی) در وضعیت مطلوبی قرار داشته باشند، می‌توان انتظار داشت که استقلال بانک مرکزی در وضعیت بهتری قرار داشته باشد. به عبارت دیگر، شرایط مناسب حکمرانی باعث تقویت نهادهایی می‌شود که استقلال بانک مرکزی را تقویت می‌کنند.

در این پژوهش رابطه بین استقلال بانک مرکزی و شاخص‌های حکرانی خوب با استفاده از روش GMM و ضریب همبستگی طی دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۴ مورد بررسی قرار گرفت. در این تحقیق شاخص راهنمای ریسک بین‌المللی کشورها (ICRG) به عنوان شاخص حکمرانی خوب به کار برده شده است که شامل رتبه‌بندی ۲۲ متغیر در سه زیرگروه مختلف ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی بوده و از شاخص متیو (۲۰۰۶) به عنوان شاخص استقلال بانک مرکزی استفاده شده است. این شاخص استقلال بانک مرکزی را در سه حوزه استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی مورد بررسی قرار داده است. یافته‌های پژوهش نشان داد استقلال بانک مرکزی اثر معنی‌دار بر حکمرانی خوب دارد که همسو با نتایج تحقیقات درخشانی و محنت‌فر (۱۳۹۵) می‌باشد. این اثر معنی‌دار به گونه‌ای می‌باشد که یک افزایش در استقلال سیاست پولی، استقلال سیاسی و استقلال مالی به ترتیب به میزان ۰/۱۲، ۰/۱۰ و ۰/۲۱ درصد موجب کاهش در ریسک سیاسی، مالی و اقتصادی می‌گردد. بنابراین استقلال بانک مرکزی موجب بهبود حکمرانی خوب می‌گردد.

همچنین از آنجایی که استقلال بانک مرکزی ابعاد مختلفی دارد، ضریب همبستگی میان ابعاد مختلف استقلال بانک مرکزی با شاخص‌های حکمرانی خوب نیز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج آزمون ضریب همبستگی نشان داد که رابطه معنی‌دار میان شاخص‌های حکمرانی خوب و شاخص‌های استقلال بانک مرکزی وجود دارد به گونه‌ای که با افزایش استقلال بانک مرکزی می‌توان انتظار کاهش در ریسک‌های سیاسی، مالی و اقتصادی را داشت.

با توجه به اینکه در میان شاخص‌های بانک مرکزی، استقلال بانک مرکزی در امر سیاست‌گذاری پولی دارای همبستگی بیشتری با شاخص‌های حکمرانی خوب است، پیشنهاد می‌شود سازوکارهای قانونی جهت افزایش استقلال بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی طراحی شود. این سازوکارها به نحوی باشند که بانک مرکزی را در انتخاب ابزارهای پولی و تعیین مقدار هدف برای کل‌های پولی و سایر متغیرهای پولی بدون دخالت دولت، قادر سازد.

منابع

احمدپور کچو، علی (۱۳۹۷). "اثر تعاملی کیفیت نهادی و توسعه مالی بر رشد اقتصادی". رساله دکتری، دانشکده اقتصاد، *دانشگاه سیستان و بلوچستان*.

احمدپور کچو، علی و دهمرده، نظر (۱۳۹۸). "اثر توسعه مالی و کیفیت نهادی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان همکاری و توسعه اقتصادی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، دوره ۲۶، شماره ۱۷، ۳۹-۱۷.

اسدزاده، احمد و جلیلی، زهرا (۱۳۹۴). "کیفیت نهادی و رشد اقتصادی؛ دموکراسی یا حاکمیت قانون؟ (مورد مطالعه گروه کشورهای اسلامی، ۲۰۱۱-۲۰۰۲)". *دوفصلنامه جامعه شناسی اقتصادی و توسعه*، دوره ۳، شماره ۱، ۸۲-۵۵.

برادران شرکا، حمیدرضا و ملک‌الساداتی، سعید (۱۳۸۷). "تأثیر حکمرانی خوب بر رشد اقتصادی در کشورهای منتخب". *نشریه راهبرد*، شماره ۴۹، ۳۱-۱۶.

حیدری، حسن و علی‌نژاد، رقیه (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر متغیر نهادی حاکمیت قانون بر رشد اقتصادی در هشت کشور بزرگ اسلامی". *دوفصلنامه دانشنامه حقوق اقتصادی (دانش و توسعه سابق)*، دوره ۲۱، شماره ۵، ۱۲۰-۸۹.

درخشانی درآبی، کاوه و محنت‌فر، یوسف (۱۳۹۵). "مطالعه نظری و تجربی رابطه میان استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب". *فصلنامه سیاست‌گذاری پیشرفت اقتصادی دانشگاه الزهرا*، سال ۴، شماره ۱۰، ۷۰-۴۴.

رحمانی، تیمور و صادق‌زاده، محمد امین (۱۳۸۹). "تأثیر استقلال بانک مرکزی بر ثبات اقتصادی". *فصلنامه* علمی پژوهشی *پول و اقتصاد*، شماره ۶، ۲۳۴-۲۱۳.

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.

فراهانی‌فرد، سعید و بایزیدی، رحمان (۱۳۹۳). "تحلیل مقایسه ای مبانی نظری استقلال بانک مرکزی در اقتصاد متعارف و اقتصاد اسلامی". *فصلنامه علمی پژوهشی تحقیقات مالی*، سال ۴، شماره ۱، ۱۰۶-۷۱.

قنبری، میترا و محمدی، تیمور (۱۳۹۶). "سیکل‌های سیاسی پولی و رابطه آن با استقلال بانک مرکزی". *نشریه علمی پژوهشی پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال ۹، شماره ۳۰، ۵۴۵-۵۶۷.

گوهری، لیدا؛ کریمی موغاری، زهرا و زروکی، شهریار (۱۳۹۷). "تحلیل اثر تعاملی کیفیت نهادی و توسعه بخش بانکی بر رشد اقتصادی: کاربردی از شاخص ترکیبی مالی". *فصلنامه علمی پژوهشی نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره ۵، شماره ۱، ۲۱۲-۱۸۳.

مجتهد، احمد (۱۳۸۹). "بررسی شفافیت، مسئولیت‌پذیری و اطلاع‌رسانی بانک مرکزی ایران". نشریه علمی پژوهشی *پژوهش‌های پولی-بانکی*، سال ۲، شماره ۳، ۹۲-۵۷.

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.

ندیری، محمد و محمدی، تیمور (۱۳۹۰). "بررسی تأثیر ساختارهای نهادی بر رشد اقتصادی با روش GMM داده‌های تابلویی پویا". *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، دوره ۵، شماره ۳، ۲۴-۱.

Agoba, A., Abor, J., Kofi, A. & Aadu, J. (2017). "Central Bank Independence and Inflation in Africa: The Role of Financial Systems and Institutional Quality". *Central Bank Review*, 7(4), 131-146.

Ahrens, J. (2009). "Governance, Institutional Change, and Economic Policy". *European Business School International Journal*, 1(1), 1-45.

Alpanda, S. & Hoing, A. (2010). "Political Monetary Cycles and a De Facto. Ranking of Central Ban Independence". *Journal of Money and Finance*, 29(3), 1003-1023.

Arelano, M. & Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification in Panel Data: Montecarlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economics and Statistics*, 58(2), 277-297.

Arnone, M. & Romelli, D. (2014). "Dynamic Central Bank Independence Indices and Inflation Rate: A New Empirical Exploration". *Journal of Financial Stability*, 9(3), 385-398.

Bodea, C. & Higashijima, M. (2017). "Central Bank Independence, Good Governance and Fiscal Policy: Can the Central Bank Restrain Deficit Spending?". *British Journal of Political Science, 47(1), 47-70.*

Bond, R. (2002). "Dynamic Panel Data Model: A Guide to Micro Data Methods and Practice". *The Institute for Fiscal Studies Department of Economics*, 33(3), 1-34.

Crowe, C. & Meade, E. (2015) "Central Bank Independence and Transparency: Evolution and Effectiveness". *European Journal of Political Economy,* 24(4), 763-777.

Drazen, A. & Eslava, M. (2007). "Electoral Manipulation via Voter-Friendly Spending: Theory and Evidence". *Journal of Development Economics, 92*(1), 39-52.

Gazdar, K. & Cherif, M. (2015). "The Quality of Institutions and Financial Development in MENA Countries". *Borsa Istanbul Review*, 15(3), 137-160.

Greene, W. H. (2008). "Econometric Analysis". *Upper Saddle River*, 1(1), 1-32.

Hielscher, K. & Markwardt, G. (2012). "The Role of Political Institutions for the Effectiveness of Central Bank Independence". *European Journal of Political Economy*, 28(3), 286-301.

Kibmer, F. & Wagner, H. (2003). "Central Bank Independence and Macroeconomic Performance". *Central Banking in Eastern Europe*, 1(1), 1-107.

Mathew, J. (2006). "Measuring Central Bank Independence in Twenty- Five Countries: A New Index of Institutional Quality". *Central Bank of India*, 1(1), 1-58.

Nolivos, R. & Vuletin, G. (2014). "The Role of Central Bank Independence on Optimal Taxation and Seigniorage". *European Journal of Political Economy*, 34(3), 440-458

Sherry, A. & Henson, R. K. (2005). "Conducting and Interpreting Canonical Correlation Analysis in Personality Research: A User-Friendly Primer". *Journal of Personality Assessment*, 84(1), 37-48.

Zervoyianni, A., Anastasiou, A. & Anastasiou, A. (2012). "Does Central Bank Independence Really Matter? Re-assessing the Role of the Independence of Monetary Policy Makers in Macroeconomic outcomes". *The Rimini Center For Economic Analysis*, Working Paper, No WP 13-03.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۸۲-۶۵)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (65-82)

تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر نابرابری جنسیتی در چارچوب یک الگوی نیوکینزی در ایران

محمد مهدی زارع شحنه[۱]، *زهرا نصراللهی[۲]، حجت پارسا[۳]
۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد
۳. استادیار اقتصاد، دانشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر
(دریافت: ۱۳۹۸/۱/۱۹ پذیرش: ۱۳۹۸/٤/۱۹)

The Impact of Monetary, Fiscal and Oil Shocks on Gender Inequality within the Framework of a New Keynesian Model in Iran

Mohammad Mehdi Zare Shahneh[1], *Zahra Nasrollahi[2], Hojat Parsa[3]
1. Ph.D Student in Economics, Yazd University, Yazd, Iran
2. Associate Professor of Economics, Yazd University, Yazd, Iran
3. Assistant Professor of Economics, Faculty of Business and Economics, Persian Gulf University, Bushehr, Iran
(**Received:** 8/April/2019 **Accepted:** 10/July/2019)

چکیده:
نیروی انسانی یکی از ارکان و عناصر اصلی رشد و توسعه هر کشوری به شمار می‌آید. در این جهت زنان به عنوان نیمی از جمعیت جامعه، نقشی تعیین‌کننده در پیشبرد اهداف رشد و توسعه دارند. بنابراین اولاً می‌بایست در برنامه‌ریزی‌ها و سیاست‌گذاری‌ها این بخش از جامعه را مورد توجه قرار داد. ثانیاً سیاست‌گذاری‌های مختلف می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر کمّیت و کیفیت عملکرد آنان به جای بگذارد. یکی از جنبه‌های مرتبط با این بحث، نحوه اثرگذاری سیاست‌های کلان اقتصادی بر میزان مشارکت زنان در بازار کار و شکاف جنسیتی در اشتغال است. لذا این مقاله، در چارچوب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی، به بررسی تأثیر شوک‌های پولی، مالی و نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تولید، اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در بازار کار ایران می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد که تمامی شوک‌ها (شوک پولی، مالی و نفتی)، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان و مردان، و اشتغال کل می‌شوند. این شوک‌ها، اشتغال مردان را بیش از اشتغال زنان افزایش می‌دهند، در نتیجه، نابرابری جنسیتی در بازار کار افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: نابرابری جنسیتی، سیاست‌های اقتصادی، اشتغال، الگوی نیوکینزی.
طبقه‌بندی JEL: E60، E20، E12.

Abstract:
Human resources are considered as one of the pillars and key elements of the growth and development of each country. In this regard, women, as half of the population of the society, play a decisive role in advancing the goals of growth and development. So, first of all, it is necessary to consider this part of the society in planning and policy. Second, different policies can have different effects on the quantity and quality of their performance. One aspect of this discussion is how macroeconomic policies affect women's participation in the labor market and gender gaps in employment. Therefore, in this paper, the effects of monetary, fiscal and oil shocks on macroeconomic variables such as production, employment of women and men, total employment and gender inequality in the labor market are discussed, in the framework of a DSGE model. The results indicate that all shocks (monetary, fiscal and oil shocks) increase production, employment of women and men, and total employment. These shocks increase men's employment more than women's, and as a result, gender inequality in the labor market increases.

Keywords: Gender Inequality, Economic Policies, Employment, New Keynesian Model.
JEL: E60, E20, E12.

* **نویسنده مسئول:** زهرا نصراللهی
E-mail: nasr@yazd.ac.ir

*Corresponding Author: Zahra Nasrollahi

۱- مقدمه

تلاش جهت بهبود و استفاده مؤثر و کارآمد از منابع گوناگون، مانند نیروی کار، سرمایه و انرژی، هدف اکثر برنامه ریزان، مدیران و دولت‌هاست. از طرفی برای ارتقای سطح زندگی بشر و پی‌ریزی جوامع مرفه‌تر، توسعه منابع انسانی و افزایش بهره‌وری آنها، هدفی والا برای دولت‌ها و بنگاه‌ها تلقی می‌شود. در این میان به طور خاص، توجه به نیروی کار زن می تواند به استفاده بهینه تر از نیروی کار منجر شود. دسترسی عادلانه به اشتغال، یکی از الزامات بنیادی برای دستیابی به رشد همه جانبه و علی الخصوص برای برابری جنسیتی است (سگینو و براونشتیان[1]، ۲۰۱۹: ۹۷۶).

نابرابری جنسیتی، ویژگی اکثر کشورهای در حال توسعه است. نابرابری در ابعاد مختلف به صورت نابرابری در دستیابی به فرصت‌ها، نابرابری در دستمزد، نابرابری در اشتغال، نابرابری در تحصیل، نابرابری در موقعیت‌های سیاسی و نهایتاً نابرابری در قدرت چانه‌زنی درون خانواده ظاهر می‌شود. هر چند که این نوع نابرابری‌ها از نظر عدالت اجتماعی نامطلوب است، می‌توان استدلال نمود که نابرابری به صورت استفاده ناکارا از ظرفیت بالقوه زنان در بازار، موجب کاهش بهره‌وری می‌شود. علاوه بر این، نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی اثر منفی دارد. هزینه‌های نابرابری جنسیتی بسیار زیاد است، زیرا نه تنها رفاه زنان را کاهش می‌دهد، بلکه بر رفاه مردان و فرزندان مؤثر بوده، رفاه خانواده را نیز کاهش می دهد. درنهایت، نابرابری جنسیتی در اشتغال و دسترسی به منابع، سبب زیان‌های رفاهی و عدم تخصیص بهینه منابع می‌شود (افشاری و کاکاوند، ۱۳۹۵: ۸).

نابرابری جنسیتی، معضلی است که اکثر جوامع از جمله ایران با آن دست به گریبان هستند. بر اساس نتایج طرح آمارگیری نیروی کار مرکز آمار ایران در بهار ۱۳۹۷، سه شاخص میزان مشارکت اقتصادی، اشتغال و بیکاری جمعیت ۱۰ ساله و بیشتر، به شکل کلی و به تفکیک زن و مرد به شرح زیر است:

میزان مشارکت اقتصادی، ۲۷۳۸۶۷۰۵ نفر می باشد که از این بین تعداد مردان ۲۱۸۲۰۰۴۸ و جمعیت زنان ۵۵۶۶۶۵۷ تفر است. با توجه به این آمار، نرخ مشارکت اقتصادی کل ۴۱/۱ درصد و این نرخ برای زنان و مردان به ترتیب ۱۶/۸ و ۶۵/۳ درصد است. همچنین این آمارها نشان می دهد که میزان اشتغال کل، ۲۴۰۶۴۶۹۰ نفر است که میزان اشتغال زنان و مردان به ترتیب ۴۴۹۵۸۱۵ و ۱۹۵۶۸۸۷۴ نفر می‌باشد. بنابراین درصد اشتغال زنان و مردان نیز به ترتیب ۱۳/۵ و ۵۸/۶ درصد است. میزان بیکاری کل، ۳۳۲۲۰۱۵ نفر، و برای زنان و مردان به ترتیب ۱۰۷۰۸۴۱ و ۲۲۵۱۱۷۳ نفر است. در نتیجه نرخ بیکاری زنان ۱۹/۲ و مردان ۱۰/۳ درصد است. این ارقام نشان دهنده حضور کم‌رنگ زنان در فعالیت های اقتصادی و وجود شکاف جنسیتی زیاد در بازار کار ایران است (صباغی و همکاران، ۱۳۹۷: ۱۵).

میزان این نوع نابرابری ها می تواند تأثیرات زیادی بر متغیرهای اقتصادی در سطح خرد و کلان داشته باشد. همچنین این نابرابری‌ها خود نیز از سیاست‌های اقتصادی (پولی و غیرپولی) تأثیر می‌پذیرند (راعی و همکاران، ۱۳۹۷: ۳۳). سیاست‌های مختلف اقتصادی از نظر میزان و جهت می‌توانند اثرات متفاوتی بر میزان اشتغال زنان و مردان داشته باشند، که این خود می‌تواند موجب تأثیر بر شکاف جنسیتی در بازار کار شود. اهمیت این مسئله تا حدی است که برابری جنسیتی و جنبه‌های مختلف توسعه، به یک محیط حمایتی اقتصاد کلان نیاز دارد (سگوینو، ۲۰۱۹: ۵۱۹).

طی چند سال اخیر، محققین ایرانی در پژوهش ها و تحلیل‌های اقتصادی خود، الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی را جهت بررسی تأثیر سیاست‌های اقتصادی بر متغیرهای کلان، مورد استفاده قرار داده‌اند. الگوهای DSGE ارائه شده، تاکنون بازار کار را به صورت تفکیک جنسیتی در نظر نگرفته‌اند. همچنین در کمتر مطالعه‌ای، تأثیر شوک‌های مختلف اقتصادی بر نابرابری جنسیتی در بازار کار بررسی شده است. بنابراین با توجه به اهمیت میزان مشارکت نیروی کار زن و شکاف جنسیتی در اشتغال، در این مقاله، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی در چارچوب مکتب نیوکینزی با در نظر گرفتن نابرابری جنسیتی و تفکیک نیروی کار به زن و مرد برای اقتصاد ایران طراحی گردید، تا از طریق آن بتوان تأثیر شوک های پولی، مالی و نفتی را بر میزان تولید، اشتغال زنان و مردان و نابرابری جنسیتی در اشتغال را بررسی نمود. علاوه بر این، در مقاله حاضر، پویایی‌های بازار کار به ویژه، نیروی کار زن مورد توجه و تأکید قرار گرفت. در این الگو، دولت و بانک

1. Seguino & Braunstein (2019)

مرکزی به عنوان کارگزار واحد در نظر گرفته شده، و فرض چسبندگی قیمت نیز به پیروی از کالوو[1] (۱۹۸۳)، لحاظ شده است. ضرایب معادلات با رویکرد بیزی و با استفاده از نرم‌افزار داینر[2] برآورد شده، تأثیر شوک‌های مختلف بر متغیرهای مورد نظر با توجه به توابع عکس‌العمل آنی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند. در این راستا، ساختار مقاله به این صورت ارائه می شود: در بخش بعد، ادبیات موضوع، مبانی نظری و مطالعات تجربی ارائه شده است. بخش های سوم و چهارم، الگو و یافته های تحقیق را ارائه می‌دهند. در نهایت، بخش پایانی، شامل نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادهای سیاستی می‌باشد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

زنان یکی از گروه‌های اجتماعی، متأثر از کیفیت زندگی و در عین حال مؤثر بر آن هستند. این بخش از جامعه، ارتباط مؤثری با سایر گروه های جامعه دارند. علاوه بر این، زنان نقش فعالی در پیشرفت‌های اقتصادی و توسعه پایدار دارند. آنان برای تسریع روند تغییر و توسعه پایدار جامعه، مسئولیت بسیار جدی و تعیین‌کننده‌ای بر عهده دارند. به همین دلیل، کشورهایی که در مسیر توسعه قرار دارند به این مهم پی برده‌اند که ایجاد جامعه سالم در گرو وجود زنان فعّال و مؤثر است. اشتغال و آموزش زنان نقش مهمی در توسعه دارد. حضور گسترده زنان در جامعه پیامدهایی همچون کاهش بار تکفّل مردان، افزایش سطح درآمد خانواده و به تبع آن کاهش هزینه های تولید و خدمات در جامعه را در پی داشته، منجر به رشد و توسعه می شود (اسدزاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۶۰).

یکی از راه‌های ایجاد برابری جنسیتی فراهم نمودن فرصت‌های بیشتر آموزش، فراگیری فنون و اشتغال برای بانوان است. اهمیت این مسئله تا حدی است که در اعلامیه کپنهاک و در اجلاس هیئت رؤسای سازمان ملل در سال ۱۹۹۵، توسعه جهانی مصادف با اشتغال کامل، برابری میان زنان و مردان و دسترسی آنان به مسائل اقتصادی، سیاسی، آموزشی و مراقبت های بهداشتی مطرح شد. بنابراین تلاش برای ایجاد برابری و شرایطی که امکان دسترسی عادلانه و متناسب با شایستگی فردی در ابعاد مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی وجود داشته باشد، گامی در راستای تحقق توسعه پایدار است.

برابری جنسیتی یکی از مسائل مهم حقوق بشر بوده و دستیابی به آن برای افزایش رشد اقتصادی و افزایش بهره وری ضروری است. از این رو، دلایل زیادی برای نگرانی در مورد نابرابری‌های جنسیتی در ابعاد مهمی چون اشتغال، آموزش، دستمزد و بهداشت وجود دارد (کلاسن و لامانا[3]، ۲۰۰۹: ۹۱). مطالعات تجربی گسترده‌ای به این نتیجه رسیدند که نابرابری جنسیتی (در اشتغال و آموزش) بر رشد اقتصادی تأثیر منفی دارد. در واقع، پژوهشگران برای مدل سازی نابرابری جنسیتی در چارچوب اقتصاد کلان، به منظور مطالعه اثر برخی از سیاست‌های خاص جنسیتی بر جنسیت و اقتصاد، تلاش کرده‌اند. با این حال، بسیاری از این ادبیات در مورد چگونگی رابطه بین جنسیت و رشد متمرکز شده‌اند (کرا[4]، ۲۰۱۶: ۱). برای بسیاری، ارتباط اقتصاد کلان با نابرابری جنسیتی یک موضوع جدید و نامأنوس است. به این معنی که سیاست‌های اقتصاد کلان به لحاظ جنسیتی، نژادی و طبقاتی خنثی نیست. این در حالی است که به منظور بهبود برابری جنسیتی، باید به اثرات توزیعی این نوع سیاست‌ها توجه داشت. از طرف دیگر، در بحث افزایش برابری جنسیتی باید بهبود اشتغال (و معیشت)، معیار اصلی اقتصادی باشد. مطالعات در حوزه برابری جنسیتی نشان داد که لحاظ شاخص عدالت جنسیتی برای توسعه پایدار ضروری است (سگوینو[5]، ۲۰۱۹: ۵۲۰). بنابراین مقاله حاضر بر آن است تا در چارچوب یک الگوی نیوکینزی، تأثیر شوک‌های پولی و غیرپولی (شوک مخارج دولت و شوک درآمد نفت) را بر متغیرهای اقتصاد کلان، مورد بررسی قرار دهد. لذا سؤالات تحقیق عبارتند از:

- شوک مالی، چه تأثیری بر میزان تولید کل، اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال می‌گذارد؟
- شوک پولی چه تأثیری بر تولید کل، سطح اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال دارد؟
- شوک نفتی چه تأثیری بر تولید کل، سطح اشتغال زنان و مردان، اشتغال کل و نابرابری جنسیتی در اشتغال دارد؟

1. Calvo (1983)
2. Dynare
3. Klasen & Lamanna (2009)
4. Khera (2016)
5. Seguino (2019)

۲-۲- مطالعات تجربی

در حیطه نابرابری جنسیتی، مطالعات زیادی صورت گرفته است که از این میان می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود.

سگوینو در مطالعه‌ای به بررسی و تفسیر پژوهش‌های صورت گرفته در ارتباط با بحث نابرابری جنسیتی و سیاست‌های کلان پرداخت. وی در این مطالعه، سیاست‌های کلان و ابزارهایی که برابری جنسیتی را پشتیبانی می‌کنند، استخراج نمود. در میان ابزارهایی که شناسایی شد، هزینه‌های دولتی در رابطه با زیرساخت های فیزیکی و اجتماعی به عنوان هدف قرار گرفته است. یکی از نتایج مهم این مطالعه این است که تأمین مالی برای برابری جنسیتی که موجب افزایش بهره‌وری اقتصادی می‌شود، می‌تواند پایدار باشد (سگوینو، ۲۰۱۹: ۵۰۴).

کرا در پژوهشی اثرات کلان اقتصادی متقابل بین بخش غیررسمی و نابرابری جنسیتی را در بازار کار هند بررسی کرد. در این راستا برای بررسی اثر سیاست‌های با هدف‌گذاری جنسیتی بر مشارکت نیروی کار زنان، اشتغال رسمی زنان، شکاف جنسیتی دستمزد، همچنین تولید کل اقتصاد، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی طراحی کرد. نتایج این مطالعه نشان داد که گرچه این سیاست‌ها برای افزایش مشارکت نیروی کار زن و تولید اتخاذ شده‌اند، اما عدم ایجاد اشتغال کافی در بخش رسمی به دلیل عدم انعطاف بازار کار، منجر به یک افزایش در اشتغال غیررسمی و ایجاد شکاف‌های وسیع‌تر جنسیتی در اشتغال رسمی و دستمزدها می‌شود (کرا، ۲۰۱۶: ۱).

لوکارنو به بررسی این موضوع پرداخت که آیا برابری جنسیتی و پیشرفت زنان می تواند پتانسیل رشد در اروپا را تحت تأثیر قرار دهد. نتایج این مطالعه تأییدکننده مطالعات نظری بوده و شواهدی از اثر منفی فاصله نیروی کار و فاصله دستمزد بر رشد اقتصادی بلندمدت را نشان داد (لوکارنو، ۲۰۱۶: ۱).

کاور و لچمان[1] در مطالعه ای به بررسی رابطه نرخ مشارکت نیروی کار زن و رشد اقتصادی در ۱۶۲ کشور منتخب طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۰ پرداختند. در این پژوهش کشورها بر اساس سطح درآمد به چهار گروه دسته‌بندی شدند. نتایج نشان داد که در کشورهای با درآمد بالا و متوسط یک رابطه U شکل بین توسعه اقتصادی و میزان مشارکت نیروی کار زن وجود دارد. ولی این رابطه برای کشور های با درآمد پایین تأیید نشد (کاور و لچمان، ۲۰۱۵: ۹۰).

گدیس و کلسن[2] با استفاده از داده‌های ۱۰۲ کشور عضو و ۱۷۷ کشور غیرعضو OECD به بررسی رشد اقتصادی و نابرابری جنسیتی پرداختند. نتایج آنها نشان داد که رابطه رشد اقتصادی و نابرابری جنسیتی در کشورهای OECD از یک فرم U برعکس تبعیت می‌کند در حالی‌که در سایر کشورها چنین فرمی را مشاهده نکردند (گدیس و کلسن، ۲۰۱۴: ۶۳۹).

وریک[3] در پژوهشی به بررسی رابطه نرخ مشارکت نیروی کار زن و توسعه اقتصادی در کشورهای خاورمیانه و شمال آفریقا پرداخت. وی از داده های پانل دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۹ برای ۱۷۲ کشور استفاده کرد. نتایج نشان داد که در این کشور ها یک رابطه غیرخطی و U مانند بین نرخ مشارکت نیروی کار زن و توسعه اقتصادی وجود دارد (وریک، ۲۰۱۴: ۸۷).

هینتز[4] با استفاده از داده‌های تابلویی ۱۶ کشور، اثر سیاست‌های کلان بر نسبت اشتغال مردان به زنان را (به عنوان شاخصی برای نابرابری جنسیتی) مورد ارزیابی قرار داد. نتایج وی نشان داد که رشد اقتصادی، لگاریتم سهم مخارج دولت از GDP و لگاریتم سهم صادرات کالاها و خدمات از GDP، بر شاخص نابرابری جنسیتی تأثیر مثبت دارد، همچنین شاخص لگاریتم سهم واردات از GDP و نرخ‌های بهره حقیقی کوتاه‌مدت، دارای اثر منفی بر شاخص نابرابری جنسیتی است (هینتز، ۲۰۰۶: ۱).

اسدزاده و همکاران در مطالعه ای به بررسی تأثیر اشتغال و آموزش زنان بر رشد اقتصادی کشور برای دوره زمانی ۱۳۹۳-۱۳۸۰ پرداختند. آنها به وسیله الگوریتم بهینه سازی کرم شب تاب (FA) و الگوریتم جستجوی گرانشی (GSA)، تابع رشد و توسعه اقتصادی را در قالب معادلات غیرخطی (با تأکید بر سطح آموزش و نرخ مشارکت اقتصادی زنان) برآورد کردند. نتایج نشان دهنده تأثیر مثبت و معنی دار نرخ مشارکت اقتصادی زنان در بازار کار بر رشد اقتصادی کشور است. همچنین نتایج بیانگر تأثیر مثبت آموزش بر نرخ مشارکت زنان و رشد اقتصادی است (اسدزاده و همکاران، ۱۳۹۶: ۳۵۹).

1. Kaur & Lechman (2015)

2. Gaddis & Klsen (2014)
3. Verick (2014)
4. Heintz (2006)

افشاری و کاکاوند در پژوهشی، نابرابری جنسیتی استانی را محاسبه کردند. آنها تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد را از طریق دو کانال بهره‌وری و باروری با کمک داده‌های پانل استانی در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۷مورد مطالعه قرار دادند. نتایج این مطالعه نشان داد که باروری و بهره وری هر دو تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رشد استانی داشته‌اند. در ضمن نتایج نشان دهنده وجود رابطه مثبت و معنی دار بین نابرابری جنسیتی و باروری و یک رابطه منفی و معنی‌دار بین نابرابری و بهره‌وری است. تأثیر نابرابری بر رشد، برآیند تأثیر باروری و بهره وری بر رشد است که اثر دوم غالب بوده و در نتیجه نابرابری جنسیتی بر رشد استانی اثر منفی و معنی‌داری دارد (افشاری و کاکاوند، ۱۳۹۵: ۷).

رحمانی و کاوه در مطالعه‌ای به بررسی جنبه‌های مختلف نابرابری جنسیتی از جمله نابرابری جنسیتی در اشتغال، آموزش و دستمزد پرداختند. آنها رابطه بین نابرابری جنسیتی و رشد اقتصادی را در قالب یک مدل اقتصادسنجی با استفاده از داده‌های تلفیقی ۲۶ کشور عضو OECD برای دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشان داد که نابرابری جنسیتی در دستمزد و تحصیلات اثر منفی و نابرابری در اشتغال اثر غیرخطی بر رشد اقتصادی دارد (رحمانی و کاوه، ۱۳۹۴: ۵۹۳).

علمی و روستایی در مطالعه‌ای به بررسی تأثیرات توسعه اقتصادی در چارچوب فرضیه U شکل و سایر عوامل اثرگذار بر نرخ مشارکت نیروی کار زن در کشورهای منتخب خاورمیانه و شمال آفریقا پرداختند. در این پژوهش از داده‌های دوره زمانی ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۰ استفاده شد. نتایج برآورد نشان داد که در کشورهای منتخب رابطه توسعه اقتصادی و نرخ مشارکت نیروی کار زن به صورت U شکل است (علمی و روستایی، ۱۳۹۳: ۱۱).

وجه تمایز مقاله حاضر نسبت به مطالعات پیشین، بررسی تجربی نابرابری جنسیتی در سطح اقتصاد کلان و استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی است؛ همچنین اکثر مطالعات صرفا تأثیر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی را مورد توجه قرار داده‌اند، در حالی که این پژوهش، تأثیر سیاست‌ها و شوک های مختلف را بر میزان مشارکت زنان و نابرابری جنسیتی در بازار کار بررسی می‌کند.

۳- روش شناسی

۳-۱- بررسی الگو

در این بخش مدل پایه توضیح داده می شود. یک اقتصاد بسته شامل خانوارها، تولیدکنندگان کالای واسطه‌ای و نهایی، و دولت است. خانوارها شامل مردان (m) و زنان (f) است که از مصرف کالا و نگهداری پول مطلوبیت کسب کرده و از کار کردن مطلوبیت از دست می دهند و به دنبال حداکثرسازی مطلوبیت خود با توجه به محدودیت بودجه هستند. بنگاه های تولیدکننده کالا های واسطه ای در فضای رقابت انحصاری فعالیت دارند و برای تولید کالا، نیروی کار را با سرمایه ترکیب می‌کنند. بانک مرکزی و دولت سیاست‌های پولی و مالی اتخاذ می‌کنند. فرض می‌شود که قیمت‌ها چسبنده بوده و از فرایند کالوو[1] پیروی می‌کنند.

در ادامه رفتار هر عامل به صورت کامل توضیح داده می‌شود.

خانوارها

فرض بر این است که اقتصاد مورد بررسی از خانوار های یکسانی تشکیل شده که دارای عمری نامحدود هستند. خانوار نمونه به عنوان نماینده جهت بررسی در نظر گرفته می‌شود.

تابع مطلوبیت کل خانوار (U_t)[2]، مجموع وزنی مطلوبیت مردان (U_t^m) و زنان (U_t^f) است:

(۱)

$$U_t = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{BP.U_t^m + (1-BP)U_t^f\}$$

β نرخ تنزیل، و $BP \in (0,1)$، قدرت چانه‌زنی درون خانوار مردان نسبت به زنان است. هر عضو خانوار از مصرف کالا و نگهداری مانده‌های حقیقی پول مطلوبیت کسب کرده و از کار کردن مطلوبیت از دست می‌دهد:

(۲)

$$U_t^m = LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_m \frac{l_t^{m\,(1+\varphi_m)}}{1+\varphi_m}$$

(۳)

$$U_t^f = LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_f \frac{l_t^{f\,(1+\varphi_f)}}{1+\varphi_f}$$

1. Calvo

۲. این تابع مطلوبیت اقتباسی از تابع مطلوبیت کرا (۲۰۱۶) است که با توجه به ورود پول در تابع مطلوبیت و تغییر در ابزار سیاست پولی، تعدیلاتی در آن صورت گرفته است. تابع مطلوبیت فوق MIU نامیده می‌شود.

به طوری که c_t، m_t به ترتیب مصرف و مانده‌های واقعی پول، l_t^m و l_t^f نیروی کار مرد و زن، φ عکس کشش تقاضای مانده‌های حقیقی پول، φ_m و φ_f به ترتیب کشش جانشینی عرضه نیروی کار مرد و زن است.

μ_m و μ_f بیانگر عدم مطلوبیت کار مرد و زن است که محدودیت‌هایی را بر مشارکت نیروی کار (به ویژه برای نیروی کار زن)، در خارج از منزل ایجاد می کند. در این الگو، نیروی کار به دو نوع نیروی کار زن و مرد تفکیک شده است که این مورد یکی از نوآوری‌های پژوهش نسبت به سایر الگوهای طراحی شده در اقتصاد ایران است. خانوار مطلوبیت خود را نسبت به قید بودجه (۵) حداکثر می‌نماید:

(۴)

$$C_t + M_t + I_t + T_t + B_t \le D_t + r_t.K_{t-1} + M_{t-1} + \left(1+r_{t-1}^b\right)B_{t-1} + W_t^m.l_t^m + W_t^f.l_t^f$$

که با تقسیم رابطه بالا بر p_t، قید بودجه حقیقی به صورت رابطه (۵) ارائه می‌شود:

(۵)

$$c_t + m_t + i_t + t_t + b_t \le d_t + r_t.k_{t-1} + \frac{m_{t-1}}{\pi_t} + (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + w_t^m.l_t^m + w_t^f.l_t^f$$

سمت چپ قید بودجه، مخارج حقیقی خانوار را نشان می دهد؛ که شامل c_t، مخارج مصرفی خانوار ها، i_t، سرمایه‌گذاری خانوارها، b_t، اوراق مشارکت و m_t تقاضا برای مانده‌های حقیقی پول در زمان t است. سمت راست، منابع حقیقی خانوار را نشان می دهد، که در آن $w_t^m.l_t^m$ و $w_t^f.l_t^f$ دستمزد حقیقی خانوار بابت عرضه نیروی کار زن و مرد، b_{t-1}، اوراق مشارکت دوره قبل به اضافه r_{t-1}^b، نرخ بازدهی آن، $r_t.k_{t-1}$ اجاره حقیقی سرمایه است که خانوار ها بابت اجاره سرمایه از بنگاه ها دریافت می کنند، m_{t-1} مانده‌های حقیقی پول از دوره قبل، t_t مالیات‌های پرداختی به دولت و d_t سود حقیقی بنگاه‌هاست که با توجه به اینکه خانوارها مالک بنگاه ها هستند، توسط خانوارها دریافت می‌شود. با در نظر گرفتن δ به عنوان نرخ استهلاک سرمایه‌های فیزیکی، جریان پویای سرمایه‌گذاری از رابطه زیر پیروی می‌کند:

(۶)

$$k_t = (1-\delta)k_{t-1} + i_t$$

سپس معادله لاگرانژ را تشکیل داده و شرایط مرتبه اول حداکثرسازی مطلوبیت به دست می‌آید:

(۷)

$$L = E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left[\begin{array}{l} BP(LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_m\frac{l_t^{m^{(1+\varphi_m)}}}{1+\varphi_m}) + \\ (1-BP)(LnC_t + (\frac{M_t}{P_t})^{\varphi} - \mu_f\frac{l_t^{f(1+\varphi_f)}}{1+\varphi_f}) \end{array}\right]$$
$$-E_t\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\lambda_t\left[\begin{array}{l} c_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t} - (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} + k_t - (1-\delta)k_{t-1} \\ +t_t + d_t + b_t - r_t.k_{t-1} - w_t^m.l_t^m - w_t^f.l_t^f \end{array}\right]$$

شرایط مرتبه اول بهینه یابی به صورت روابط (۸) تا (۱۳) حاصل می‌شود:

(۸)

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = 0 \Rightarrow \frac{1}{c} - \lambda_t = 0$$

(۹)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \;\rightarrow\; -BP.\mu_m.l^{m(\varphi_m)} + w_t^m\lambda_t = 0$$

(۱۰)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^f} = 0 \rightarrow -(1-BP).\mu_f.l^{f(\varphi_f)} + w_t^f\lambda_t = 0$$

(۱۱)

$$\frac{\partial L}{\partial m_t} = 0 \Rightarrow (m_t)^{-\varphi} - \lambda_t + \beta E_t\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} = 0$$

(۱۲)

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \Rightarrow -\beta^t\lambda_t + \beta^{t+1}E_t\lambda_{t+1}(1-\delta) + \beta^{t+1}E_t(\lambda_{t+1}r_{t+1}) = 0$$

(۱۳)

$$\frac{\partial L}{\partial b_t} = 0 \Rightarrow -\beta^t\lambda_t + \beta^{t+1}E_t\frac{\lambda_{t+1}(1+r_{t+1}^b)}{\pi_{t+1}} = 0$$

به طوری که با ساده سازی و جایگذاری، روابط بالا به صورت روابط (۱۴) تا (۱۸) در می‌آیند:

(۱۴)

$$-BP.\mu_{m,t}.(l_t^m)^{\varphi_m} + \frac{1}{c_t}w_t^m = 0$$

(۱۵)

$$-(1-BP).\mu_{f,t}.(l_t^f)^{\varphi_f} + \frac{1}{c_t}w_t^f = 0$$

(۱۶)

$$\frac{1}{c_t}=\beta\,(1+r_t^b)E_t\frac{1}{\pi_{t+1}c_{t+1}}=1$$

(۱۷)

$$\mathrm{Et}[\frac{\pi_{t+1}}{1+r_t^b}\{(1-\delta)+r_{t+1}\}]=1$$

(۱۸)

$$\mathrm{m}_t^{-\varphi}+\frac{1}{c_t}\lambda_t-\beta E_t\frac{1}{\pi_{t+1}c_{t+1}}=0$$

که به ترتیب تابع عرضه‌ی نیروی کار مرد، تابع عرضه‌ی نیروی کار زن، معادله‌ی اولر مصرف، معادله‌ی فیشر و تقاضای پول است.

تولیدکنندگان

بنگاه‌های تولیدی، شامل بنگاه‌های تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی و بنگاه‌های تولیدکننده کالاهای واسطه‌ای هستند. تولیدکنندگان کالاهای واسطه‌ای در بازار رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند. در این بازار زنجیره‌ای از تولیدکنندگان وجود دارد که دارای قدرت بازاری هستند، به طوری که هر یک کالای متمایز خود را به تولیدکننده نهایی که در بازار رقابت کامل فعالیت می‌کند، می‌فروشند و تولیدکننده نهایی به عنوان جمع‌گر[1]، کالاهای واسطه‌ای متمایز را با یکدیگر ترکیب کرده و کالای نهایی را تولید می‌کند.

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی

بنگاه نماینده، در هر دوره، کالا های واسطه‌ای $y_t(i)$ را به قیمت $P_t(i)$ خریداری کرده و از ترکیب آنها طبق یک تابع تولید با بازده ثابت به مقیاس، کالاهای نهایی مصرفی، y_t، را تولید می کند. کالا های واسطه‌ای خریداری شده، متمایز و جانشین ناقص یکدیگر بوده و کشش جانشینی ثابت، θ، بین آنها برقرار است، که تولیدکننده کالای نهایی، آنها را بر اساس یک جمع گر دیکسیت–استیگلیتز[2] (۱۹۷۷) که به شکل رابطه (۱۹) است، ترکیب می‌کند:

(۱۹)

$$y_t=[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}di]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

بنگاه تولیدکننده کالای نهایی، $y_t(i)$ را طوری انتخاب می‌کند که سود خود را حداکثر کند، یعنی رابطه (۱۹)، را برای تمام زمان‌های ... و ۲ و ۱ =t حداکثر می‌کند:

(۲۰)

$$P_t[\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}di]^{\frac{\theta}{\theta-1}}-\int_0^1 p_t(i)y_t(i)di=0$$

شرط مرتبه اول این مسئله بیشینه سازی، رابطه (۲۱)، را نتیجه می دهد. این رابطه، تابع تقاضا برای کالای واسطه‌ای i را نشان می‌دهد[3]:

(۲۱)

$$y_t(i)=(\frac{p_t(i)}{p_t})^{-\theta}y_t$$

از آنجا که طبق مفروضات در نظر گرفته شده، بنگاه تولیدکننده کالاها و خدمات نهایی، در فضای رقابت کامل فعالیت می‌کند، بنابراین سود ناشی از فعالیت این بنگاه در تعادل صفر خواهد بود. با استفاده از این شرط شاخص قیمت کالاها و خدمات به صورت رابطه (۲۲) حاصل می‌شود:

(۲۲)

$$p_t=[\int_0^1 p_t(i)^{1-\theta}di]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

بنگاه‌های تولیدکننده کالای واسطه‌ای

بنگاه های واسطه‌ای، کالای واسطه‌ای Y_t را با استفاده از عوامل تولید و تکنولوژی A_t[4]، تولید می‌کنند. تابع تولید از نوع کاب– داگلاس بوده، بنگاه‌ها، سرمایه را با نیروی کار ترکیب می‌کنند:

(۲۳)

$$Y_t=A_t\left(K_t\right)^{\alpha}\left(l_t\right)^{1-\alpha}$$

که $\alpha\in(0,1)$، سهم سرمایه در تولید است و A_t ضریب بهره‌وری است که از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول پیروی کرده و به صورت رابطه (۲۴) است:

(۲۴)

$$\tilde{A}_t=\rho_A.\tilde{A}_{t-1}+\tilde{e}_{At}$$

کل نیروی کار l_t، دارای کشش جانشینی ثابت برای کارگران

1. Aggregator
2. Dixit & Stiglitz (1977)

۳. برای اثبات این رابطه به Walsh, C. E. (2003: 235-237) مراجعه شود.

۴. A_t توزیع‌گر تصادفی برای بهره‌وری کل بوده و از فرایند خودرگرسیون مرتبه اول تبعیت می‌کند.

مرد و زن است، که $\rho \in (-\infty, 1]$، کشش جانشینی را تعیین می‌کند:

(۲۵)

$$l_t = \left[\omega \left(skill^m l_t^m\right)^P + (1-\omega)\left(skill^f l_t^f\right)^P\right]^{1/P}$$

که $\omega \in (0,1)$ ترجیحات نسبی بنگاه‌ها برای استخدام کارگران مرد نسبت به کارگران زن می‌باشد[۱]. تفاوت در سطح مهارت کارگران مرد و زن ($skill^m, skill^f$) منطبق با فاصله جنسیتی در تحصیلات است[۲].

بنگاه‌ها، l_t^m, l_t^f, K_{t-1} را از طریق حداقل کردن تابع هزینه نسبت به سطح ثابتی از تولید، به دست می‌آورند:

$$\begin{aligned} L = r_t k_t + w_t^m . l_t^m + w_t^f . l_t^f \\ + \lambda_t \left[y_t - A_t l_t^{1-\propto} k_t^{\propto}\right] \end{aligned} \quad (۲۶)$$

شرایط مرتبه اول بهینه‌یابی بنگاه‌ها (انتخاب ترکیب بهینه نهاده‌ها) به صورت روابط (۲۷) تا (۲۹) به دست می‌آید:

(۲۷)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \Rightarrow w_t^m - \lambda_t y_t l_t^{-\rho}\ l_t^{m(1-\rho)}(1-\propto)\ \omega\ skill^{m(\rho)} = 0$$

(۲۸)

$$\frac{\partial L}{\partial l_t^m} = 0 \Rightarrow w_t^m - \lambda_t y_t l_t^{-\rho}\ l_t^{m(1-\rho)}(1-\propto)\ \omega\ skill^{m(\rho)} = 0$$

(۲۹)

$$\frac{\partial L}{\partial k_t} = 0 \Rightarrow r_t - \propto . \lambda_t . y_t . k_t^{-1} = 0$$

که روابط (۲۷) تا (۲۹) توابع تقاضای نیروی کار مرد و زن، و تقاضای سرمایه را نشان می‌دهد. برای به دست آوردن تابع هزینه نهایی، باید مقادیر بهینه نهاده‌های تولید (l_t و k_t) را در تابع هزینه کل جایگذاری نموده، و با مشتق‌گیری نسبت به سطح تولید، y_t، این تابع را به دست آورد. در نتیجه این فرایند، تابع هزینه نهایی استخراج می‌شود:

$$mc_t = \frac{r_t^{\alpha} w_t^{1-\alpha}}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{1-\alpha} A_t} \quad (۳۰)$$

با توجه به سطح دستمزد نیروی کار زن و مرد، دستمزد کل به صورت رابطه (۳۱) است:

(۳۱)

$$W_t = \left[\omega\left(\frac{W_t^m}{\omega}\right)^{\frac{p}{p-1}} + (1-\omega)\left(\frac{W_t^f}{1-\omega}\right)^{\frac{p}{p-1}}\right]^{\frac{p-1}{p}}$$

یکی از مهمترین اهداف این پژوهش، بررسی تأثیر سیاست‌های مختلف اقتصادی بر فاصله (نابرابری) جنسیتی در اشتغال بین مردان و زنان است، لذا متغیری جهت اندازه‌گیری شکاف جنسیتی در اشتغال به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$g_{l,t} = \frac{l_t^m}{l_t^f} \quad (۳۲)$$

که در آن $g_{l\,t}$، نشان دهنده نسبت اشتغال مردان به زنان، در طی زمان است. این متغیر در هر دوره عددی بین صفر و یک است و میزان آن می‌تواند در اثر سیاست‌ها و شوک‌های مختلف، تغییر نماید. باید یادآوری شود که این متغیر هیچ نقشی از نظر تأثیرگذاری بر متغیرهای مدل نداشته و صرفاً یک نوآوری به منظور ارزیابی دقیق‌تر نحوه و میزان تأثیرگذاری سیاست‌ها بر نابرابری جنسیتی در اشتغال است.

در نهایت فرم خطی شده $g_{l\,t}$، به صورت رابطه (۳۳) است:

(۳۳)

$$\tilde{g}_{l,t} = \tilde{l}_t^m - \tilde{l}_t^f$$

تعدیل قیمت[۳]

عموماً بنگاه‌های واسطه‌ای در بازار به صورت رقابت انحصاری فعالیت می‌کنند، بنابراین قیمت کالاها چسبنده است. چسبندگی معرف حالتی است که در آن یک متغیر تمایل به تغییر ندارد. مثلاً امکان دارد که نیروهای بازار، ارزش اسمی دستمزد کارگران در صنعت را کاهش دهند، اما دستمزدها تمایل داشته باشند که حداقل در کوتاه مدت در سطح قبلی باقی بمانند. چسبندگی قیمت به این معنی است که هر گونه تغییری در تقاضا، نهایتاً منجر به تغییرات سریع در قیمت‌ها نشود، در مقابل، این احتمال وجود دارد که به تغییر در محصول یا اشتغال

---

۱. می‌توان این را به عنوان تورش به سمت جنسیت مرد در استخدام تلقی کرد، که گستردگی تبعیض جنسیتی در استخدام را نشان می‌دهد. $\omega = 0.5$ دلالت بر عدم تبعیض جنسیتی دارد؛ در حالی‌که $\omega > 0.5$، نشان دهنده تبعیض جنسیتی بنگاه بر علیه زنان است.

۲. این مهارت همچنین در بخش‌های مختلف متفاوت و ناشی از تفاوت در آموزش و کارایی کارگران است.

3. Price-Setting

منتهی شود. بنابراین بازارها شفاف نمی‌شوند و چسبندگی قیمت‌ها به عنوان یک معضل مشاهده خواهد شد. چسبندگی های اسمی، هنگامی رخ می‌دهد که در مقابل تغییرات ایجاد شده در تقاضای اسمی، عواملی مانع از تعدیل سطح اسمی قیمتی شود. انعطاف‌ناپذیری در قیمت‌های اسمی با استفاده از روش های گوناگونی توضیح داده می شود. برای مثال، در روش تیلور (۱۹۷۹) انعطاف‌پذیری این گونه وارد مدل می‌شود که بنگاه سریعاً پس از وقوع شوک، بهینه‌یابی نمی‌کند و هر T دوره یک بار، با روش بهینه یابی شروع به قیمت گذاری محصول می‌کند و قیمت‌ها متناوباً تعدیل می‌شود. در روش کالوو (۱۹۸۳)[1] در هر دوره، گروهی از بنگاه ها، قیمت خود را به صورت بهینه تنظیم می‌کنند و باقی بنگاه‌ها هیچ‌گونه تغییری در قیمت نمی دهند. در الگوی روتمبرگ (۱۹۸۲)[2] که به روش هزینه فهرست بهای کالا مشهور است، تعدیل قیمت هر دوره نیازمند پوشش هزینه‌ای است که تابعی از مقدار تولید نشان داده می‌شود. در این مطالعه، ساز و کار قیمت‌گذاری از روش کالوو (۱۹۸۳) پیروی می‌کند. در این چارچوب، هر بنگاه واسطه‌ای در هر دوره زمانی معین، با احتمال $1-\theta_P$، قیمتش را (مستقل از آخرین زمانی که تعدیل قیمت انجام داده است) تعدیل می‌کند. بنابراین در دوره t، تنها $1-\theta_P$ درصد از بنگاه ها امکان مشخص کردن قیمت بهینه را دارند و سایرین (یعنی θ_P درصد از بنگاه‌ها)، این امکان را ندارند. فرض می‌شود آن گروه از بنگاه‌ها که نمی‌توانند قیمت‌ها را تعدیل کنند، قیمت‌هایشان را بر اساس رابطه (۳۴) با توجه به تورم دوره گذشته شاخص‌بندی می‌کنند:

$$P_t(j) = \pi_{t-1}.P_{t-1}(j) \qquad (۳۴)$$

بنابراین، قیمت کل از جمع قیمت بنگاه هایی که به تعدیل قیمت می‌پردازند و بنگاه‌هایی که توانایی تغییر قیمت را ندارند، حاصل می شود. بنگاه ها باید با انتخاب سرمایه، نیروی کار و قیمت، در مورد تعدیل قیمت طوری تصمیم‌گیری کنند که هزینه (سود) آنها با توجه به دستمزد، نرخ بهره و سطح عمومی قیمت ها و تابع تقاضایشان، حداقل (حداکثر) شود؛ به طوری که θ_P درصد از بنگاه ها (که توانایی تعدیل قیمت را ندارند)، فقط می توانند درباره سرمایه و نیروی کار خود تصمیم بگیرند.

موضوع تعدیل قیمت $1-\theta_P$ درصد از بنگاه‌هایی که می توانند تعدیل قیمت[3] کنند به صورت رابطه (۳۵) تعیین می‌شود:

(۳۵)

$$\max_{p_t(j)} \; E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\omega\beta)^s \Delta_{s,t+s} \left[\left(\frac{\prod_{k=0}^{s-1} \pi_{t+k}^{\gamma} P_t(j)}{P_{t+s}} \right)^{1-\theta} - mc_{t+s} \left(\frac{\prod_{k=0}^{s-1} \pi_{t+k}^{\gamma} P_t(j)}{P_{t+s}} \right) Y_{t+s} \right]$$

با حداکثرسازی رابطه (۳۵)، منحنی فیلیپس کینزی جدید، مطابق با رابطه (۳۶)، حاصل می‌شود:

(۳۶)

$$\tilde{\pi}_t = \frac{\gamma}{(1+\beta\gamma)} \tilde{\pi}_{t-1} \frac{\beta}{(1+\beta\gamma)} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\theta_p)(1-\beta\theta_p)}{\theta_p(1+\beta\gamma)}(mc)$$

دولت به عنوان مقام پولی و مالی

بانک مرکزی هر کشور، مسئول سیاستگذاری پولی می‌باشد. مقام پولی با به کار بردن سیاست های پولی درصدد تثبیت قیمت‌ها، تعادل در تراز پرداخت‌ها و تسریع رشد اقتصادی است. از آنجایی که اقتصاد ایران وابسته به نفت است و دولت نقش مهمی را در اقتصاد ایفا می کند، این دو بخش باید به دقت مورد توجه قرار گیرند (توکلیان، ۱۳۹۱: ۱۰). نکته قابل ذکر در مورد مقام پولی در ایران این است که بخش عظیمی از بودجه دولت از طریق فروش نفت تأمین می‌شود، بنابراین عملکرد بانک مرکزی از دولت مستقل نبوده و دولت در سیاست‌های پولی اتخاذ شده از سوی بانک مرکزی اثرگذار است. به همین علت، در این الگو، کارگزار واحدی به نام دولت- مقام پولی تعریف می شود، که متشکل از دولت و بانک مرکزی است. این کارگزار، اجرای سیاست های پولی و مالی را به عهده دارد. مخارج دولت، g_t، از محل خلق پول، $m_t - m_{t-1}$، خالص مالیات‌ها، t_t، اوراق مشارکت، b_t، و درآمد نفت، or_t، تأمین

1. Calvo (1983)
2. Rotemberg (1982)

۳. جهت بررسی دقیق نحوه استخراج منحنی فیلیپس به کتاب الگوهای DSGE در نرم افزار DYNARE نوشته حسین توکلیان و مهدی صارم، پیوست و صفحات ۲۴۹ تا ۲۵۷ مراجعه شود.

می‌شود؛ که درآمد حاصل از فروش نفت بعد از تبدیل شدن به ریال، بر پایه پولی و حجم پول اثر می‌گذارد و به وسیله حجم پول به جریان فعالیت‌های اقتصادی وارد می‌شود[۱]. بنابراین به منظور جلوگیری از احتساب مجدد درآمدهای نفتی در بودجه دولت، این بخش در قید بودجه دولت در نظر گرفته نمی‌شود. در این شرایط، قید بودجه دولت به صورت رابطه (۳۷) ارائه می‌شود:

(۳۷)

$$G_t + (1+r_{t-1}^b)B_{t-1} = T_t + B_t + (M_t - M_{t-1})$$

و بر اساس مقادیر حقیقی به صورت رابطه (۳۸) است:

(۳۸)

$$g_t + (1+r_{t-1}^b)\frac{b_{t-1}}{\pi_t} = t_t + b_t + m_t - \frac{m_{t-1}}{\pi_t}$$

همچنین مخارج دولت، از فرایند خودرگرسیون زیر تبعیت می‌کند:

(۳۹)

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + e_{g_t} \quad \rho_g \in (-1,1) \ , \quad e_g \approx N(0,\sigma^2)$$

که g_t مخارج حقیقی دولت در دوره t است.

به دلیل تبدیل دلارهای حاصل از فروش نفت به پول داخلی، ارتباط معنی‌داری بین نوسانات حجم پول و نوسانات درآمدهای نفتی وجود دارد. در واقع، علاوه بر تغییراتی که در اثر تصمیمات مستقل مقام پولی بر نرخ رشد پول ایجاد می‌شود، تکانه‌های وارد شده به درآمدهای نفتی نیز نرخ رشد حجم پول را متأثر می‌سازد.

در ضمن فرض می‌شود درآمدهای نفتی، از فرایند خودرگرسیون (۴۰) پیروی می‌کند:

(۴۰)

$$or_t = \rho_{or} or_{t-1} + e_{or_t} \ , \ e_g \approx N(0,\sigma^2)$$

در اقتصاد ایران، نرخ بهره دستوری تعیین می‌شود، لذا به منظور شبیه‌سازی قاعده تیلور، مبنای سیاست‌گذاری، تغییرات حجم پول است. اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۲۸) و بهرامی‌نیا و همکاران (۱۳۹۷: ۸۸) مدل تعادل عمومی پویای تصادفی را برای اقتصاد ایران طراحی کردند که نرخ رشد حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته شده است. در این مطالعه نیز تغییرات حجم پول به عنوان ابزار سیاست پولی در نظر گرفته می‌شود. بنابراین قاعده سیاست پولی در اقتصاد ایران به صورت رابطه (۴۱) است:

(۴۱)

$$u_t = \rho_u u_{t-1} + \omega_{or} e_{or_t} + \omega_g e_{g_t} + e_{u_t} \ , \ u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$$

که u_t نرخ رشد ناخالص عرضه پول در دوره t، e_{u_t} شوک عرضه پول با میانگین صفر و انحراف معیار σ_u است که از نظر سریالی مستقل و دارای توزیع نرمال است. e_{or_t} و e_{g_t} شوک درآمدهای نفت و شوک مخارج دولت است که باعث رشد حجم پول می‌شود؛ ω_{or} و ω_g ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولت را با رشد پول نشان می‌دهند. بر اساس رابطه بالا، تغییرات حجم پول، به درآمد نفت، حجم پول دوره قبل و مخارج دولت بستگی دارد. می‌توان u_t را به صورت زیر نیز نشان داد:

(۴۲)

$$\tilde{u_t} = \tilde{m}_t - \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\pi}_t$$

شرط تسویه بازار

رفتار کارگزاران اقتصادی در مدل‌های DSGE منجر به شکل‌گیری تعادل عمومی می‌شود؛ همه بازارها در شرایط تعادل باید تسویه شوند. شرط کلی تعادل در این مدل صورت رابطه (۴۳) است:

(۴۳)

$$y_t = c_t + i_t + g_t$$

رابطه (۴۳) معرف سمت عرضه و تقاضای اقتصاد است. مصرف کالاها و خدمات، c_t، مخارج دولت، g_t، و سرمایه‌گذاری در تولید کالاها، i_t در سمت تقاضای اقتصاد قرار دارد.

---

۱. پایه پولی بر اساس ترازنامه بانک مرکزی برابر است با: $m_t = dc_t + fr_t$، که در آن dc_t اعتبارات داخلی و fr_t خالص دارایی‌هایی خارجی بانک مرکزی است و قسمتی از دارایی‌های خارجی بانک مرکزی از محل درآمدهای نفت به دست می‌آید. یعنی: $fr_t = (fr_{t-1}/\pi_{F,t}) + or_t$. بر این اساس دلارهای نفتی پس از تبدیل شدن به ریال وارد پایه پولی شده و نیازی به محاسبه مجدد آن در قید بودجه نیست.

لگاریتم– خطی سازی

در الگو های DSGE، معادلات رفتار بهینه کارگزاران اقتصادی، شرایط مرتبه اول، شرایط تسویه بازارها و شوک‌ها، به شکل غیرخطی هستند که به خاطر مشکلات تکنیکی، راه‌حل دقیقی برای این روابط در دسترس نیست و باید به راه‌حل های تقریبی اکتفا نمود. یکی از رایج‌ترین روش ها، روش تقریب لگاریتم – خطی[1] است.

در لگاریتم– خطی سازی، یک معادله غیرخطی، به یک معادله‌ای تبدیل می‌شود که بر حسب انحراف لگاریتمی هر متغیر، از مقدار باثباتش[2]، خطی است. روش جای‌گذاری پیشنهادی اوهلیگ[3] (۱۹۹۹) و استفاده از بسط تیلور[4]، از معروف‌ترین روش های لگاریتم–خطی‌سازی هستند. در این رساله، سیستم معادلات حول مقادیر تعادلی با روش اوهلیگ، لگاریتم– خطی شده‌اند.

٤- نتایج برآورد مدل

با تصریح معادلات مدل در وضعیت پایدار، برخی از پارامتر ها بر حسب متغیرها به دست می‌آیند. بنابراین با قرارگیری میانگین متغیرها به جای وضعیت باثباتشان، می‌توان این پارامترها را محاسبه نمود و نیازی به تخمین آنها نیست. این پارامتر ها در جدول (۱) ارائه شده‌اند.

جدول ۱. نسبت‌های محاسبه شده

$\bar{g}/\bar{y}$	$\bar{i}/\bar{y}$	$\bar{c}/\bar{y}$	$\bar{W}^m/\bar{W}$	$\bar{W}^f/\bar{W}$
۰/۱۲۸	۰/۳۲۵	۰/۵۴۷	۱/۱۴	۰/۸۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

جهت تخمین سایر متغیرها، از روش بیزی و الگوریتم متروپولیس–هستینگز استفاده شده است. از الگوریتم متروپولیس هستینگز با یک میلیون برداشت نمونه و پنج زنجیره موازی، جهت تخمین چگالی پسین پارامترها استفاده می‌شود. داده های مورد نیاز در این مقاله، داده‌های تعدیل شده فصلی تولید ناخالص داخلی، شاخص قیمت مصرف کننده، مخارج سرمایه گذاری کل، درآمدهای نفتی، مخارج دولت و حجم پول در دوره ۱۳۶۹:۱ تا ۱۳۹۳:۴ هستند. تمامی داده‌ها با روش X12، فصلی‌زدایی شده‌اند. از داده‌های حجم پول و شاخص قیمت مصرف‌کننده به ترتیب برای محاسبه نرخ رشد پایه پولی و تورم استفاده شده است. به وسیله فیلتر هدریک–پرسکات، جزء روند از داده ها جدا شده و بر جزء ادواری تحلیل انجام گرفت.

جدول ۲. تخمین پارامترهای مدل

پارامتر	توضیحات	توزیع	میانگین پیشین	مقدار برآورد شده
β	نرخ ترجیح زمانی	نرمال	۰/۹۵	۰/۹۵۶
φ_f	عکس کشش عرضه نیروی کار زن	گاما	۲/۳۸	۲/۳۷۸
φ_m	عکس کشش عرضه نیروی کار مرد	گاما	۲/۱۲	۲/۱۳۲
δ	نرخ استهلاک	بتا	۰/۰۲۵	۰/۲۴۸
α	سهم سرمایه در تولید	بتا	۰/۴۰	۰/۴۱۵
θ_P	درصد بنگاه‌هایی که قادر به تعدیل قیمت خود نیستند	بتا	۰/۶۸	۰/۲۸۸
ρ_g	ضریب خودرگرسیون مخارج دولت	بتا	۰/۶۵	۰/۴۳
ρ_A	ضریب خودرگرسیون تکانه بهره وری	بتا	۰/۷۱۲	۰/۶۲۹
ρ_u	ضریب خودرگرسیون تکانه پولی	بتا	۰/۵۶۲	۰/۲۴۴
$skill^m$	ضریب مهارت نیروی کار مرد	گاما	۹/۱	۹/۰۹
$skill^f$	ضریب مهارت نیروی کار زن	گاما	۸	۷/۹۹
ρ	کشش جانشینی نیروی کار مرد و زن	نرمال	۰/۳۶	۰/۲۵۱
ω	ترجیح نسبی بنگاه برای استخدام نیروی کار مرد نسبت به نیروی کار زن	بتا	۰/۷۱	۰/۷۰۵
φ	عکس کشش تقاضای پول	گاما	۲/۱	۲/۱
ρ_{or}	ضریب خودرگرسیون تکانه نفتی	بتا	۰/۶۸	۰/۶۸۱
ω_{or}	ضریب اهمیت درآمد نفت در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۳۵	۰/۰۲
ω_g	ضریب اهمیت مخارج دولت در تابع عکس‌العمل سیاست پولی	نرمال	۰/۵۵	۰/۱۱
δ_A	خطای استاندارد تکانه بهره وری	گاما معکوس	۰/۰۲	۰/۰۲۴
δ_u	خطای استاندارد تکانه پولی	گاما معکوس	۰/۰۵	۰/۰۴
δ_g	خطای استاندارد تکانه مخارج دولتی	گاما معکوس	۰/۰۵.	۰/۱۱
δ_{or}	خطای استاندارد تکانه نفتی	گاما معکوس	۰/۰۵	۰/۱۶

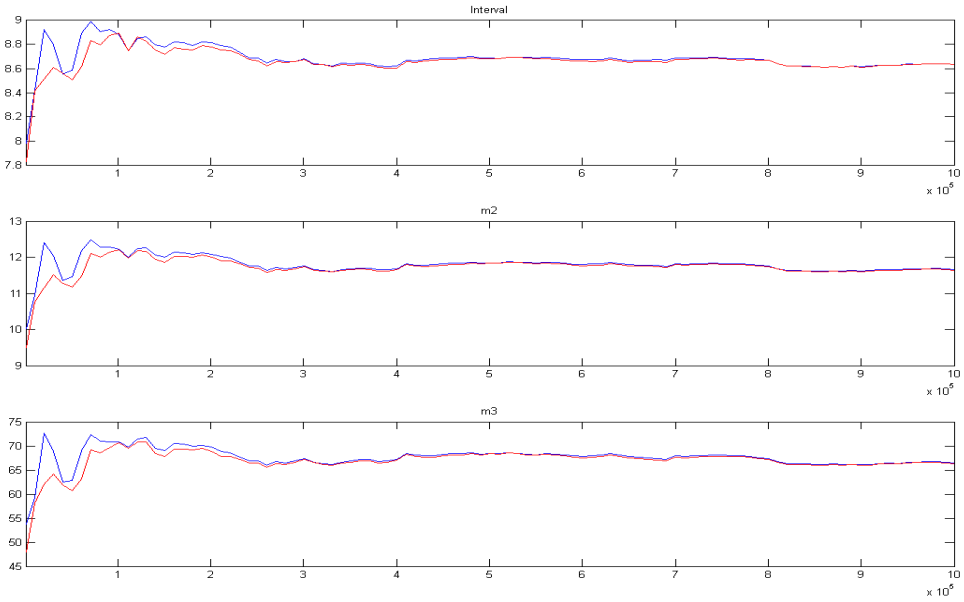
مأخذ: محاسبات تحقیق

1. Log – Linear Approximation Method
2. Steady - State
3. Uhlig (1999)
4. Taylor

تخمین بیزی مبتنی بر تابع حداکثر درست‌نمایی مربوط به سیستم تعادل عمومی تصادفی پویاست. مزیتی که این روش دارد این است که می‌توان اطلاعات اضافی را از راه توزیع‌های پیشین در خصوص پارامتر ها به مدل اضافه کرد. در واقع تخمین بیزی یک الگوی DSGE، بر اساس یک تابع درست نمایی است که از حل مدل به صورت لگاریتم-خطی به دست می‌آید.

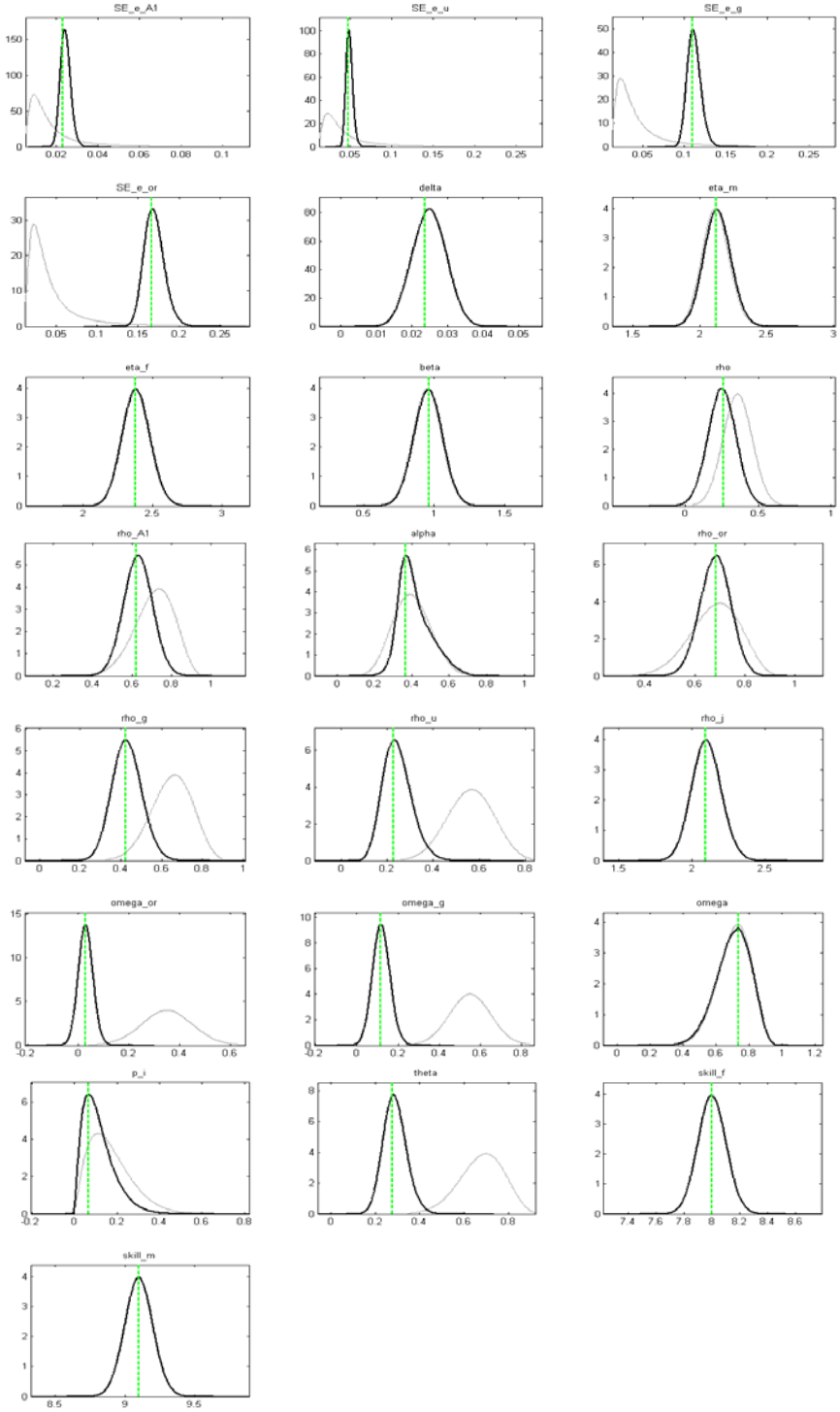
به منظور برآورد پارامترها، باید نوع توزیع، میانگین و انحراف معیار پیشین آنها مشخص شود. در جدول (۲)، نوع توزیع و میانگین پیشین و نتایج حاصل از تخمین پارامترها (میانگین پسین) ارائه شده است. در برآورد بیزی، باید چگالی های پیشین احتمالی هر پارامتر مشخص شود. نرم‌افزار داینار، پنج چگالی احتمال گاما، گامای معکوس، بتا، یکنواخت و نرمال را می پذیرد. چگالی نرمال دامنه اعداد حقیقی را پوشش می دهد، بنابراین چگالی نرمال برای توضیح ویژگی پارامتر هایی که دارای مقادیر مثبت و منفی هستند، مناسب است. دامنه چگالی احتمال گاما دارای حد پایین است، لذا این توزیع برای توضیح پارامترهایی که دارای حد پایین هستند مناسب است. چگالی بتا، دامنه ای را که پوشش می دهد توسط حد بالا و پایین مشخص می شود. این چگالی برای تخمین پارامتر هایی که دارای حد بالا و پایین هستند مناسب است. ویژگی چگالی گاما معکوس نزدیک به گاماست با این تفاوت که حد پایین آن صفر است. همچنین این چگالی می تواند انحراف معیار بی‌نهایت داشته باشد، لذا چگالی گاما معکوس برای تخمین انحراف معیار شوک ها مناسب است. چگالی یکنواخت شبیه چگالی بتا بوده، دارای حد بالا و پایین است با این تفاوت که در این چگالی نیازی به میانگین و انحراف معیار نیست. چگالی یکنواخت برای پارامتر هایی که اطلاعات اولیه کافی در مورد آنها وجود ندارد مناسب است (توکلیان و صارم، ۱۳۹۶: ۴۳۵).

یکی از آزمون های مهم داینار، آزمون تشخیصی زنجیره مارکف-مونت-کارلو است که به وسیله آن می توان بررسی کرد که آیا مشکلی در برآورد پارامترهای مدل وجود دارد و برآورد ها قابل اتکا هستند. داینار چندین بار شبیه سازی متروپولیس-هستینگز را تکرار می کند و در هر بار، کار را از یک نقطه شروع می کند. اگر نتایج این زنجیره ها منطقی باشد، باید رفتار آنها نیز شبیه هم باشد و به سمت همدیگر همگرا شوند. سه شاخص interval، m2 و m3 در نموداری مجزّا توسط داینار ارائه می‌شود که به ترتیب نشان‌دهنده فاصله اطمینان ۸۰ درصدی از میانگین، واریانس‌ها و گشتاور سوم پارامترهاست. اگر در این نمودارها شباهتی وجود نداشته باشد، می‌توان نتیجه گرفت که توزیع‌های پیشین به درستی تعریف نشده‌اند. با توجه به نمودار (۱)، این دو منحنی به سمت یکدیگر همگرا شده‌اند.



نمودار ۱. ارزیابی همگرایی تخمین بیزی

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۲. چگالی پیشین و پسین پارامترهای مدل

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نمودار (۲)، نشان‌دهنده توزیع‌های پیشین و پسین پارامترهای مدل می‌باشد که بر اساس آن، توزیع‌های پسین شکل متعارف خود را داشته و مد آنها به درستی تعیین شده است. در برخی از این نمودارها، چگالی پیشین بر هم منطبق هستند که نشان می دهد که یا اطلاعات پیشین در مورد این نوع پارامترها کاملاً درست بوده، یا اینکه به کمک داده‌های

استفاده شده در مدل نمی‌توان این پارامترها را تخمین زد. هر دو وضعیت بیانگر کالیبره شدن پارامتر مورد نظر است. اگر در روش بیزی اطلاعات پیشین دقیق باشند، این روش به کالیبراسیون تبدیل می‌شود. اگر این اطلاعات کاملاً نادرست باشد، روش بیزی به روش حداکثر درست‌نمایی تبدیل می‌شود و چگالی پسین پارامتر، معادل تابع درست‌نمایی است. رویکرد بیزی روشی بین رویکرد حداکثر درست نمایی و کالیبراسیون است که در آن چگالی پسین، میانگین وزنی از چگالی پیشین پارامتر و تابع حداکثر درست نمایی است (جوان و همکاران، ۱۳۹۶: ۲۵۶).

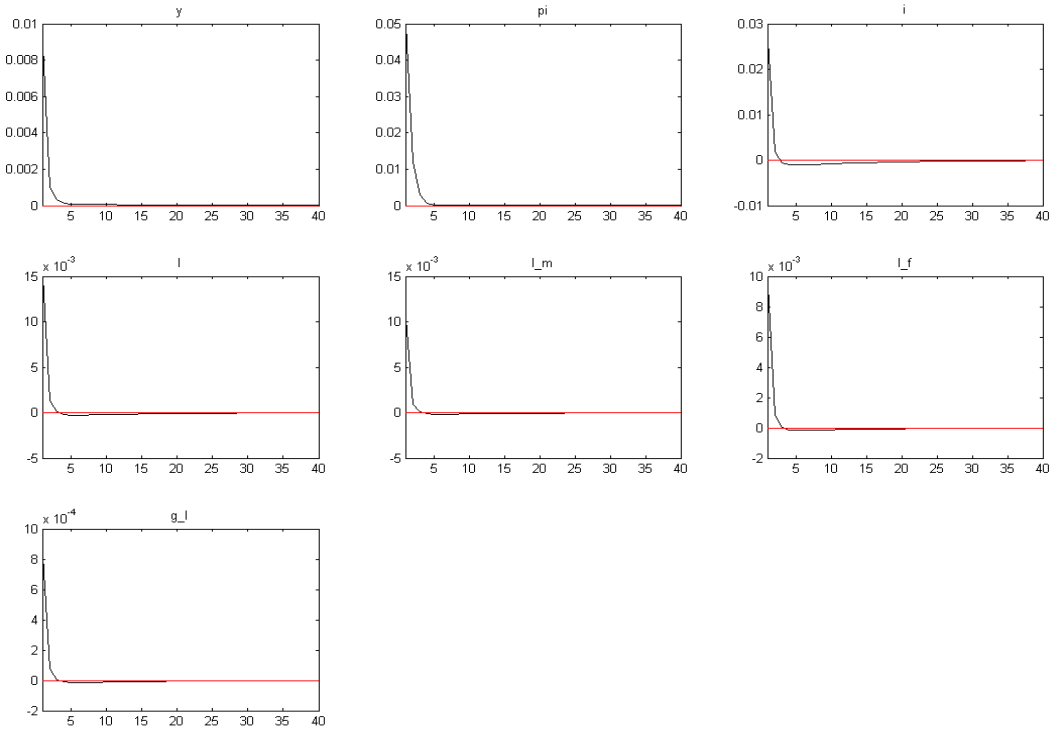
بررسی اثرات تکانه‌های مختلف بر پویایی‌های متغیرها

نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی، اثرات شوک‌های پولی و غیر پولی را به شرح زیر نشان می‌دهد.

افزایش نرخ رشد حجم پول u_t، به عنوان یک سیاست پولی، تقاضای کل را افزایش داده است. همان گونه که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، افزایش تقاضای کل، سبب افزایش سرمایه‌گذاری، تولید و تورم می‌شود. سرمایه‌گذاری پس از ۱۴ دوره، تولید و تورم نیز پس از ۵ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. این شوک باعث افزایش اشتغال مردان، زنان و اشتغال کل می‌شود. تأثیر این شوک بر نرخ رشد اشتغال مردان، بیش از زنان است که این باعث افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود و سطح نابرابری پس از ۲۰ دوره به وضعیت باثبات خود برمی‌گردد. اشتغال کل پس از ۶، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۱۰ و ۸ دوره به وضعیت باثباتشان برخواهند گشت. بخشی از نتایج فوق، مانند تأثیر سیاست پولی بر تولید کل، تورم و اشتغال، با نتایج مطالعه جوان و همکاران (۱۳۹۶: ۲۶۰)، و در بحث تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاری و تورم با مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۴) مشابه است.

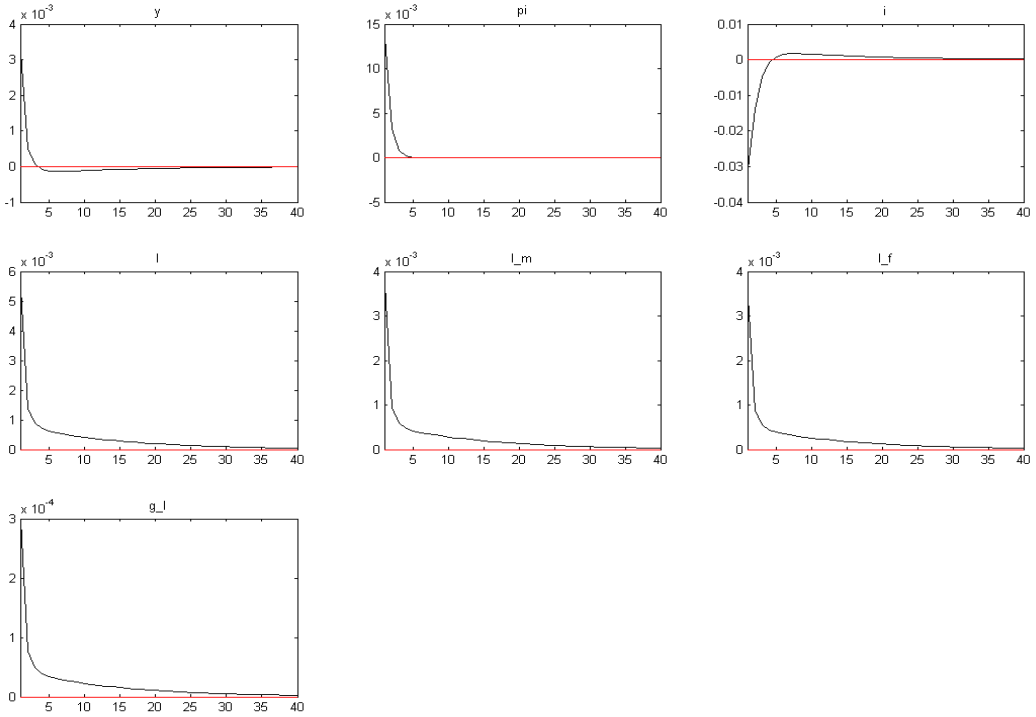
طبق نمودار (۴) سیاست مالی (افزایش g_t)، تقاضای کل را افزایش می‌دهد. تغییرات تقاضا نیز می‌تواند درآمد قابل تصرف، توزیع درآمد، اشتغال، سطح قیمت‌ها و سایر متغیرها را تحت تأثیر قرار دهد. این سیاست از طریق تأثیر بر تقاضای کل، منجر به افزایش سطح تولید و سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. افزایش مخارج دولت به دلیل اثر برون‌زایی باعث کاهش سرمایه‌گذاری شده است. سرمایه‌گذاری پس از ۲۵ دوره، تولید و تورم نیز به ترتیب پس از ۶ و ۸ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. سیاست مالی، افزایش اشتغال مردان و زنان و در نتیجه، اشتغال کل را به دنبال دارد، ولی تأثیر کمتری بر نرخ رشد اشتغال زنان نسبت به اشتغال مردان داشته، و در نتیجه نابرابری جنسیتی در بازار کار را افزایش داده و این متغیر پس از ۳۳ دوره به روند باثبات خود برمی‌گردد. اشتغال کل پس از ۳۴ دوره، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۳۵ و ۳۷ دوره به وضعیت باثباتشان برخواهند گشت. این نتایج تا حد زیادی از جمله تأثیر بر سرمایه‌گذاری، اشتغال و تولید کل، با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۲) مطابقت دارد.

درآمدهای نفتی، یکی از عوامل اثرگذار بر متغیرهای اقتصادی، از جمله تولید، تورم و اشتغال، در اقتصاد ایران می‌باشد. دولت درآمد نفت را از طریق نقدینگی به بازار تزریق می‌کند، که این امر، دو پیامد را به همراه دارد: ۱- افزایش نقدینگی و ۲- افزایش تقاضای بخش خصوصی و خانوار ها. با افزایش درآمدهای نفتی معمولاً دولت‌ها دستمزدها، پرداخت‌های انتقالی و اشتغال را افزایش داده و در مجموع، تقاضای کل را افزایش می‌دهند. طبق نمودار ۵، شوک نفتی منجر به افزایش تولید کل، تورم و سرمایه‌گذاری شده است. سرمایه‌گذاری پس از ۲۰ دوره، تورم و تولید نیز پس از ۵ دوره به وضعیت باثباتشان برمی‌گردند. این شوک اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل را افزایش می دهد با این توضیح که تأثیرش بر نرخ رشد اشتغال مردان بیش از اشتغال زنان می‌باشد و در مجموع سبب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار شده، و این متغیر پس از ۱۸ دوره به وضعیت باثبات خود باز می‌گردد. اشتغال کل پس از ۱۳ دوره، اشتغال مردان و زنان نیز به ترتیب پس از ۸ و ۶ دوره به وضعیت باثباتشان برخوهند گشت. بخشی از این نتایج، در خصوص تأثیر بر تولید و اشتغال کل، با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳: ۲۳۳) مطابقت دارد.



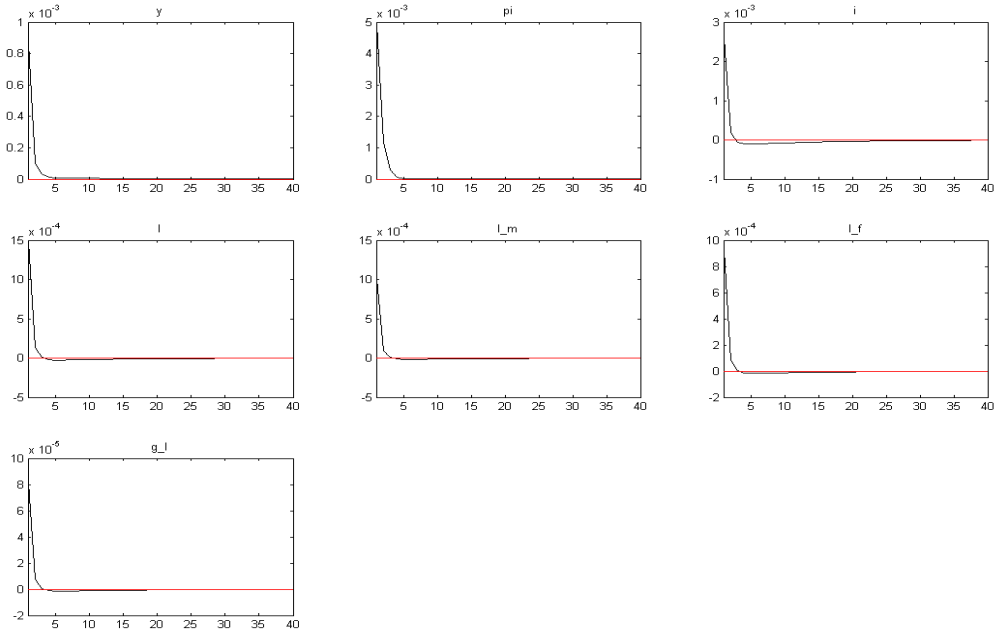
نمودار ۳. اثرات شوک پولی ۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ٤. اثرات شوک مخارج دولت

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار ۵. اثرات شوک نفتی

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج به دست آمده نشان می دهند که سیاست پولی، موجب افزایش تولید، اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل می گردد. این سیاست، نرخ رشد اشتغال زنان را کمتر از اشتغال مردان متأثر ساخته، موجب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود. بخشی از نتایج فوق، از جمله تأثیر این سیاست بر تولید و اشتغال، با نتایج مطالعات جوان و همکاران (۱۳۹۶) و اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مشابه است. همچنین سیاست مالی، تولید، اشتغال کل، اشتغال مردان و زنان را افزایش می‌دهد. ولی تأثیر این سیاست بر نرخ رشد اشتغال مردان بیش از اشتغال زنان بوده، در نتیجه موجب افزایش نابرابری جنسیتی در بازار کار می شود. بخشی از این نتایج مانند تأثیر سیاست مالی بر اشتغال کل و تولید با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. تکانه نفتی نیز مانند تکانه پولی و مالی، منجر به افزایش تولید، افزایش اشتغال زنان، مردان و افزایش اشتغال کل می شود. بخشی از این نتایج با نتایج مطالعه اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) مطابقت دارد. این شوک، در مجموع نابرابری جنسیتی در اشتغال را افزایش می‌دهد. الگوی طراحی شده در این مقاله، به برنامه‌ریزان و سیاست‌گذاران این آگاهی را می‌دهد که تمامی شوک‌های پولی، مالی و نفتی با وجود اینکه در مجموع اشتغال زنان، مردان و اشتغال کل را افزایش می دهند ولی شکاف جنسیتی در بازار کار را افزایش می‌دهند لذا دولت و برنامه‌ریزان می‌بایست با اعمال سیاست‌های مناسب و تعدیلات ساختاری، از قبیل افزایش آموزش زنان، کاهش نابرابری در استخدام زنان در مشاغل رسمی، بهبود و ایجاد تمهیدات عمومی (از قبیل ایجاد مراکز مراقبت از کودکان) و ایجاد امنیت در محیط کار برای زنان، عدم کارآیی‌های ناشی از این شوک‌ها را کاهش دهند. الگوی ارائه شده در این پژوهش، به برخی از جنبه‌های نابرابری جنسیتی پرداخت، لذا برای بررسی واقع‌گرایانه تر از اقتصاد ایران، به پژوهشگران جهت پژوهش‌های آینده پیشنهاد می‌شود که این الگو را گسترش داده، و جنبه‌های دیگری از نابرابری جنسیتی را مورد بررسی قرار دهند.

منابع

اسدزاده، احمد؛ میرانی، نینا؛ قاضی خانی، فروغ؛ اسمعیل درجانی، نجمه و هنردوست، عطیه (۱۳۹۶). "بررسی نقش اشتغال و تحصیلات زنان بر رشد اقتصادی ایران". *زن در توسعه و سیاست*، دوره ۱۵، شماره ۳، ۳۸۱-۳۵۹.

اسفندیاری، مرضیه؛ دهمرده، نظر و کاوند، حسین (۱۳۹۳). "بازار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، سال چهارم، شماره ۱، ۲۳۸-۲۱۷.

افشاری، زهرا و کاکاوند، سمیرا (۱۳۹۵). "اثر نابرابری جنسیتی بر رشد اقتصادی در ایران (با تأکید بر داده‌های پانل استانی)". *فصلنامه مطالعات زنان*، سال چهاردهم، شماره ۲، ۳۳-۷.

بهرامی‌نیا، ابراهیم؛ ابوالحسنی، اصغر و ابراهیمی، ایلناز (۱۳۹۷). "مدل تعادل عمومی پویای تصادفی نیوکینزی برای اقتصاد ایران با لحاظ بخش مسکن". *سیاست‌گذاری اقتصادی*، دوره بیستم، شماره ۱۰، ۱۰۲-۷۱.

توکلیان، حسین (۱۳۹۱). "بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران". *تحقیقات اقتصادی*، دوره چهل و هفتم، شماره ۳، ۲۲-۱.

توکلیان، حسین و صارم، مهدی (۱۳۹۶). "الگوهای DSGE در نرم‌افزار Dynare (الگوسازی، حل و برآورد مبتنی بر اقتصاد ایران)". تهران، *پژوهشکده پولی و بانکی*، اول، ۱۳۹۶.

جوان، موراشین؛ افشاری، زهرا و توکلیان، حسین (۱۳۹۶). "اثر اختلالات بازار کار بر پویایی های اقتصاد کلان در چارچوب یک الگوی کینزی جدید". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۸۴، ۲۶۵-۲۲۹.

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.

رحمانی، تیمور و کاوه، سپیده (۱۳۹۴). "آیا تبعیض جنسیتی عامل بازدارنده رشد اقتصادی کشورهاست؟". *تحقیقات اقتصادی*، دوره ۵۰، شماره ۳، ۶۱۶-۵۹۳.

صباغی، شهلا؛ زمانی، سمیرا؛ دل عظیمی، فریده؛ ابراهیمی، زهرا؛ یزدان‌طلب، مهناز؛ صادقی، فرشته و قارزی، زهره (۱۳۹۷). "گزیده های آماری، بهار ۱۳۹۷". تهران، وزارت تعاون، کار و رفاه اجتماعی، مرکز آمار و اطلاعات راهبردی.

علمی، زهرا و روستایی، خیزران (۱۳۹۳). "اثر توسعه بر مشارکت اقتصادی زنان در کشورهای منا با استفاده از روش پانل پروبیت کسری". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۴، شماره ۱۴، ۲۸-۱۱.

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.

Calvo, G. (1983). "Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.

Gaddis, I. & Klasen, S. (2014). "Economic Development, Structural Change, and Women's Labor Force Participation". *Journal of Population Economics*, *27*(3), 639-681.

Heintz, J. (2006). "Globalization, Economic Policy and Employment: Poverty and Gender Implications". *Geneva: International Labour Organization*, 1- 83.

Kaur, H. & Lechman, E. (2015). "Economic and Female Labor Force Participation–Verifaying the U-Feminization Hypothesis New Evidence for 162 Countries Over the Period 1990-2012". *Journal of Sciences Papers Economics Sociology*, 8(1), 90-101.

Khera, P. (2016). "Macroeconomic Impacts of Gender Inequality and Informality in India". *International Monetary Fund*, WP/16/16, 1-65.

Klasen, S. & Lamanna, F. (2009). "The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries". *Feminist Economics*, 15(3), 91-132.

Locarno, A. (2016). "Can Gender Equality

and Women's Empowerment Unlock Growth Potential in Europe*?"*. *Economic Challenges and Gender Inequality in Europe*. ID Number: 183481, 1-47.

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

Seguino, S. & Braunstein, E. (2019). "The Costs of Exclusion: Gender Job Segregation, Structural Change and the Labour Share of Income". *Development and Change*, 50(4), 976-1008.

Seguino, S. (2019). "Macroeconomic Policy Tools to Finance Gender Equality". *Development Policy Review*, 37(4), 504-525.

Uhlig, H. (1999). A Toolkit for Analyzing Nonlinear Dynamic Stochastic Models Easily, Computational Methods for the Study of Dynamic Economies". *Oxford, Oxford University Press*: 30-61.

Verick, S. (2014). "Female Labor Force Participation in Developing Countries". *(International Labour Organization, India, and IZA, Germany)*, PP 87-110.

Walsh, C. E. (2003). "Monetary Theory and Policy". *Cambridge and London: The MIT Press, Second Edition*.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۹۶-۸۳)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (83-96)

کنترل همزمان کسری بودجه و کسری تجاری در اقتصاد ایران با هدف رشد اقتصادی

فوژان تدین[۱]، *همایون رنجبر[۲]، مصطفی رجبی[۳]، مرتضی سامتی[٤]

۱. دانشجوی دکترای تخصصی رشته علوم اقتصادی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
۲. دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران
۳. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد خمینی شهر، اصفهان، ایران
۴. استاد گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/۸/۲٤ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱٤)

Optimal Control of the Budget Deficit and Trade Deficit on Iran's Economy; (Target: Economic Growth)

Fojan Tadayon[1], *Homayon Ranjbar[2], Mostafa Rajabi[3], Morteza Sameti[4]
1. Ph.D. Student in International Economics, University of Khorasghan, Isfahan, Iran
2. Associate Professor of Economics, University of Khorasghan, Isfahan, Iran
3. Assistant Professor of Economics, University of Khomine Shahr, Isfahan, Iran
4. Professor of Economics, University of Isfahan , Isfahan, Iran
(Received: 15/Nov/2019 **Accepted:** 4/March/2020**)**

چکیده:
در کشورهای در حال توسعه از جمله ایران تلاش می‌شود با اتخاذ سیاست کسری بودجه، کمبود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و سایر مشکلات را جبران نمایند. اتخاذ این سیاست مورد حمایت کینز و طرفدارنش است. آنها معتقدند آثار انبساطی کسری بودجه اقتصاد کلان را به سمت تعادل سوق می‌دهد. اما اگر سیاست کسری بودجه با در نظر نگرفتن عرضه کل اتخاذ شود، بدون از بین بردن رکود، موجب تورم و کسری تجاری بیشتر خواهد شد.
در تحقیق حاضر به منظور بررسی مسیر بهینه کسری بودجه و کسری تجاری در اقتصاد ایران، بر اساس طراحی مسیرهای بهینه متغیرهای اقتصادی طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷ از نظریه کنترل بهینه استفاده شده است. لذا با در نظر گرفتن رفتار پویای متغیرهای اقتصادی در کشور ابتدا دستگاه همزمانی در قالب الگو BP-IS-LM مطابق با نظریه‌های اقتصادی و با توجه به مبانی اقتصادسنجی از طریق روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای برازش می‌شود. پس از انجام آزمون‌های همجمعی و تعیین ضریب نابرابری تایل برای هر کدام از معادلات رفتاری، نتایج این برازش جهت سیاست‌گذاری در نظریه کنترل بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد.
نتایج بدست آمده از پژوهش حاضر نشان می‌دهد که اقتصاد ایران جهت رسیدن به سطح مطلوب متغیرهای هدف، نیازمند کنترل مخارج دولت خواهد بود و سیاست‌های مالی انقباضی نتایج بهتری در کنترل کسری‌های دوگانه خواهد داشت.

واژه‌های کلیدی: نظریه کنترل بهینه، کسری بودجه،کسری تجاری.
طبقه‌بندیJEL: E63، E52، C61.

Abstract:
Developing countries, including Iran, are trying to make up for the lack of private investment and other problems by trade deficit and budget deficit policies. These policies are supported by Keynes and his supporters. They believe that expansionary effects will shift the macroeconomic budget deficit to equilibrium. But if the budget deficit policy is adopted without considering the total supply, it will cause more inflation and trade deficit without eliminating the recession.
In this study, in order to investigate the optimal path of budget deficit and trade deficit in Iran's economy, based on the design of optimal paths of economic variables during the period of 1978-2017, an optimal control theory has been used.
Therefore, considering the dynamic behavior of economic variables in the country, the BP-IS-LM model is fitted according to economic theories and based on the econometric bases through the three-stage least squares method. The results of this estimate are used to policy in optimal control theory.
The results of this study indicate that Iran's economy will need to control the government expenditures to reach the desired level of target variables, and contractile financial policies will have better results in controlling twin deficits.

Key words: Optimal Control Theory، Budget Deficit , Trade Deficit.
JEL: E63, E52 , C61.

***نویسنده مسئول:** همایون رنجبر
E-mail: hranjbar@khuisf.ac.ir

*Corresponding Author: Homayon Ranjbar

۱- مقدمه

یکی از مشکلات اقتصادی کشورهای در حال توسعه از جمله ایران وجود همزمان کسری بودجه و کسری تجاری در دهه‌های اخیر است. گسترش فعالیت‌های دولتی و افزایش سهم دولت در اقتصاد کشور باعث شده که مخارج مصرفی و سرمایه‌گذاری دولت سهم عمده‌ای از تقاضای کل را به خود اختصاص دهد. در مقابل در سمت درآمدی دولت منابع درآمدی کافی برای پوشش مخارج گسترده خود را ندارد. نتیجه چنین فرایندی در این کشورها چیزی به غیر از ایجاد کسری بودجه مداوم و مستمر نخواهد بود. اگر دولت در چنین وضعیتی برای تأمین کسری بودجه خود به منابع بانکی اتکا نماید، سبب بروز تورم در اقتصاد خواهد شد و این عدم تعادل داخلی به بخش خارجی اقتصاد نیز منتقل می‌شود زیرا افزایش در مخارج دولت در سمت عرضه کل کشور به دلیل مشکلات ساختاری اقتصاد و بی‌کشش بودن عرضه کل، به افزایش چندانی در میزان عرضه منجر نمی‌شود. در سال‌های اخیر، اقتصاد ایران که به دلیل تحریم‌ها درآمد نفت کاهش پیدا کرد؛ با بروز کسری بودجه، دولت برای جبران آن اقدام به برداشت از صندوق ذخیره ارزی نمود و به این پدیده دامن زد.

به‌علاوه، جبران کسری تجاری با کاهش نرخ ارز رسمی به همراه کاهش خروج ذخایر بانک مرکزی منجر به کاهش ارزش پول داخلی شده و تورم را به همراه خواهد داشت. لذا با انباشت رقم بدهی‌های دولت کسری بودجه هم افزایش می‌یابد (ابوالحسن بیگی، ۱۳۹۸: ۵۵).

در مطالعات متعددی به وجود ارتباط دو طرفه کسری بودجه و کسری تجاری پرداخته شده است (فرح‌بخش و فرزین‌وش، ۱۳۸۸: ۱۸۱؛ هاشم‌زاده و ویلسون[1]، ۲۰۰۶: ۳۵۲؛ نیکل و وانس کین کیت[2]، ۲۰۰۸: ۹۳۵ و آنتزیولاتوس[3]، ۲۰۱۱: ۲۴۸). در اقتصاد ایران در سال‌هایی که نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی افزایش یافته، بر میزان نسبت کسری تجاری به تولید ناخالص داخلی نیز افزوده شده است که در مطالعات پیرامون وجود ارتباط کسری بودجه و کسری تجاری به آن پرداخته شده است (عظیمی و نوفرستی، ۱۳۹۴: ۱۴۵).

لذا لزوم کنترل همزمان کسری بودجه و کسری تجاری بر اساس سیاست‌های پولی و مالی مناسب احساس می‌شود. از سوی دیگر اغلب تحقیقات تجربی اقتصادی در مورد رفتار متغیرهای اقتصادی به مطالعه چگونگی رفتار این متغیرها در محدوده‌های تعادل می‌پردازند و پویایی‌های آنها در حرکت از یک نقطه تعادلی به نقطه دیگر کمتر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. در این تحقیق سعی می‌گردد اثرات همزمان کسری بودجه و کسری تجاری با توجه به ساختار اقتصاد ایران دیده شود.

بدین منظور رابطه تعادلی بلندمدت در طرف تقاضای کل اقتصاد در چارچوب مدل BP-IS-LM با وارد شدن معادله قیمت در طرف عرضه کل اقتصاد، سیستمی را جهت بررسی رفتار بلندمدت سیاست‌های اقتصادی فراهم نموده است. این دستگاه معادلات برای دوره ۱۳۹۱-۱۳۵۷ از طریق روش حداقل مربعات سه مرحله‌ای[4] برآورد و در حل نظریه کنترل بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد. سپس با طراحی مسیر بهینه مخارج مصرفی دولت (ابزار مالی) و حجم پول (ابزار پولی) در سناریوهای مختلف هدف مقاله تأمین شده است.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- مبانی نظری

موضوع کسری بودجه و کسری تراز تجاری از دهه ۱۹۵۰ در ادبیات اقتصادی مطرح شده است. این دوره‌ای است که در ایالات متحده کسری بودجه و کسری تجاری به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافت. ظهور این پدیده، برخی از اقتصاددانان را بر آن داشته است تا برخلاف کینز که بخش عمومی را برقرار کننده توازن می‌داند، از آن به عنوان عامل ایجاد کننده عدم توازن‌های کلان اقتصادی، در برخی کشورها یاد کنند. به دلیل وجود مشکلات خاصی همچون کمبود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، بدهی‌های خارجی، تورم‌های بسیار بالا، مشکلات تراز پرداخت‌ها و وجود بازارهای موازی ارز، این عدم توازن در کشورهای در حال توسعه به طور گسترده مشاهده می‌شود. در این کشورها تلاش می‌شود با اتخاذ سیاست کسری بودجه، کمبود سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و سایر مشکلات را جبران نمایند (برقعی و محمدی، ۱۳۹۷: ۵۰). اتخاذ این سیاست مورد حمایت کینز و طرفدارانش است. زیرا آنها معتقدند آثار انبساطی کسری بودجه اقتصاد

1. Hashemzadeh & Wilson (2006)
2. Nickel & Vansteenkiste (2008)
3. Antzoulatos (2011)
4. Three Stage Least Squares (3sls)

کلان را به سمت تعادل سوق می‌دهد. اما سیاست کسری بودجه اگر با در نظر نگرفتن عرضه کل اتخاذ شود، بدون از بین بردن رکود، موجب تورم و کسری تجاری بیشتر خواهد بود.

ارتباط مثبت بین کسری بودجه و کسری تجاری را می‌توان با استفاده از یک مدل ساده اقتصاد باز کینزی به دست آورد. تولید ناخالص داخلی در یک اقتصاد باز شامل این موارد است :

$$Y=C+I+G+X-M$$

که در آن: هزینه مصرفی بخش خصوصی (C)، هزینه سرمایه گذاری ناخالص داخلی (I)، هزینه های دولت (G)، خالص صادرات (X-M) می‌باشد.

از سوی دیگر تولید ناخالص داخلی برابر است با مجموع هزینه‌های مصرفی بخش خصوصی (C) پس‌انداز (S) و مالیات‌ها (T).

$$Y=C+S+T$$

بنابراین:

$$(X-M) = (S-I) + (T-G)$$

$TD= (M - X)$: کسری تجاری

$BD= (G - T)$: کسری بودجه

$SD = I - S$: کسری پس‌انداز

رابطه فوق نشان می‌دهد که خالص صادرات برابر با مجموع پس‌انداز بخش خصوصی و دولتی است[1].

با فرض اینکه دولت کسری و مازاد بودجه نداشته باشد (T-G=0) و پس‌انداز خصوصی داخلی نیز برابر با سرمایه‌گذاری خصوصی داخلی باشد (S-I=0)، رابطه نشان می‌دهد که خالص صادرات نیز برابر با صفر است (X-M =0).

در چنین شرایطی کسری تجاری یا مازاد تجاری وجود ندارد. در نتیجه پیش‌بینی می‌شود که در یک اقتصاد بسته، میزان پس‌انداز داخلی با سرمایه‌گذاری داخلی برابر باشد. در حالی‌که در یک اقتصاد باز که امکان دسترسی به بازارهای مالی بین‌المللی وجود دارد، ممکن است تعادل برقرار نباشد.

در ادبیات اقتصادی سه دیدگاه نظری عمده "نئوکلاسیک، کینزی و ریکاردویی" در این ارتباط وجود دارد. این سه دیدگاه نظری از بعد فروض و نتایج با یک دیگر اختلاف نظرهایی دارند. در دیدگاه نئوکلاسیک، وجود کسری‌های بودجه عاملی مضر برای اقتصاد شمرده می‌شود و به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی آسیب می‌رساند. در مقابل در دیدگاه کینزی نه تنها ضرورتاً صدمه‌ای بر عملکرد اقتصاد وارد نمی‌سازد بلکه در شرایطی حتی به سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی مدد می‌رساند. هر دو دیدگاه درباره نحوه تأثیر و نتیجه نهایی کسری‌های بودجه بر نرخ ارز و کسری‌های بخش تجارت خارجی با یکدیگر وحدت نظر دارند. دیدگاه سوم که از آن به عنوان "نظریه برابری ریکاردویی" یاد می‌شود و مبنایی برای مقایسه شمرده می‌شود وجود هرگونه تأثیر از سوی کسری‌های بودجه دولت بر متغیرهای مصرف و سرمایه‌گذاری در بخش داخلی و نرخ ارز و کسری حساب جاری در بخش خار جی را نفی می‌کند.

به طور کلی هدف اساسی اقتصاد هر کشور رشد و توسعه پایدار به مفهوم تعادل داخلی (سطح متعادل بیکاری) و تعادل خارجی (تعادل تراز پرداخت‌ها) است. بنابراین با در نظر گرفتن تأثیر متقابل بخش داخلی و خارجی اقتصاد، هرگونه سیاست اقتصادی باید با در نظر گرفتن این ارتباط متقابل اتخاذ گردد[2].

از جمله عوامل مؤثر بر تراز پرداخت‌ها (به عنوان یک متغیر کلان اقتصادی) – درآمد ها، مخارج و کسری بودجه دولت است. رشد کسری های مالی و در نتیجه افزایش بدهی های دولت، توجه بسیاری از سیاست‌گذاران بازار مالی را به خود جلب کرده است. برخی از اقتصاددانان کسری بودجه دولت را باعث بسیاری از مشکلات اقتصادی نظیر سرمایه گذاری اندک، نرخ بهره واقعی بالا، عدم تعادل تراز پرداخت‌ها و ... می‌دانند و در مقابل گروهی دیگر چون کینز، ایجاد کسری در بودجه دولت از طریق سیاست های مالی انبساطی را زمینه رونق و برطرف کننده رکود و بیکاری می‌دانند. ایران به دلیل ساختار درآمدی موجود و اتکا به درآمد نفتی در بسیاری از سال‌ها شاهد کسری بودجه دولت به عنوان جزئی جدایی‌ناپذیر از بودجه‌های دولتی بوده است. از سوی دیگر در کشورهای توسعه نیافته و در حال توسعه مانند ایران قسمت عمده فعالیت اقتصادی در دست دولت است (عظیمی و نوفرستی، ۱۳۹۴: ۱۵۶).

۲-۲- پیشینه تحقیق

بررسی مبانی نظری و مطالعات تجربی در سایر کشورها در زمینه ارتباط بین کسری حساب جاری با بودجه دولت و نرخ ارز، حاکی از نتایج متفاوت و حتی متضاد در زمینه این ارتباط است. (فخرحسینی، ۱۳۹۳: ۹۴۳؛ عظیمی و نوفرستی، ۱۳۹۴: ۱۴۸؛ حاج امینی و همکاران، ۱۳۹۵: ۳۰؛ آلگیری[3]، ۲۰۱۳:

۱. برانسون (۱۳۸۶: ۵۰۳-۵۲۹)

2. Algiori (2013)
3. Algieri (2013)

۲۴۰؛ فورت و مگ زینو[1]، ۲۰۱۳: ۲۹۵؛ اکانبی و همکاران[2]، ۲۰۱۸: ۱۰۵۵؛ مک فارلن و همکاران[3] ۲۰۱۸: ۱۶۷۸).

برخی از الگوها هر گونه ارتباط مثبت و معنی‌دار بین کسری بودجه و کسری تراز حساب جاری در بلندمدت را رد می‌کنند که تأیید نظریه ریکاردویی است. طبق این دیدگاه در شرایط اقتصاد باز و کشور کوچک، کسری بودجه ایجاد شده، از طریق کاهش مالیات سبب افزایش متناسب در پس انداز خصوصی می‌شود.

اگر دولت مالیات‌ها را بدون چشم‌انداز کاهش مخارج در آینده کاهش دهد، خانوارها می‌دانند دولت در آینده مجبور به افزایش مالیات‌ها خواهد شد تا هم کاهش اولیه را جبران کنند و هم اصل و فرع بدهی‌هایش را بپردازد. از آنجا که مصرف کننده عقلایی تصمیمات مصرفی را براساس درآمد دوره زندگی اتخاذ می‌کند و این مسئله به ارزش فعلی هزینه های دولتی –و نه زمان‌بندی جمع‌آوری مالیاتی– بستگی دارد. لذا کاهش در پس‌انداز دولت با افزایش پس‌انداز بخش خصوصی خنثی می‌شود و پس انداز ملی و نرخ بهره تغییری نمی‌کند. در نظر خانوارها کل بدهی مالیاتی مورد انتظار بخش خصوصی تغییر نمی‌کند پس خانوارها مصرف خود را افزایش نخواهند داد و تمام صرفه‌جویی ناشی از کاهش مالیات، پس‌انداز خواهد شد. در اقتصاد باز کاهش مالیات‌ها بر موازنه حساب جاری تأثیر ندارد، زیرا پس‌انداز بخش خصوصی به اندازه کافی افزایش می‌یابد تا نیازی به اخذ وام از خارج نباشد. پس کسری بودجه به کسری حساب جاری منجر نمی‌شود (بارو[4]، ۱۹۷۷: ۱۱۰).

گروه دیگری از مبانی حاکی از ارتباط قوی بین کسری بودجه دولت و کسری حساب جاری است، که صحت نظریه نئوکلاسیک، کینزی و دیدگاه متعارف را اثبات می‌کند. طبق الگوی نئوکلاسیک در شرایط اقتصاد باز و کشور کوچک، کسری بودجه کاهش سطح مطلوبیت افراد در بلندمدت را در پی دارد. وضع مالیات با کاهش درآمد قابل تصرف از یک طرف مصرف را کاهش می‌دهد و از طرف دیگر با توجه به افزایش ثروت ناشی از کسری بودجه (بدهی دولت) موجب کاهش پس‌انداز و انباشت سرمایه می‌شود و برای برقراری مجدد تعادل، نرخ بهره افزایش می‌یابد تا پس‌اندازهای اضافی را جذب کند. کسری بودجه فشاری در جهت افزایش نرخ‌های بهره داخلی ایجاد می‌کند که نتیجه آن ورود سرمایه‌های خارجی و افزایش اخذ وام از خارج خواهد بود. ورود سرمایه های خارجی به افزایش ارزش پول کشور (در نظام های نرخ ارز شناور) منجر می‌شود و موجب کاهش قدرت رقابت در بازارهای جهانی و کسری تراز تجاری می‌شود (دیموند[5]، ۱۹۶۵: ۱۱۳۵).

در دیدگاه کینزی از آنجا که بدهی دولت (کسری بودجه) به بخش خصوصی نوعی ثروت است، فروش اوراق قرضه به منظور تأمین مالی کسری بودجه، ثروت بخش خصوصی و مصرف را افزایش می‌دهد. افزایش مخارج دولت منحنی IS را به سمت بالا منتقل می‌کند. از طرف دیگر در اثر افزایش ثروت (ناشی از بدهی دولت) تقاضای پول افزایش می‌یابد و در صورت ثابت بودن عرضه پول، قیمت و نرخ بهره زیاد می‌شود و موجبات انتقال منحنی LM به سمت چپ را فراهم می‌سازد. افزایش نرخ‌های بهره داخلی موجب ورود سرمایه خارجی، افزایش ارزش پول کشور، از دست دادن قدرت رقابت با کالاهای خارجی و در نهایت بدتر شدن خالص حساب جاری می‌شود[6].

۳- روش شناسی

طرف تقاضای اقتصاد در چارچوب مدل IS-LM -BP و سمت عرضه نیز از طریق معادله قیمت، سیستمی را به وجود می‌آورند که در چارچوب آن به صورت همزمان رفتارهای بلندمدت متغیرها مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. جدول (۱) و جدول(۲) به ترتیب بیانگر معادله‌های ساختاری و متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش است.

الگوهای اقتصادی کینزی‌های جدید از طریق نرخ بهره، تعادل در بخش‌های حقیقی، پولی و خارجی را ایجاد می‌نمایند. نرخ بهره‌ای که از طریق تعادل بازار پول تعیین شده در بخش حقیقی تعیین کننده میزان سرمایه‌گذاری و در بخش خارجی به صورت مستقیم و غیرمستقیم تعیین کننده تراز پرداخت‌ها خواهد بود. افزایش درآمد که خود از طریق اصولی چون اصل شتاب بر سرمایه‌گذاری مؤثر می‌باشد، باعث افزایش میزان مصرف و افزایش مجدد درآمد خواهد شد. افزایش درآمد بر تقاضای معاملاتی پول در بازار پول و بر واردات در بازار خارجی و قیمت‌ها در طرف عرضه اقتصاد اثر خواهد گذاشت. اثرات متقابل متغیرها سیستم همزمانی را کامل نموده و ضرایب

1. Forte & Magazzino (2013)
2. Akanbi et al. (2018)
3. McFarlane et al. (2018)
4. Barro (1977)
5. Diamond (1965)
۶. تقوی و آزادمهر (۱۳۸۴) و تقوی و محمدی (۱۳۹۰)

ساختاری لازم در این تحقیق را نشان می‌دهند.

جدول ۱. معرفی الگوی ساختاری مورد استفاده در تحقیق

معادله	معادلات ساختاری (معادلات حالت)
۱	$GDP_t = (\frac{\alpha_{10}+\alpha_{20}+\alpha_{30}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}}) + \frac{\alpha_{13}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} M2_t + \frac{\alpha_{14}+\alpha_{23}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} G_t + \frac{\alpha_{22}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} RM_t + \frac{\alpha_{33}+\alpha_{23}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} CPI + \frac{\alpha_{21}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} I_{t\ 1} + \frac{\alpha_{11}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} C_{t\ 1} + \frac{\alpha_{31}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} G_{t\ 1} + \frac{\alpha_{25}}{1\ \alpha_{25}\ \alpha_{32}\ \alpha_{12}} GDP_{t\ 1}$
۲	$RM_t = \frac{(\alpha_{70}\ \alpha_{90})}{(\alpha_{92}\ \alpha_{72})} + \frac{(\alpha_{71}\ \alpha_{91})}{(\alpha_{92}\ \alpha_{72})} M2_{(1)} + \frac{\alpha_{73}}{(\alpha_{92}\ \alpha_{72})} TT + \frac{\alpha_{93}}{(\alpha_{92}\ \alpha_{72})} GDP_t$
۳	$TT_t = \alpha_{60} + \alpha_{65} D(TT_t) + \alpha_{63} IM_t + \alpha_{62} IX_t + \alpha_{64} GDP_t + \alpha_{123} RM_t + \alpha_{126} E1_t + \alpha_{61} D(DBG_t)$
۴	$DBG_t = \alpha_{50} + \alpha_{131} D(DBG) + \alpha_{51} M2_t + \alpha_{52} G_t + \alpha_{53} CPI_t + \alpha_{135} GDP_t$
۵	$G_t = \alpha_{30} + \alpha_{31} G_{t\ 1} + \alpha_{32} GDP_t + \alpha_{33} CPI_t$

جدول ۲. معرفی متغیرهای مورد استفاده در الگو ساختاری

متغیرهای درون‌زا	متغیرهای برون‌زا
C_{tn} : مخارج مصرفی بخش خصوصی	X_{tn} : صادرات
I_{tn} : سرمایه‌گذاری کل اقتصاد	$E1$: نرخ ارز رسمی
GDP_{tn} : تولید ناخالص داخلی	$DAMT$: متغیر مجازی برای سال‌های تحریم
G_{tn} : مخارج مصرفی دولت	$D(GDP)_t$: تغییرات در تولید ناخالص داخلی
IM_{tn} : واردات	
$M2_t$: نقدینگی	
DBG : کسری بودجه	
CPI_t : شاخص قیمت کالا وخدمات	
RM_t : نرخ بهره	
TT_t : تراز پرداخت‌ها	

قابل ذکر است در جدول (۱)، معادله(۱) بر اساس تعادل در بخش حقیقی اقتصاد خلاصه شده است و معرف نمودار IS می‌باشند. جای‌گذاری این معادلات در رابطه تعادلی فرم خلاصه شده بخش حقیقی اقتصاد می‌باشد. معادله (۲) منطبق بر بازار پول و نمودار LM می‌باشند که در آن تقاضای پول، تابعی غیرمستقیم از نرخ بهره و عرضه پول، تابعی از نرخ بهره، و تولید می‌باشد. در هر دو معادله نرخ بهره به عنوان عامل مؤثر بر عرضه و تقاضای پول معرفی شده است.

معادله (۳) معرف تراز پرداخت‌ها و نمودار BP است. متغیر وابسته این معادله در مقادیر مثبت بیانگر مازاد تراز پرداخت‌ها است که تابعی از کسری بودجه با توجه به مدل ماندل-فلیمینگ خواهد بود. در معادله (۴) کسری بودجه به دلیل روش تأمین مالی آن و اثر آن بر بازار پول تابعی از نقدینگی در نظر گرفته شده است[۱]. در معادله (۵) مخارج دولت تابعی از تولید و

۱. توسعه مالی از طریق میزان افزایش یافته حجم پول، کسری بودجه را

شاخص قیمت در نظر گرفته شده است. رابطه قیمت است که به جهت نشان دادن رفتار بخش تولید در الگو وارد می‌گردد. در این رابطه شاخص قیمت کالاها تابع مستقیمی از نقدینگی و تغییرات تولید در نظر گرفته شده است. تحولات متغیر نرخ ارز رسمی در اقتصاد ایران، از طریق تأثیر بر انتظارات تورمی عاملان اقتصادی منعکس شده در تشکیل قیمت‌ها خواهد بود. در نهایت، رابطه شاخص قیمت در تمام الگو وارد شده است.

٤- داده‌ها و نتایج مدل

در این تحقیق داده‌های سری زمانی اقتصاد کلان ایران در دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷ و متغیرهای مورد نیاز براساس حداکثر اطلاعات موجود و به صورت واقعی مورد استفاده قرار گرفته‌اند. داده‌های مورد نیاز از طریق ترازنامه بانک مرکزی و گزارش‌های اقتصادی و سالنامه سازمان مدیریت و برنامه‌ریزی و همچنین از طریق سایت بانک مرکزی (برای سال‌های مختلف) جمع‌آوری شده است.

٤-١- انطباق الگوی اقتصادسنجی جهت استفاده در کنترل بهینه

آزمون‌های مربوط به متغیرهای سری زمانی همچون مانایی، همجمعی به همراه آزمون مربوط به خوبی برازش معادلات سیستم همزمان «ضریب نابرابری تایل» برای هر کدام از معادلات رفتاری انجام گرفت. برازش الگو با استفاده از حداقل مربعات سه مرحله‌ای و با توجه به آزمون‌های انجام شده بیانگر قدرت توضیح دهندگی بالای الگو و مناسب بودن آن برای سیاست‌گذاری می‌باشد. درادامه با استفاده از نظریه کنترل بهینه بررسی فرضیه‌های اصلی و فرعی تحقیق حاضر، در چارچوب شش سناریو متفاوت مورد آزمون قرار گرفت.

از آنجایی که محدودیت مسئله کنترل بهینه، ناشی از الگو ساختاری اقتصاد کلان به عنوان یک الگو پویای دینامیکی خطی با یک تأخیر مطرح است، پس، حل مسئله کنترل، با حل مجموعه‌ای از معادلات تفاضلی مرتبه اول خواهد بود.

لذا به این منظور با جای‌گذاری معادلات متغیرهای کنترل در معادلات متغیرهای هدف جدول ۱ در فرم خلاصه شده زیر جهت حل مسئله کنترل بهینه بازنویسی می‌شود.

با توجه به اینکه متغیرهای کنترل در این تحقیق مخارج مصرفی بخش دولتی G_{tn} و نقدینگی $M2_{tn}$ می‌باشد، الگوی پیشنهادی برای اقتصاد ایران به عنوان محدودیت برای مسئله کنترل به شکل زیر خواهد بود:

(۶)

$$GDP_t = (\alpha_{100} + \alpha_{102}\alpha_{110} + \alpha_{104}\alpha_{30}) + \alpha_{101}M2_t + (\alpha_{103} + \alpha_{104}\alpha_{143})CPI_t + \alpha_{105}C_{t-1} + \alpha_{106}I_{t-1} + \left[(\alpha_{107} + \alpha_{104})\alpha_{31} - \alpha_{107}\right]G_{t-1} + \alpha_{108}GDP_{t-1} + \left[(\alpha_{104})\alpha_{142} + \alpha_{102}\alpha_{113}\right]GDP + \alpha_{102}\alpha_{114}R_{t-1} + \alpha_{102}\alpha_{111}M2_{t-1} + \alpha_{102}\alpha_{112}TT_t$$

$$TT_t = (\alpha_{120} + \alpha_{123}\alpha_{110}) + (\alpha_{121} + \alpha_{123}\alpha_{112})TT_t - \alpha_{121}TT_{t-1} + (\alpha_{122} + \alpha_{123}\alpha_{113})GDP_t + \alpha_{124}IM_t + \alpha_{126}IX_t + \alpha_{127}E1_t + \alpha_{128}DBG_t - \alpha_{128}DBG_{t-1} + \alpha_{123}\alpha_{111}M2_{t-1} + \alpha_{123}\alpha_{114}R_{t-1}$$

$$DBG_t = (\alpha_{130} + \alpha_{132}\alpha_{140}) + (\alpha_{133} + \alpha_{132}\alpha_{143})CPI_t - \alpha_{131}D(BDG)_t + (\alpha_{132}\alpha_{141})G_{t-1} + (\alpha_{135} + \alpha_{132}\alpha_{142})GDP_t$$

سیستم جدول (۱) در قالب معادله ماتریسی (۷) در حل مسئله کنترل بهینه مورد استفاده قرار گرفته است:

(۷)

$$X_t = A_0 X_t + A_1 X_{t-1} + B_1 U_{t-1} + C_1 Z_t$$

بنابراین:

(۸)

$$A_0 = \begin{array}{c} \\ GDP_t \\ TT_t \\ DBG_t \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccc} GDP_t & TT_t & DBG_t \end{array} \\ \begin{bmatrix} ۰/۰۹ & ۰/۰۰۱ & ۰ \\ ۰/۳۵ & ۰/۴۸ & -۰/۲۷ \\ -۰/۱۹ & ۰ & ۰/۳۴ \end{bmatrix} \end{array}$$

$$A_1 = \begin{array}{c} \\ GDP_t \\ TT_t \\ DBG_t \end{array} \begin{array}{c} \begin{array}{ccc} GDP_{t-1} & TT_{t-1} & DBG_{t-1} \end{array} \\ \begin{bmatrix} ۱/۵۷ & ۰ & ۰ \\ ۰ & -۰/۴۸ & ۰/۲۷ \\ ۰ & ۰ & -۰/۳۴ \end{bmatrix} \end{array}$$

$$\begin{array}{cc} M2_{t-1} & G_{t-1} \end{array}$$

کاهش و از طریق کاهش نرخ بهره منجر به افزایش کسری یا کاهش مازاد تراز پرداخت‌ها می‌گردد.

$$B_1 = \begin{matrix} GDP_t \\ TT_t \\ DBG_t \end{matrix} \begin{bmatrix} ۰/۰۰۴ & ۰/۰۰۹۸ \\ -۰/۰۰۴ & ۰ \\ ۰ & ۰/۰۲ \end{bmatrix}$$

$$C = \begin{matrix} GDP_t \\ TT_t \\ DBG_t \end{matrix} \begin{bmatrix} \alpha & M2_t & CPI_t & C_{t-1} & I_{t-1} & RM_{t-1} & IM_t & IX_t & E1_t \\ ۷۱/۶۹ & ۰/۰۲ & ۰/۰۵ & ۰/۰۴ & -۰/۰۳ & -۱/۲۱۶ & ۰ & ۰ & ۰ \\ -۱۴۱۳/۰۵ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۱/۳۱ & -۰/۰۹ & ۰/۰۶ & ۰/۰۵ \\ ۱۰۱۱/۰۰۲ & -۰/۰۲ & ۰/۰۰۰۷ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ & ۰ \end{bmatrix}$$

نتیجه این انطباق بدست آوردن ماتریس‌های ضرایب A ,B ,C به همراه مشخص نمودن متغیرهای هدف و کنترل خواهد بود. به گونه‌ای که از حل معادله ۸ بر حسب X_t معادله زیر حاصل خواهد شد:

(۹)

$$X_t = A\ X_{t-1} + B\ U_{t-1} + C\ Z_t \ , \ |A| \neq 0$$

که در آن،

$$A = (I_A_0)^{-1} A_1, B = (I_A_0)^{-1} B_1,$$
$$C = (I_A_0)^{-1} C_1$$

می‌باشد. در نهایت، رابطه ۹ به عنوان محدودیت ساختاری در حل مسئله کنترل بهینه مورد استفاده قرار گرفته شده است.

مقدار مطلوب برای هر متغیر توسط یک نرخ رشد ثابت خطی و مداوم تعیین می‌شود که نرخ آن می‌تواند براساس اهداف تعیین شده در برنامه‌های توسعه اقتصادی یا بر مبنای رشد متوسط متغیر در دوره زمانی مورد نظر بدست آید[1].

در تحقیق حاضر این مقدار بر مبنای نرخ رشد متوسط در طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷ بدست آمده است که با نرخ در نظر گرفته شده برای این متغیرها در برنامه‌های توسعه ایران مطابقت می‌نماید (جدول ۳).

جدول ۳. نرخ رشد در نظر گرفته شده برای متغیرهای کنترل و وضعیت در طی سال‌های ۱۳۹۶-۱۳۵۷

متغیرهای وضعیت	GDP_t	C_t	I_t	TT_m	RM_t	CPI_t	DBG_t
نرخ رشد متوسط	٪۱۱	٪۲۰	٪۶	٪۴	٪۱	٪۱۹	٪۱۳
متغیرهای کنترل	Gt	Mlt					
نرخ رشد متوسط	٪۱۲	٪۱۰					

مأخذ: محاسبات محقق

۵- بحث و نتیجه‌گیری

۵-۱- تحلیل عملکرد سیاست‌های اقتصاد ایران از روش کنترل بهینه

در اغلب کشورهای در حال توسعه سیاست‌گذاران پولی به نوعی وابسته به سیاست‌گذاران مالی بوده و هنگام گسترش مخارج دولت آنها را حمایت نموده‌اند. این حمایت‌ها باعث می‌گردد که این کشورها تورم‌های بالا را به لحاظ انباشت کسری‌های مداوم بودجه، تجربه نمایند. گرچه سیاست‌گذاران هیچگاه طرفدار چنین وضعیتی نیستند؛ لذا سعی در کنترل آن نموده که باعث نوسانات شدیدی در رشد اقتصادی می‌گردد تا اهداف کلان اقتصادی در هر زمان تحت تأثیر سیاست‌هایی قرار گیرند که جهت کنترل هر یک از متغیرها اتخاذ شده‌اند و این سؤال نیز همیشه مطرح بوده است که "کدامیک از این سیاست‌ها کاراتر از دیگری می‌باشد و آیا ترکیبی از آنها نتایج مؤثرتری بدست می‌دهند؟"

بر این اساس در پژوهش حاضر با بکارگیری سیستم پویای مطرح شده (جدول ۱) مبتنی بر اهداف اقتصادی؛ یعنی تولید ناخالص داخلی، تراز پرداخت‌ها و کسری بودجه، وضعیت‌های مختلفی، با تغییر وزن‌های ماتریس ضرایب R جهت کنترل

1. Pindyck (1973)

ابزار، در قالب چهار سناریو بررسی شده است. از این چهار سناریو کاراترین عملکرد سیاست پولی و مالی انتخاب شده و سپس بر اساس آن دو سناریو دیگر بر اساس تغییر وزن در ماتریس Q طراحی شده؛ این سناریوها ضمن بررسی اهداف پژوهش حاضر شرایط لازم جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق را نیز فراهم می‌آورد. در این سناریوها مخارج مصرفی دولت به عنوان نماینده ابزار سیاست‌گذار مالی و نقدینگی به عنوان نماینده ابزار سیاست‌گذار پولی جهت رسیدن به هدف انتخاب گردیده‌اند. لازم به ذکر است که انتخاب کاراترین عملکرد مخارج مصرفی دولت و نقدینگی بر اساس هزینه اجتماعی تحمیل شده به جامعه توسط هر سناریو برای اهداف در نظر گرفته می‌شود.

در سناریو اول همه متغیرهای حالت و کنترل، دارای اهمیت یکسان از نظر سیاست‌گذار هستند. در واقع کنترلی از سوی سیاست‌گذاران بر متغیرهای سیاستی اعمال نشده و متغیرها مسیر واقعی خود را در طول زمان طی می‌نمایند. در ادامه، به منظور بررسی کارایی سیاست‌های پولی و مالی سه سناریو دیگر مطرح شده‌اند. سناریو دوم با کنترل ابزار سیاست مالی در مسیر مطلوب از طریق توجه اندک به نقدینگی سعی در کنترل متغیرهای حالت دارد و در سناریو سوم، تمرکز کنترل بر روی سیاست پولی آثار آن بر متغیرهای حالت مشاهده می‌گردد.

علاوه بر این سناریوی چهارم جهت بررسی کارایی سیاست‌های ترکیبی مطرح گردیده است. با تمرکز کنترل بر روی هر دو ابزار کنترلی سعی شده متغیرهای حالت به سمت مسیر مطلوبشان حرکت نمایند.

قابل ذکر است، در هر کدام از این سناریوها به منظور مقایسه بهتر نتایج ضرایب اهمیت وزنی مربوط به متغیرهای حالت (هدف) یکسان در نظر گرفته شده و تنها با تغییر ضرایب وزنی در مورد متغیرهای کنترلی (در ماتریس R) سناریوهای متفاوت طراحی شده‌اند.

سپس با انتخاب سناریو بین سناریوهای ۲ تا ۴ کاراترین عملکرد سیاست پولی و مالی انتخاب شده و براساس آن دو سناریو دیگر نوشته می‌شود به گونه‌ای که سناریو ۵ و سناریو ۶ و بهترین سناریو بین سناریوهای ۲ تا ۴، شرایط لازم جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق را فراهم می‌کنند. هدف از این سناریوها کنترل همزمان و مجزای کسری بودجه و کسری تجاری به هنگام اجرای کاراترین عملکرد سیاست پولی و مالی با تأکید بر تولید ناخالص داخلی می‌باشد.

۵-۲- بررسی عملکرد سیاست‌های پولی و مالی و سیاست‌های ترکیبی بر کسری‌های دوگانه

با توجه به موارد فوق، هدف از بررسی عملکرد سیاست‌های اقتصادی در ایران به نحوی که متغیرهای هدف (از جمله تولید ناخالص داخلی، تراز پرداخت‌ها، کسری بودجه) کمترین انحراف از مسیر مطلوب خود را داشته باشند. معیار بررسی عملکرد سیاست‌ها بر اساس هزینه اجتماعی اتفاق افتاده در هر سناریو می‌باشد که با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود:

$$\sum(x-\bar{x})^2+\sum(u-\bar{u})^2 \qquad (۱۰)$$

لذا به این منظور در هر سناریو مجموع مجذور انحراف متغیرهای هدف از مسیر مطلوب‌شان در جدول (۴) و(۵) ارائه شده است.

در بررسی عملکرد سیاست‌ها سناریو ۲ تا ۴ با سناریو ۱ (عدم سیاست‌گذاری) مقایسه می‌شود. هرچه هزینه اجتماعی رسیدن به اهداف اقتصادی کمتر باشد آن سناریو بهتر عمل کرده است.

مطابق با نتایج ارائه شده در جدول (۴) عملکرد سیاست ترکیبی در سناریو ۴ بهتر است. به عبارت دیگر کنترل همزمان مخارج مصرفی دولت و نقدینگی بر روی مسیر مطلوبش اثر بهتری بر کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها داشته و توانسته کنترل بهتری بر کسری‌های دوگانه داشته باشد. از طرفی کنترل همزمان کسری بودجه و کسری تجاری باعث شده تولید از مسیر مطلوبش کمترین انحراف را داشته باشد.

مقایسه نتایج حاصل از اعمال سناریو چهارم (ترکیب سیاست‌های پولی و مالی و کنترل همزمان کسری‌های دوگانه) در مقایسه با نتایج سناریو اول (عدم کنترل بر متغیرها) بیان می‌کند که مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه تراز پرداخت‌ها از مسیر مطلوبش به میزان ۱۰۷۸/۲۳ میلیون دلار کاهش یافته و از ۱۰۸۵/۴۱ به ۷/۱۸ میلیون دلار رسیده است.

مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه کسری بودجه از مسیر مطلوبش به میزان ۶۸/۸۹ میلیارد ریال کاهش یافته و از ۷۳/۶۸ به ۴/۷۹ میلیارد ریال رسیده است.

همچنین مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه تولید ناخالص داخلی از مسیر مطلوبش به میزان ۴۶۰/۲۹ میلیارد ریال کاهش یافته و از ۹۱/ ۴۶۷ به ۷/۶۲ میلیارد ریال رسیده است.

در ادامه به منظور فراهم آوردن شرایط بررسی فرضیه‌های تحقیق دو سناریو دیگر تعریف خواهد شد که به بررسی مجزای کسری بودجه (سناریو ۵) و کسری تجاری (سناریو ۶) در بهترین حالت عملکرد سیاست‌های اقتصادی یعنی سیاست ترکیبی پرداخته خواهد شد (جدول۵).

مقایسه نتایج حاصل از اعمال سناریو ششم (ترکیب سیاست‌های پولی و مالی و کنترل مجزای تراز پرداخت‌ها) در مقایسه با نتایج سناریو اول (عدم کنترل بر متغیرها) بیان می‌کند که مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه تراز پرداخت‌ها از مسیر مطلوبش به میزان ۱۰۴۳/۹۱ میلیون دلار کاهش یافته و از ۱۰۸۵/۴۱ به ۴۱/۵۰ میلیون دلار رسیده است. مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه کسری بودجه از مسیر مطلوبش به میزان ۲۸/۶۴ میلیارد ریال کاهش یافته و از ۷۳/۶۸ به ۴۵/۰۴ میلیارد ریال رسیده است. همچنین مجموع مجذور انحراف مسیر بهینه تولید ناخالص داخلی از مسیر مطلوبش به میزان ۴۴۳/۹۱ میلیارد ریال کاهش یافته و از ۴۶۷/۹۱ به ۲۴/۴۴ میلیارد ریال رسیده است.

نتایج نشان می‌دهد کنترل سیاست‌های ترکیبی با تمرکز بر تراز پرداخت‌های دولت در ایران مؤثر بوده است اما برای پاسخ به این سؤال که سناریو ۴ بهتر عمل کرده یا سناریو ۶؛ هزینه اجتماعی این دو سناریو مقایسه می‌شود و سناریو ۴ که دارای هزینه اجتماعی کمتری است انتخاب می‌شود. به عبارت دیگر توجه همزمان به کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها بهتر توانسته متغیرهای هدف را به مسیر مطلوب‌شان نزدیک‌تر کند. لذا در ادامه به بررسی دقیق‌تر سناریو ۴ پرداخته می‌شود.

جدول ٤. مجموع مجذور انحراف این متغیرها در سناریو ۱-۴

سناریو	$\sum(DBGs-DBGh)^2$	$\sum(TTs-TTh)^2$	$\sum(GDPs-GDPh)^2$	$\sum(Ms-Mh)^2$	$\sum(gs-gh)^2$	مجموع
۱	۷۳/۶۸	۱۰۵۸/۴۱	۷۴۱/۹۱	۵۵۳۱/۱۸	۸۱/۲۴	۷۲۶۹/۴۲
۲	۱/۱۴	۳۹/۴۴	۵/۶۵	۱۰۷۶/۴۹	۵/۸۶	۱۱۲۸/۵۸
۳	۳۹/۸۷	۱۴/۱۸	۵۰/۹۷	۱۹/۶۹	۹۲/۲۲	۲۱۶/۹۳
۴	۴/۷۹	۷/۱۸	۷/۶۲	۱۹/۶۹	۵۹/۲	۹۸/۴۸

مأخذ: محاسبات محقق

جدول ۵. انحراف و مجموع مجذور انحراف این متغیرها در سناریوها

سناریو	$\sum(DBGs-DBGh)^2$	$\sum(TTs-TTh)^2$	$\sum(GDPs-GDPh)^2$	$\sum(Ms-Mh)^2$	$\sum(gs-gh)^2$	مجموع
۱	۷۳/۶۸	۱۰۵۸/۴۱	۴۶۷/۹۱	۵۵۳۱/۱۸	۸۱/۲۴	۷۲۶۹/۴۲
۲	۱/۱۴	۳۹/۴۴	۵/۶۵	۱۰۷۶/۴۹	۵/۸۶	۱۱۲۸/۵۸
۵	۴/۸۰	۷/۱۸	۷/۶۲	۵۹/۲۰	۲۲/۸۱	۱۰۱/۶۱
۶	۴۵/۰۴	۴۱/۵۰	۲۴/۴۴	۴۱/۵۰	۴۵/۰۴	۱۹۷/۵۲

مأخذ: محاسبات محقق

سناریو ٤. کنترل همزمان کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها با تمرکز بر تولید از طریق کنترل ترکیبی سیاست پولی و مالی

در دو سناریوی قبلی تأثیر سیاست مالی و سیاست پولی به صورت مجزا بر اهداف کلان به ویژه بر کسری‌های دوگانه مورد مطالعه قرار گرفت و نشان داده شد که هر یک چگونه بر مسیرهای بهینه متغیرها تأثیرگذار می‌باشد. با توجه به سیستم همزمان در نظر گرفته شده به عنوان محدودیت ساختاری اقتصاد ایران جهت بهینه نمودن مسیرهای متغیرهای موجود در سیستم، در این سناریو هر دو ابزار کنترل مخارج دولت و نقدینگی در جهت مسیرهای مطلوب خود برای رسیدن به اهداف نهایی در نظر گرفته شده است. بدین ترتیب برای سیاست‌گذاران هر دو ابزار دارای اولویت یکسان بوده و ضرایب ماتریس R برای متغیر مخارج مصرفی دولت و نقدینگی یکسان افزایش می‌یابد. در این سناریو سیاست‌گذاران از طریق سیاست‌های ترکیبی خواستار کنترل کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها می‌باشند. بنابراین برای نشان دادن استفاده از هر یک از ابزارهای سیاستی طرف تقاضا و اولویت یکسان آنها

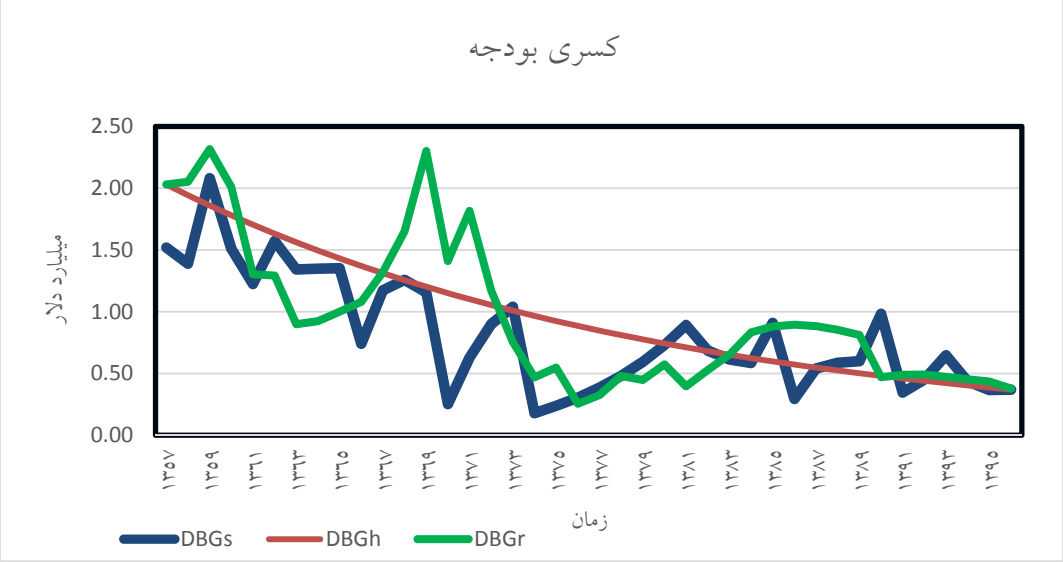
ضرایب ماتریس R به صورت زیر تغییر یافته است:

$$R=\begin{array}{c} \begin{matrix} M_t & G_t \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} ۱۱\times۱۰^{۹} & ۰ \\ ۰ & ۱۱\times۱۰^{۹} \end{bmatrix} \end{array}$$

$$Q=\begin{array}{c} \begin{matrix} GDP_t & TT_t & DBG_t \end{matrix} \\ \begin{bmatrix} ۱۰ & ۰ & ۰ \\ ۰ & ۱۰ & ۰ \\ ۰ & ۰ & ۱۰ \end{bmatrix} \end{array}$$

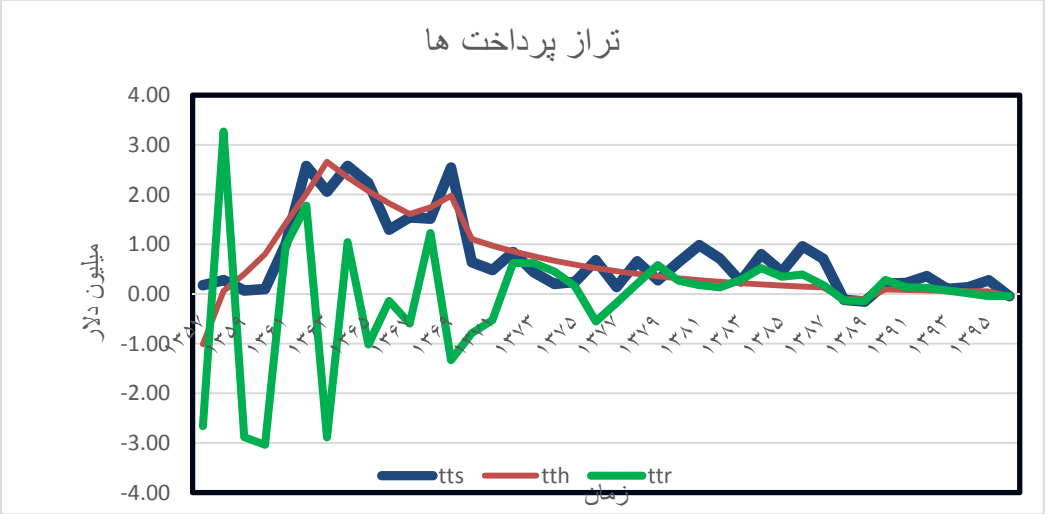
به عبارت دیگر در این سناریو سیاست‌گذاران برای رسیدن به هدف کسری بودجه مشخص و تراز پرداخت‌های مطلوب هزینه‌ای را برای استفاده از مخارج مصرفی دولت (نماینده سیاست مالی) و هم برای استفاده از نقدینگی (نماینده ابزار پولی) متحمل می‌شوند.

نتایج در این سناریو در شکل‌های (۱) الی (۳) نشان داده شده است. جامعه برای این انطباق هزینه‌ای را متحمل شده است و با تحمل این هزینه همان گونه که در شکل (۱) و شکل (۲) مشخص است باعث شده مقادیر بهینه کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها بر مقادیر مطلوب‌شان نزدیک‌تر شوند. اما تولید ناخالص داخلی در اطراف مقادیر مطلوبش در نوسان می‌باشد. (شکل ۳).



DBGh مسیر بهینه کسری بودجه،
DBGs مسیر مطلوب کسری بودجه
DGBr مسیر واقعی کسری بودجه

شکل ۱. مسیر بهینه و مطلوب کسری بودجه در سناریو ۴

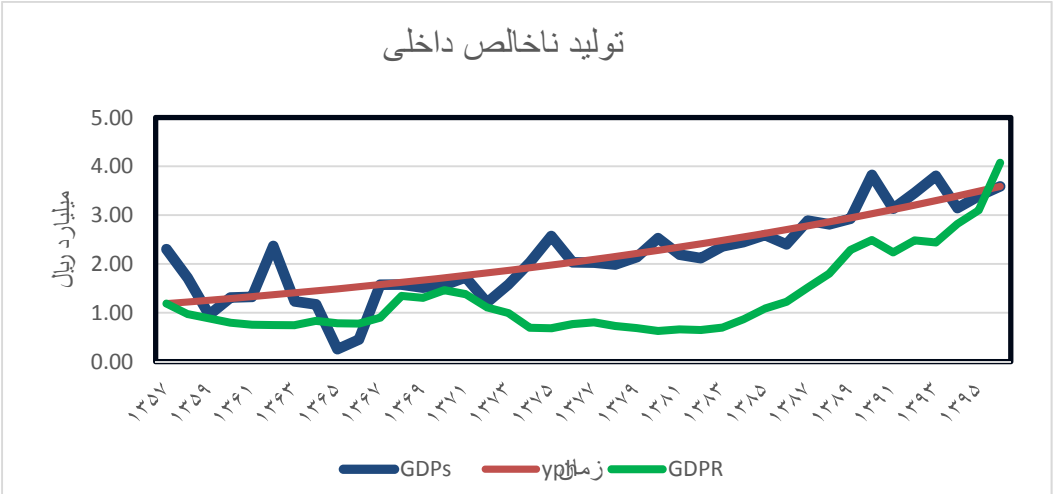


tts : مسیر بهینه تراز پرداخت‌ها،

tth : مسیر مطلوب تراز پرداخت‌ها

ttr : مسیر واقعی تراز پرداخت‌ها

شکل ۲. مسیر بهینه و مطلوب موازنه تراز پرداخت‌ها در سناریو ۴



GDPs: مسیر بهینه تولید،

GDPh: مسیر مطلوب تولید،

GD Pr: مسیر واقعی تولید

شکل ۳. مسیر بهینه و مطلوب تولید ناخالص داخلی در سناریو ۴

۵-۳- بحث و نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر با بکارگیری سیستم پویای مطرح شده مبتنی بر اهداف اقتصادی؛ یعنی تولید ناخالص داخلی، سرمایه‌گذاری کل، کسری تراز تجاری، کسری بودجه، مصرف بخش خصوصی و شاخص قیمت کالاها و خدمات، و بر مبنای اولویت اهداف پولی اقتصاد به عنوان اهداف مشترک دولت و بانک مرکزی، وضعیت‌های مختلفی، با تغییر وزن‌های ماتریس ضرایب R جهت کنترل ابزار، در قالب چهار سناریو بررسی شده است. از این چهار سناریو کاراترین عملکرد سیاست پولی و مالی انتخاب شده و سپس بر اساس آن دو سناریو دیگر بر اساس تغییر وزن در ماتریس Q طراحی شده؛ این سناریوها ضمن بررسی اهداف پژوهش حاضر شرایط لازم جهت آزمون فرضیه‌های تحقیق را نیز فراهم می‌آورد. در این سناریوها مخارج مصرفی دولت به عنوان ابزار سیاست‌گذار مالی و عرضه

پول به عنوان ابزار سیاست‌گذار پولی جهت رسیدن به هدف انتخاب گردیده‌اند. لازم به ذکر است انتخاب کاراترین عملکرد سیاست پولی و مالی بر اساس مجموع مجذور انحراف بین مقادیر مطلوب و بهینه هر سناریو برای اهداف در نظر گرفته می‌شود.

بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سیاست ترکیبی دولت در اقتصاد ایران بر تراز پرداخت‌ها مؤثر بوده است. به عبارت دیگر، اجرای سیاست‌های ترکیبی با تأکید بر تولید ناخالص داخلی منجر به کاهش انحراف مسیر بهینه تراز پرداخت‌ها از مسیر مطلوب آن شده است.

البته قابل ذکر است در اجرای سیاست ترکیبی با تأکید کنترل بر کسری بودجه به صورت مجزا (سناریو پنجم)، کسری بودجه نسبت به اجرای سیاست ترکیبی به هنگام کنترل همزمان کسری‌های دوگانه (سناریو چهارم) و اجرای سیاست ترکیبی به هنگام تأکید کنترل بر تراز پرداخت‌ها به صورت مجزا (سناریو ششم) بهتر عمل کرده است.

از سوی دیگر در اجرای سیاست ترکیبی با تأکید کنترل بر تراز پرداخت‌ها به صورت مجزا (سناریو ششم)، تراز پرداخت‌ها نسبت به اجرای سیاست ترکیبی به هنگام کنترل همزمان کسری‌های دوگانه (سناریو چهارم) و اجرای سیاست مالی به هنگام تأکید کنترل بر کسری بودجه به صورت مجزا (سناریو پنجم) بهتر عمل کرده است.

اما به طور کلی در مقایسه سناریو چهارم، پنجم و ششم همان‌طور که مشاهده می‌شود سیاست ترکیبی به هنگام کنترل همزمان کسری‌های دوگانه نسبت به تأکید کنترل بر کسری بودجه و تراز پرداخت‌ها به صورت مجزا بهتر عمل کرده است. به دلیل آنکه هزینه اجتماعی محاسبه شده در سناریو چهار نسبت به این سناریوها عدد کمتری را نشان می‌دهد.

۱. وجود کسری دوگانه به دلیل وابستگی اقتصاد ایران به درآمدهای نفتی امری انکار ناپذیر است لذا به سیاست‌گذاران پیشنهاد می‌شود در امر سیاست‌گذاری به اثرات آنها بر یکدیگر توجه ویژه نمایند.

۲. استقراض دولت از بانک مرکزی برای مقابله با کسری بودجه همراه با خلق پول جدید و افزایش نقدینگی می‌باشد. نقدینگی ایجاد شده به تدریج وارد سیستم اقتصادی می‌گردد و منجر به افزایش تقاضا در بازارهای کالا، خدمات و دارایی خواهد گردید و در صورت عدم تناسب با رشد کالاها و خدمات، نرخ تورم را افرایش می‌دهد. در نتیجه با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، ارزش پول ملی کاهش یافته و قدرتِ خرید دارندگان پول، به واسطه شکل‌گیری فرایند تورمی، کاهش می‌یابد. به عبارت دیگر دولت به دلیل ناکارآمدی‌های X خود، مالیات تورمی را بر مردم تحمیل نموده است که اندازه آن همواره مورد سؤال بوده است. در این پژوهش از طریق محاسبه هزینه اجتماعی به اندازه آن پرداخته شد. لذا پیشنهاد می‌گردد به دلیل وضعیت فعلی کشور از این شاخص اندازه گیری در امر سیاست‌گذاری استفاده شود.

منابع

ابریشمی، حمید (۱۳۸۱). "منابع نوسانات اقتصادی در ایران". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۰، ۵۷-۱.

ابوالحسن بیگی، هانا؛ کازرونی، علیرضا؛ برقی اسگویی، محمد مهدی و اصغرپور، حسین (۱۳۹۸). "*اثر بی‌ثباتی تورمی بر رابطه نرخ ارز با تراز تجاری ایران: رویکرد غیرخطی*". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۱۰، شماره ۳۷، ۶۴-۵۱.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۶). " تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان". ترجمه عباس شاکری، نشر نی، چاپ یازدهم.

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

تقوی، مهدی و آزادمهر، کریم (۱۳۸۴). "بررسی ارتباط میان کسری حساب جاری با رابطه مبادله در اقتصاد ایران". *مجله علمی پژوهشی پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۸، ۱۶۳-۳۰.

تقوی، مهدی و محمدی، مرتضی (۱۳۹۰). "بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران (یک رهیافت پولی)". *فصلنامه اقتصاد مقداری*، دوره ۸، شماره ۱، ۷۲-۵۱.

جعفری‌صمیمی، احمد، طهرانچیان، امیرمنصور (۱۳۸۳). "بررسی اثرات سیاست‌های پولی و مالی بهینه بر شاخص‌های اقتصاد کلان در ایران؛ نظریه کنترل بهینه". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۶۵، ۲۴۲-۲۱۳.

حاج امینی، محمد؛ احمدی شادمهری، محمدطاهر؛ فلاحی، محمدعلی و ناجی میدانی، علی اکبر (۱۳۹۵). "بررسی تأثیر کسری بودجه و مالیات تورمی بر اجزای طرف تقاضا در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال شانزدهم، شماره ۴، ۴۶-۲۱.

رجبی، مصطفی (۱۳۷۴). "اثرات بلندمدت آزادسازی تجارت بر

ساختار بودجه دولت روش کنترل بهینه". *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۱۱، ۱۳۱-۱۶.

عسلی، مهدی (۱۳۷۵). "کنترل تعهدات خارجی در جریان رشد اقتصادی: کاربردی از نظریه کنترل بهینه در یک مدل اقتصاد کلان". *مجله برنامه و بودجه*، شماره ۷، ۴۰-۵.

عظیمی، سیدامیر و نوفرستی، محمد (۱۳۹۴). "بررسی رابطه بین کسری بودجه دولت و تراز تجاری در ایران در چارچوب یک الگوی اقتصادسنجی کلان ساختاری پویا". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، سال پانزدهم، شماره ۲، ۱۵۶-۱۳۷.

فخرحسینی، سید فخرالدین (۱۳۹۳). "کنترل کسری بودجه و بدهی دولت: ضرورتی برای ثبات قیمت‌ها". *مجموعه مقالات بیست و چهارمین همایش سالانه سیاست‌های پولی و ارزی*، پژوهشکده پولی و بانکی، ۹۵۳-۹۲۱.

فرح‌بخش، ندا و فرزین وش، اسداله (۱۳۸۸). "اثر کسری بودجه بر کسری حساب جاری و رشد اقتصادی". *تحقیقات اقتصادی*، شماره ۸۸، ۱۹۲-۱۷۲.

گجراتی، دمودار (۱۳۸۵). "مبانی اقتصادسنجی". ترجمه دکتر حمید ابریشمی، انتشارات دانشگاه تهران، جلد دوم، چاپ ۴.

معدلت، کورش (۱۳۸۰). "ارزیابی عملکرد سیاست‌های پولی و مالی دولت با توجه به نقش درآمدهای نفتی در اقتصاد (تحلیل اقتصادسنجی)". مجله *بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، شماره ۲، ۹۲-۶۸.

Aivazian, S. A., Borisova, S. V., Lakalin, E. A. & Makarov, V. L. (2003). "Econometric Modeling of the Russian Economy". *Central Economic 5 And Mathematics Institute of the Russian Academy of Sciences, Russia*, 78(1), 3-19.

Akanbi, O. & Sbia, R. (2018). "Investigating the twin-Deficit Phenomenon Among Oil-Exporting Countries: Does Oil Really Matter". *Empirical Economics*, 55, 1045–1064.

Algieri, B. (2013). "An Empirical Analysis of the Nexus Between External Balance and Government Budget Balance: The Case of the GIIPS Countries". *Economic Systems*, 37(2), 233-253.

Algieri, B. (2013). "An Empirical Analysis of the Nexus Between External Balance and Government Budget". *University of Calabria, Department of Economics and Statistics*, 17, 36-87.

Antzoulatos, A. A. (2011). "Greece in 2010: a Tragedy Without Catharsis". *International Advances in Economic Research*, 17, 241–257.

Barro. R. J. (1977). "Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States". *American Economic Review,* 67(2), 101-115.

Bergstrom, A. R. (1985). "The Estimation of Parameters in Nonstationary Higher-Order Continuous- Time Dynamic Models". *Econometric Theory*, 1(3), 369-385.

Bergstrom, A. R. (1987). "Optimal Control in Wide-Sense Stationary Continuous Time Stochastic Models". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 11(3), 425-443.

Bergstrom, A. R. (2010). "The Estimation of Open Higher Order Continuous Time Dynamic Models with Mixed Stock and Flow Data". *Econometric Theory*, 2, 350-373.

Bergstrom, A. R. (1983). "Gaussian Estimation of Structural Parameters in Higher Order Continuous Time Dynamic Models". *Econometrica,* 51(1), 117-l52.

Cecchetti, S. G. & Ehrmann, M. (1999). "Does Inflation Targeting Increase Output Volatility ? An International Comparison of Policymakers ' Preferences And Outcomes". *Central Bank of Chile,* Working Paper no.69.

Diamond, P. A. (1965)," National Debt in a Neoclassical Growth Model". *American Economic Review*, 5, 1126–1150.

Forte, & Magazzino, C. (2013). "Twin Deficits in the European Countries". *International Advances in Economic Research*, 19(3), 289–310.

Gandolfo, G. & Padoan, P. C. (1982). "Policy Simulations with a Continuous Time Macro Dynamic Model of the Italian Economy: A Preliminary Analysis". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4(1), 205-224.

Gandolfo, G. & Padoan, P. C. (1992).

"*Continuous Time* Econometric Modelling and the Issue of Capital liberalization". in: P.C.B. Phillips, ed., Models, Methods And Applications of Econometrics , *Blackwell, Oxford.*

Gandolfo, G. & Petit, M. L. (1986). "Optimal Control in a Continuous Time Macroeconometric Model of the Italian Economy". *C.N.R. Progetto Finalizzato Struttura ed Evoluzione dell' Economia Italiana*, Working paper no. 6.

Gandolfo, G. (1981). "Qualitative Analysis and Econometric Estimation of Continuous Time Dynamic Models". *North-Holland, Amsterdam.*

Hashemzadeh. N, & Wilson, L. (2006). "The Dynamics of Current Account and Budget in Selected Countries if the Middle East and North Africa". *International Research of Finance and Economics*, ISSN 1450-2887, 351-354.

Jonson, P. D., McKibbin, W. J. & Trevor, R. G. (1982). "Exchange Rates and Capital Flows: a Sensitivity Analysis". *Canadian Journal of Economics*, 15(4), 669-692.

Kalai, E. & Smorodinsky, M. (1975). "Other Solutions to Nash's Bargaining Problem". *Econometrica*, 43(3), 513-518.

King, R. G. (1993). "Will the New Keynesian Macroeconomics Resurrect the IS-LM Model?". *Journal of Economic Perspectives,* 7(1), 67-82.

McFarlane, A. J., Young, Ch. & Anupam, D. (2018). "The Dynamics Among Domestic Saving, Investment, and the Current Account Balance in the USA: a Long-Run Perspective". *Empirical Economics*, 58(4), 1659-1680.

McMillan, D.W. & Bread, T. R. (1980). "The Short Run Impact of Fiscal Policy on The Money Supply". *Southern Economic Journal*, 47(1), 122-135.

Nash, J. F. (1953). "Two-Person Cooperative Games". *Econometrica*, 21(1), 128-140.

Nickel, C. & Vansteenkiste, I. (2008). "Fiscal Policies, the Current Account and Ricardian Equivalence". *ECB Working Paper*, 935.

Petit, L. Maria. (1989). "Fiscal and Monetary Policy Co–Ordination : A Differential Game Approach". *Journal of Applied Econometrics*, 4(2), 179-161.

Pindyck, R. (1973). "Optimal Planning For Economic Stabilization". *North Holland, Amesterdum*.

Pindyck, S. R. & Daniel, L. R. (1991). "Econometric Models and Economic Forecasts". *Mc Graw-hill.*

Sweidan, O. & Kalaji, F. (2005). "The Central Bank Cost Constraint and Output-Inflation Variability: a Note on Ceccettiand Ehrmann 2000". *Economics Bulletin*, 5(12), 1-6.

Veloso, T., Meurer, R. & Dasilva, S. (2008). "Optimal Control Throry For Inflation Targeting". *Economics Bulletin*, 3(24), 1-14.

Wood, J. (1967). "A Model of Fderal Reserve Behavior". in. Monetary G.Horwich ed.process and policy. homewood, Illinois: Richard D. Irwin, Inc, 66-135.

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۱۱۶-۹۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (97-116)

تأثیر بهره‌وری علمی بر رشد صادرات مبتنی بر فناوری برتر

***حمید سپهردوست[۱]، محسن تارتار[۲]، راضیه داوری کیش[۳]**

۱. دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا، همدان

۲. دانشجوی دکتری اقتصاد، گرایش بخش‌عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان

۳. دانشجوی دکتری اقتصاد گرایش بخش‌عمومی، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان

(دریافت: ۱۳۹۸/۹/۲۹ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۲۷)

The Impact of Scientific Productivity on High Technology-Based Exports

***Hamid Sepehrdoust[1], Mohsen Tartar[2], Razieh Davarikish[3]**

1. Associate Professor in Economics, Bu-Ali-Sina University, Hamedan, Iran
2. Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran
3. Ph.D Student in Economics, Bu-Ali Sina University, Hamadan, Iran

(Received: 20/Dec/2019 **Accepted:** 17/March/2020**)**

چکیده:

صادرات از عوامل تعیین کننده توسعه تجارت و رشد پایدار اقتصادی است که در اقتصاد مدرن به‌شدت متأثر از فناوری برتر و شاخص پیچیدگی اقتصادی است. از آنجایی که بهره‌وری علمی شرایط لازم برای کسب فناوری برتر را فراهم می‌آورد بنابراین جهت توسعه‌بخشی صادرات و متناسب با ویژگی تک‌محصولی بودن صادرات از منابع تجدیدنشدنی کشورهای در حال توسعه، چالش قابل طرح این است که تا چه اندازه رشد بهره‌وری علمی توانسته است بر مقوله صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه مؤثر واقع شود؟ برای این منظور هدف از پژوهش، بررسی تأثیر شاخص بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه (G15) طی سال‌های ۲۰۱۸-۲۰۰۰، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانل دیتا (PVAR) است. نتایج آزمون عکس‌العمل آنی نشان می‌دهد که طی یک دوره ۱۰ ساله، با بروز شوک مثبت از جانب متغیرهای بهره‌وری علمی، ریسک اقتصادی و ریسک مالی، صادرات با فناوری برتر افزایش می‌یابد، اما تأثیر مثبت ریسک سیاسی بر صادرات با فناوری برتر بسیار ناچیز است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس نشان می‌دهد؛ به ترتیب متغیرهای صادرات با فناوری برتر، ریسک اقتصادی، بهره‌وری علمی، ریسک مالی و ریسک سیاسی، بیشترین تأثیر را بر صادرات با فناوری برتر دارند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک در بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر تأثیر مثبت می‌گذارد و به مرور زمان تأثیر بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده افزایش می‌یابد.

واژه‌های کلیدی: بهره‌وری علمی، صادرات بافناوری برتر، خودرگرسیون برداری پانل دیتا (PVAR)، کشورهای G15.

طبقه‌بندی JEL: A20، F12، F13، F02.

Abstract:

Export is one of the determinants of business development and sustainable economic growth, which in the modern economy is strongly influenced by superior technology and economic complexity index. Since scientific productivity provides the conditions for the acquisition of superior technology, therefore, to the extent that export development can be tailored to the export-oriented characteristics of non-renewable sources in developing countries, the challenge is to what extent has the growth of scientific productivity been able to affect the export of high-tech in developing countries? The main purpose of this study is to investigate the impact of the scientific productivity index on high-tech exports of G15 developing countries during 2000-2018; using Panel Data Vector Autoregressive (PVAR) method. The results show that in a 10-yearly period, generating a shock in scientific productivity has a positive effect on high technology exports and over time the impact of increasing scientific productivity on high technology exports increases. Moreover, a positive shock in financial risk, initially leads to an ever-increasing export of high technology exports but the effects are not permanent and diminishes after about 4 years. The economic risk also has a positive effect on increasing high technology exports, while the impact of political risk is negligible on high technology exports in the long and short term. The results of variance decomposition also show that the variables with high technology export, economic risk and scientific productivity have the most impact on the high technology export respectively. Financial risk has little effect and political risk has the least impact on high-tech exports.

Keywords: Scientific Productivity, technology Based, Exports, Panel Data Vector Regression, G15 Countries.
JEL: A20, F12, F13, F02.

* **نویسنده مسئول:** حمید سپهردوست
E-mail: hamidbasu1340@gmail.com

*Corresponding Author: Hamid Sepehrdoust

۱- مقدمه

امروزه منشاء اصلی رشد و توسعه بخش تجارت را در استفاده از فناوری و دانش جدید در تولید کالاهای صادراتی می‌دانند، فناوری‌هایی که بتواند شرایط را برای تقاضای مؤثر این‌گونه کالاها و انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در بخش صادرات فراهم آورد تا در نهایت منجر به رشد و شکوفایی سهم بخش صادرات در اقتصاد گردد (اسمیت و همکاران[1]، ۲۰۱۹: ۵۱؛ هیو و ژنگ[2]، ۲۰۱۹: ۸۸؛ وانگ و وانگ[3]، ۲۰۱۴: ۲۸۲۴). دانش و فناوری از مهم‌ترین نیروی محرکه در جهت ارتقاء صادرات است که منجر به رشد و توسعه اقتصادی مستمر و باثبات می‌شود. اگر چه ارزش صادرات می‌تواند معیاری برای سطح رشد و توسعه اقتصادی کشورها تلقی شود، اما امروزه، نه‌تنها ارزش صادرات، بلکه سطح فناوری به‌کار رفته در تولید کالاهای صادراتی نیز از اهمیت اساسی برای رتبه‌بندی کشورها از نظر توسعه‌یافتگی برخوردار است (فیاض و کور[4]، ۲۰۱۹: ۳۱ و پوتر[5]، ۱۹۸۵: ۷). در اقتصاد مبتنی بر دانش، چگونگی ارائه خدمات در صنایع سهم بسزایی در تولید اقتصادهای دانش‌محور دارند و در مقابل منجر به کاهش سهم صنایع با فناوری پایین و مبتنی بر منابع طبیعی و مواد اولیه در کشورهای در حال توسعه می‌شود. در حقیقت سهم صنایع با فناوری پایین و تبعات ناشی از آن در کشورهای در حال توسعه، توجه را به سمت دانش و فناوری جدید سوق می‌دهد تا شرایط را برای تولید صنایع و خدمات با فناوری برتر و در نهایت صادرات آنها فراهم نمایند زیرا فناوری و دانش برتر می‌تواند منشاء اصلی رشد پایدار صادرات باشد (اسمیت و همکاران، ۲۰۱۹: ۵۱ و شاه‌آبادی و ثمری، ۱۳۹۶: ۸۷). محصولات با فنّاوری بالا به محصولاتی اطلاق می‌شود که با استفاده از مدرن‌ترین دانش فنی ساخته می‌شوند و تمامی ابعاد اقتصادی به‌ویژه تولیدات صادراتی را با تشدید تقاضا برای استعدادها، منابع فیزیکی، انتقال فناوری و سرمایه‌گذاری در صنایع صادراتی روبه‌رو می‌سازند، لذا میزان صادرات محصولات با فنّاوری بالا شاخص مهمی برای سنجش شرایط اقتصادی است (لین[6]، ۲۰۱۹: ۱۵۰۰؛ ژانگ و سیون[7]؛ ۲۰۱۹: ۴۶۰ و هیو و ژنگ، ۲۰۱۹: ۸۸).

در مقایسه‌ای از صادرات فناوری برتر کشورهای در حال توسعه (G15)[8] با کشورهای توسعه‌یافته[9] در سال ۲۰۱۷ می‌توان متذکر شد که مقادیر صادرات مبتنی بر فناوری برتر در کشورهای فوق به ترتیب برابر با ۶۴۹۲/۶۸۹ و ۲۱۲۸۰۲/۵ میلیارد دلار هست و به‌این‌ترتیب صادرات با فناوری برتر کشورهای توسعه‌یافته تقریباً ۳۳ برابر کشورهای در حال توسعه در سال ۲۰۱۷ است که نشان‌دهنده وضعیت نامناسب کشورهای در حال توسعه در صادرات با فناوری برتر و متکی بودن به صادرات بیشتر کالاهای سنتی مبتنی بر منابع طبیعی و مواد اولیه است، به‌طوری‌که آمار نشان می‌دهد در سال ۲۰۱۷، فقط ۱۲/۱۱۵ درصد[10] از کل صادارت کشورهای در حال توسعه متعلق به صادرات کالاهای مبتنی بر فناوری برتر بوده است. به همین دلیل شناخت ویژگی‌های مرتبط با مقوله صادرات مبتنی بر فناوری برتر و عوامل مؤثر بر آن بیش از پیش برای کشورهای در حال توسعه دارای اهمیت بوده و ضرورت پیدا می‌کند (حسین زاده و اسپندار، ۱۳۹۷: ۱۴۲). در این رابطه، لازم است به یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری برتر یعنی بهره‌وری علمی اشاره شود؛ که زمینه را برای کسب دانش و فناوری جدید در جهت تولید کالاها و خدمات صادراتی با فناوری برتر فراهم می‌آورد. دلایل متعددی وجود دارد که نشان دهد، چرا بهره‌وری علمی منجر به بهبود، تغییر و نوسازی محصولات شده و مزیت رقابتی را برای حضور در بازارهای خارجی نیز، مهیا می‌سازد، ازجمله این دلایل می‌توان به این امر اشاره کرد که صنایعی با فناوری برتر نیازمند دانش و فنّاوری از قبیل بیوتکنولوژی، فنّاوری علوم حیاتی، اپتوالکترونیک، کامپیوتر و مخابرات، الکترونیک، تولید یکپارچه کامپیوتری، طراحی مواد، هوافضا، فنّاوری نظامی و هسته‌ای است و بهره‌وری علمی نیز با تمرکز بر شمار پژوهشگران، آزمایشگاه‌ها، دانشگاه‌ها، پژوهشگاه‌ها و منابع و مجلات علمی در این زمینه می‌تواند شرایط را برای دستیابی به این نوع دانش‌ها فراهم نماید و موجب به جریان افتادن دانش و فناوری در بخش صادرات و تولید محصولات با فناوری برتر گردد؛ بنابراین، در اقتصاد دانش‌محور، رشد و توسعه اقتصادی با فراهم نمودن بسترهای لازم برای ارتقاء بهره‌وری علمی و حضور در بازارهای صادراتی جهانی ایجاد می‌شود (نظری و همکاران، ۱۳۹۸: ۳۸).

1. Smith et al. (2019)
2. Hu & Zheng (2019)
3. Wang & Wang (2014)
4. Fayaz & Kaur (2019)
5. Poeter (1985)
6. Lin (2019)
7. Zhang & Sun (2019)
8. The selected G15 countries are Algeria, Brazil, Chile,Colombia, Egypt, Indonesia, India, Iran, Kenya, Mexico, Malaysia, Nigeria, Peru, and Sri Lanka.
9. The selected G15 countries are China, Germany, Hong Kong SAR, Singapore, and the United States.
10. www.wdi.ir

در حقیقت می‌توان متذکر شد، لازمه ورود به بازارهای جهانی صادرات، توسعه تولیدات داخلی با فناوری برتر از کانال بهره‌وری علمی است و توسعه تولیدات دانش‌محور، نیازمند توسعه بهره‌وری علمی است (روجاس و کوریا[1]، ۲۰۱۹: ۲۶۸ و پورتر[2]، ۲۰۰۳: ۳۵) زیرا تولیدات داخلی با فناوری برتر جایگاه ویژه‌ای در رشد و شکوفایی بخش صادرات دارند و از این طریق رشد اقتصادی مستمر و باثبات به همراه افزایش قدرت رقابت‌پذیری را برای کشورهای در حال توسعه فراهم می‌نمایند (اسمیت و همکاران، ۲۰۱۹: ۵۱؛ گیل و همکاران[3]، ۲۰۱۹: ۹۱؛ فیاض و کور، ۲۰۱۹: ۳۱). با توجه به مطالب ذکر شده، مسئله پژوهش حاضر بر روی تأثیر یا عدم تأثیر متغیر بهره‌وری علمی بر وضعیت کشورهای در حال توسعه (G15) در ارتباط با صادرات با فناوری برتر تأکید دارد و هدف از تحقیق، بررسی تأثیر بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر با استفاده از روش خودرگرسیون برداری پانل دیتا (PVAR)[4] طی دوره زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ است؛ بنابراین هدف اصلی پژوهش، دستیابی به پاسخ این سؤال است که آیا شاخص بهره‌وری علمی و مؤلفه‌های آن می‌تواند اثر مثبت بر صادرات با فناوری برتر کشورهای مورد نظر داشته باشد؟ در ادامه ساختار مقاله بدین ترتیب است که در بخش دوم مبانی نظری بررسی و در بخش سوم پیشینه پژوهش ارائه می‌گردد. همچنین در بخش چهارم و پنجم به ترتیب به بیان ارائه مدل و معرفی متغیرها و تجزیه‌وتحلیل نتایج پرداخته و در بخش پایانی نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادها ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

۲-۱- ادبیات نظری پژوهش

کشورهای در حال توسعه با رشد روزافزون و شتابان جهانی‌شدن، درصدد دستیابی به جایگاه مناسب از رشد و توسعه اقتصادی هستند و برای کسب چنین جایگاهی توجه خود را معطوف به روش‌های تولیدی پیشرفته با فناوری بالا در بخش صادرات نمودند و بر این باور بودند که برای تحقق رشد و شکوفایی باید شرایط را برای کسب دانش جدید و در نهایت صادرات با فناوری برتر فراهم نمایند (اسمیت و همکاران، ۲۰۱۹: ۵۱؛ گیل و همکاران، ۲۰۱۹: ۹۱؛ فیاض و کور، ۲۰۱۹: ۳۱؛ ساندیو و کیوکانل[5]، ۲۰۱۴: ۸۲؛ و ایکسیونگ و قریشی[6]، ۲۰۱۳: ۲۹۱). عملکرد صادراتی کشورهای در حال توسعه را می‌توان به سه‌طبقه تقسیم‌بندی نمود. طبقه اول کشورهایی هستند که موفق عمل کرده، درآمد و کیفیت صادرات را افزایش داده‌اند و از بعد کیفی ترکیب صادراتی خود را از فناوری پایین، مهارت اندک و کاربری بالا به سمت فناوری بالا ارتقاء داده و به‌شدت مهارت محور هستند. طبقه دوم شامل کشورهایی هستند که به لحاظ درآمد صادراتی عملکرد مثبتی داشته اما از نظر کیفیت صادرات پیشرفتی نکرده‌اند. طبقه سوم نیز به کشورهایی تعلق دارد که از هر دو نظر ناموفق بوده‌اند. از آنجایی‌که صادرات بخش مهمی از تجارت در اقتصاد را تشکیل می‌دهد، لازم به اشاره است که نظریه‌های تجارت بین‌الملل در خصوص نقش فناوری در ایجاد و تداوم مزیت نسبی در کشورهای در حال توسعه به دو دسته ظرفیت[7] پایه و قابلیت پایه[8] تقسیم می‌شود. عموم نظریه‌های سنتی تجارت ظرفیت پایه بوده، عامل اصلی ایجادکننده مزیت را موجودی عوامل تولید کشورها دانسته و چنین فرض می‌کنند که فناوری نقش ناچیزی در ایجاد مزیت تجاری کشورهای در حال توسعه دارد. در این نگاه، کشورهای در حال توسعه دنباله‌رو فنّاورانه کشورهای توسعه‌یافته فرض می‌شوند که نوآوری‌های آنها را وارد کرده و به شکل انفعالی مورد استفاده قرار می‌دهند. در نظریه‌های ظرفیت پایه چنین فرض می‌شود که بازار جهانی فناوری کاملاً کارا عمل می‌کند و کشورهای در حال توسعه همواره می‌توانند فناوری مدنظر خود را یافته، انتخاب کرده، خریداری نموده و بدون هزینه اضافی آن‌را انتقال می‌دهند (مالکی، ۱۳۸۹: ۱۵۴). فرض عمده در این نظریات بیان می‌دارد، بعد از انتقال فناوری، کشورها قادر خواهند بود بدون هیچ هزینه اضافی و به شکلی کارآمد فناوری وارداتی را به‌کار گیرند. البته ممکن است در کشورهای در حال توسعه، دانش چندانی در خصوص گزینه‌های متنوع فنّاورانه وجود نداشته و دستیابی به فناوری مورد نظر در بازار بین‌المللی، در صورت امکان، برای آنها امری دشوار و هزینه‌بر باشد. به همین دلیل، دو کشور در حال توسعه که به لحاظ موجودی مواد اولیه وضعیت یکسانی دارند، ممکن است در نتیجه اتخاذ سیاست‌های آموزشی و واردات فناوری خاص خود، ساختار

1. Rojas & Correa (2019)
2. Porter (2003)
3. Gil et al. (2019)
4. Panel VAR
5. Sandu & Ciocanel (2014)
6. Xiong & Qureshi (2013)
7. Structuralist Economists
8. Capacity Base Approach

مزیت متفاوتی را تجربه نمایند و ساختارهای متفاوت صادراتی به لحاظ سطح فناوری، برایند متفاوتی در رشد صادرات با فناوری پیشرفته در کشورهای در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دو دهه اخیر داشته باشند. صنایع با فناوری برتر اثر سرریز بیشتری در قالب ایجاد مهارت و دانش عمومی قابل‌استفاده در دیگر صنایع را داشته و به هنگام تکانه‌های جهانی مانند بحران مالی اخیر آسیب‌پذیری کمتری نسبت به سایر صنایع دارند. زمانی که سطوح فناوری یک صنعت پایین بوده و سرمایه‌گذاری لازم برای تولید، واردات و آموزش فناوری تولید آن پایین باشد، به این معنی است که هزینه ورود به بازار آن صنعت پایین است و لذا یک تکانه کوچک باعث می‌شود که رقبای جدی از طریق کاهش هزینه دستمزد نیروی کار به بازار وارد شوند (لال[1]، ۲۰۰۰: ۳۴۰، شیرمحمدی، ۱۳۹۱: ۴۰). شومپتر[2] (۱۹۴۹: ۸۴) در مورد پیشی گرفتن اهمیت رقابت از طریق ارائه فناوری به‌جای به‌کارگیری رقابت قیمتی تأکید دارد که اقتصاددانان مرحله رقابت قیمتی را پشت سر گذاشته و تلاش برای فروش از طریق کیفیت را به تئوری اقتصادی اضافه نمودند. به‌طوری‌که برخلاف تأکید عمومی در گذشته بر رقابت قیمتی، دیگر متغیر قیمت از نقش اصلی خودش در فروش کنار رفته و بروز رقابت از طریق کیفیت در حوزه تئوری‌ها بیشتر مورد پذیرش قرار گرفت. در دنیای امروز که با سرعت زیاد به سمت جهانی‌شدن پیش می‌رود، فناوری به‌عنوان حداقل نیاز لازم برای کشورها برای رقابت‌پذیر بودن تلقی می‌شود و لازم است تا کشورها دارای فناوری برتر باشند تا اینکه بتوانند در سطح جهان به‌طور مؤثر رقابت کنند. فناوری برتر مزیت نسبی ایجاد می‌کند و می‌تواند موقعیت صادراتی یک کشور را به‌وسیله ایجاد زمینه برای تولید محصول جدید، با فناوری برتر و کاهش هزینه تولیدات موجود ارتقاء دهد (دهقان‌پور، ۱۳۸۸: ۱۲).

صادرات با فناوری برتر به‌عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل رشد اقتصادی مستمر و باثبات کشورها مطرح است که در این میان فناوری برتر در رشد کشورها بسیار تعیین کننده است و قدرت رقابت‌پذیری کشورها را در عرصه تجارت جهانی افزایش می‌دهد (سولارین و ین[3]، ۲۰۱۶: ۸۵۷؛ حاتمی‌جی و همکاران[4]، ۲۰۱۶: ۲۳۰۲؛ و گروبا و کائو[5]، ۲۰۱۵: ۲۴۷). در تقسیم‌بندی که از فناوری در تولید و صادرات محصولات شده این فناوری شامل فناوری ساده، فناوری متوسط و فناوری برتر ارائه می‌شود، فناوری برتر از جایگاه ویژه‌ای در توسعه بخش تجارت برخوردار است و باعث افزایش ارزش افزوده و ارتقاء بهره‌وری کشورها می‌شود. در تعریف دیگری که از طبقه‌بندی کشورها بر مبنای صادرات با فناوری برتر شده است، تأکید بر روی وجود صنایع و شرکت‌های با فناوری برتر در کشورها قرار دارد که درگیر طراحی، توسعه و معرفی محصولات جدید یا فرایندهای خلاقیت تولید یا هر دو مورد از طریق کاربرد سامان‌مند دانش فنی و علمی در بخش تجارت و صادرات هستند. کشورهای توسعه‌یافته شدت تحقیق و توسعه را در صنایع مختلف مبنا قرار داده و اگر این نسبت بالای ۴ درصد باشد جزء صنایع با فناوری پیشرفته محسوب می‌شوند. همچنین در تعریفی دیگر از دفتر ارزیابی فناوری کنگره امریکا[6] می‌توان بیان داشت، شرکت‌های با فنّاوری برتر آنهایی هستند که جدیدترین فنون و دانش را به‌کار برده و از نظر منابع قابل‌سنجش، سهم قابل‌توجهی از سرمایه خود را به تحقیق و توسعه، استخدام دانشمندان، مهندسین و کارکنان فنی اختصاص داده‌اند. اداره سرشماری شاخص‌های اقتصادی ایالات‌متحده امریکا[7] نیز در طبقه‌بندی دیگر از صنایع، محصولات نهایی را مبنا قرار داده و صنایعی را به‌عنوان فناوری برتر در نظر گرفتند که در محصولاتشان، حداقل یکی از ده فناوری: بیوتکنولوژی، فنّاوری علوم حیاتی، اپتوالکترونیک، کامپیوتر و مخابرات، الکترونیک، تولید یکپارچه کامپیوتری، طراحی مواد، هوافضا، فنّاوری نظامی و هسته‌ای استفاده شده است (روجاس و کوریا، ۲۰۱۹: ۲۶۸ و مهرگان و همکاران، ۱۳۹۰: ۷۰). دستیابی به فناوری‌های ذکرشده منجر به افزایش صادرات با فناوری برتر می‌شود که در این میان بهره‌وری علمی با فراهم نمودن بسترهای مناسب برای کسب فناوری و دانش‌های جدید می‌تواند در ارتقاء صادرات با فناوری برتر تعیین کننده باشد (بورناکیس و تسوکیس[8]، ۲۰۱۶: ۳۸ و نگوین و فام[9]، ۲۰۱۱: ۱۰۹)، زیرا بهره‌وری علمی با تمرکز بر دانش‌هایی از قبیل شیمی، روانپزشکی (روانشناسی)، علوم اعصاب و رفتار، پزشکی بالینی، مهندسی، داروشناسی، علوم مواد، ریاضیات، بیولوژی مولکولی و ژنتیک، فیزیک،

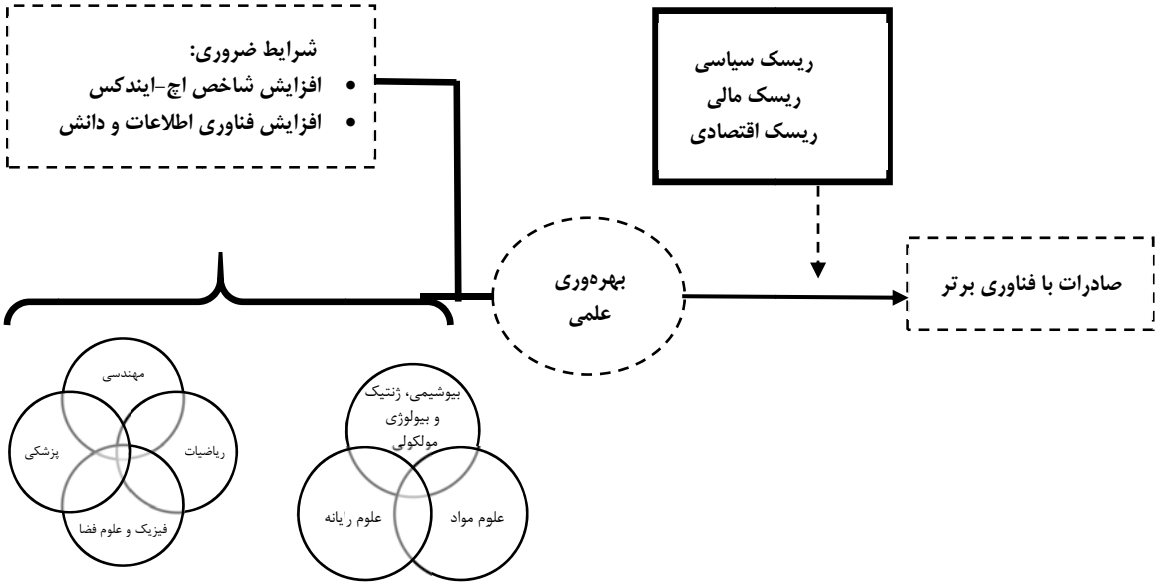
1. Lall (2000)
2. Shumpeter (1949)
3. Solarin & Yen (2016)
4. Hatemi-J et al. (2016)
5. Groba & Cao (2015)
6. Congressional Office of Technology Assessment (OTA)
7. U.S. Census Bureau Economic Indicators
8. Bournakis & Tsoukis (2016)
9. Nguyen & Pham (2011)

محیط‌زیست (بوم‌شناسی)، زمین‌شناسی، علوم رایانه، علوم گیاهان و جانوران، ایمونولوژی، علوم فضا، میکروبیولوژی، علوم کشاورزی، بیولوژی و بیوشیمی بین‌رشته‌ای، شرایط را برای کسب دانش و فناوری برتر و درنهایت ارتقاء صادرات با فناوری برتر فراهم می‌نماید. بهره‌وری علمی به‌عنوان سطح انتشار علمی تعریف می‌شود که به کمک شاخص‌های مختلفی مورد سنجش قرار می‌گیرد. تعداد آثار علمی به‌ویژه مقالات منتشر شده در مجلات از نخستین شاخص بهره‌وری علمی است که مبنای تولید دانش و فناوری هست. این شاخص مطلقاً بیانگر بهره‌وری علمی نیست زیرا میزان انتشار آثار علمی از پژوهشگری به پژوهشگر دیگر بسته به عوامل فردی، اجتماعی، سازمانی و تخصصی متفاوت است. یکی دیگر از شاخص‌هایی که در سنجش بهره‌وری علمی به کار می‌رود، شمار پژوهشگران هر حوزه است (کیومار و همکاران[1]، ۲۰۱۶: ۱۰۸۰ و لی و بزمن[2]، ۲۰۰۵: ۶۷۵). در هر کشور، متناسب با نوع نیازهای علمی، رشته‌های مختلف از درجات توسعه‌یافتگی متفاوتی برخوردارند، به‌نحوی‌که شمار دانشگاه‌ها، مراکز پژوهشی و گروه‌های آموزشی از رشته‌ای به رشته دیگر بسیار متفاوت است و منجر به تربیت و جذب شمار متفاوتی از پژوهشگران می‌گردد (ستوده، ۱۳۸۹: ۳۶). تفاوت در شمار پژوهشگران در کنار تفاوت در الگوهای انتشاراتی هر رشته می‌تواند بر شمار تولیدات علمی آن تأثیر بگذارد و به تفاوت در سرانه تولید علم از رشته‌ای به رشته دیگر بیانجامد. شاخص سرانه انتشار که نسبت بین شمار انتشارات علمی را به شمار پژوهشگران می‌سنجد و به‌عنوان شاخص دیگری از بهره‌وری علمی لحاظ می‌شود که به ارزیابی و مقایسه جمعی؛ بین دانشگاه‌ها، گروه‌های پژوهشی و رشته‌های مختلف می‌پردازد (جاوید و لیو[3]، ۲۰۱۸: ۳۹۶، توتکوشیان و همکاران[4]، ۲۰۰۳: ۱۲۳ و ستوده و یقطین، ۱۳۹۳: ۶۶). همچنین از بهره‌وری علمی به‌عنوان استناد بر مقاله‌ای که در بسیاری آثار، از آن به‌عنوان «ضریب تأثیر» یا «ضریب اثرگذاری» پژوهشگر یاد می‌شود. گاهی نیز به‌عنوان «اثر استنادی» نامیده می‌شود (ژانگ و سیون، ۲۰۱۹: ۴۶۰)؛ بنابراین می‌توان بیان داشت که بهره‌وری علمی زمینه را برای کسب ده فناوری صادرات با فناوری برتر فراهم می‌نمایند و دانشی که برای صادرات با فناوری برتر لازم است را با توجه به بهره‌وری علمی کسب می‌نماید. لذا برای دستیابی به صادرات با فناوری برتر نیاز به بررسی عوامل مؤثر بر کسب دانش و فناوری به‌ویژه بهره‌وری علمی است. ساختار نامناسب صادراتی کشورهای در حال توسعه از قبیل تک‌محصولی بودن صادرات، صادرات منابع تجدیدنشدنی و کم بودن سهم صادرات فناوری برتر آنها در جهان مسئله‌ای است که این کشورها را تهدید می‌نماید که در این میان فناوری برتر و راه‌های دستیابی به آن از قبیل بهره‌وری علمی می‌تواند راهگشایی برای حل مسئله کشورهای در حال توسعه باشد، زیرا بهره‌وری علمی با افزایش شمار پژوهشگران، آزمایشگاه‌ها، دانشگاه‌ها، پژوهشگاه‌ها و منابع و مجلات علمی منجر به کسب هر چه بیشتر دانش و فناوری برای تولید کالاهای صادراتی با فناوری برتر می‌شود (روجاس و کوریا، ۲۰۱۹: ۲۶۸؛ و هیو و ژنگ، ۲۰۱۹: ۸۸).

مدل مفهومی پژوهش در نمودار ۱ قابل مشاهده است که در آن چارچوب نظری استخراج شده بیانگر چگونگی افزایش صادرات با فناوری برتر و وابستگی آن به بهره‌وری علمی است. شاخص بهره‌وری علمی همان شاخص اچ-ایندکس در نظر گرفته شده و نشان‌دهنده میزان ارجاع به مقالات علمی و تعداد مقالات پژوهشگران و دانشمندان علمی است و هر چه عدد آن بزرگ‌تر باشد یعنی ارجاعات جهانی به این مقالات بیشتر است. بنابراین برای افزایش صادرات با فناوری برتر باید شاخص اچ-ایندکس ارتقاء یابد و این ارتقا با توجه ویژه به مؤلفه‌های بهره‌وری علمی صورت می‌پذیرد. از مؤلفه‌های بهره‌وری علمی می‌توان به بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، علوم رایانه، علوم مواد، مهندسی، پزشکی، ریاضیات و فیزیک و علوم فضا اشاره نمود که جزئی از فناوری‌های برتر دنیا هستند و شرایط را برای کسب دانش و در نهایت ارتقا صادرات با فناوری برتر فراهم می‌نمایند. ریسک سیاسی، ریسک مالی و ریسک اقتصادی نیز از دیگر عواملی هستند که بر صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه مؤثر است. به‌طوری که کاهش ریسک مالی می‌تواند شرایطی را فراهم کند که احتمال اختلال جدی در فرایند واسطه‌گری مالی را از بین ببرد. ریسک پایین اقتصادی منجر به اعمال قوانین و مقررات شفاف، باثبات و سیاست‌گذاری مناسب دولت می‌شود. ریسک پایین سیاسی نیز سبب ثبات دولت، اطمینان و عدم فساد، عدم خشونت سیاسی شدید و فقدان جنگ داخلی می‌گردد. بدین ترتیب کاهش انواع ریسک‌های سیاسی، مالی و اقتصادی موجب تقویت سرمایه‌گذاری در بخش صادرات و ارتقاء صادرات با فناوری

1. Kumar et al. (2016)
2. Lee & Bozeman (2005)
3. Javed & Liu (2018)
4. Toutkoushian et al. (2003)

برتر می‌گردد.



نمودار ۱. مدل مفهومی صادرات با فناوری برتر

مأخذ: روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸)، اکن و آوارا (۲۰۱۸)،گوربا و کائو (۲۰۱۵)، کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸).

۲-۲- ادبیات تجربی پژوهش

پیرامون موضوع صادرات با فناوری برتر مطالعات بسیاری انجام‌شده است. در بین مطالعات داخلی، شاه آبادی و ثمری به بررسی تأثیر نوآوری بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر کشورهای منتخب در حال توسعه و توسعه‌یافته طی دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۷ با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی و با روش تخمینی معادلات همزمان پرداختند، نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در کشورهای در حال توسعه، ضریب شاخص جهانی نوآوری و انباشت جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و تولید ناخالص داخلی بر صادرات با فناوری برتر، مثبت و معنادار است و ضریب شاخص حکمرانی نیز بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر مثبت و بی‌معنا برآورد می‌شود. در کشورهای توسعه‌یافته نیز، ضرایب متغیرهای شاخص جهانی نوآوری، انباشت جریان ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، تولید ناخالص داخلی و شاخص حکمرانی بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر، مثبت و معنادار است (شاه آبادی و ثمری، ۱۳۹۶: ۸۵).

فرخ‌منش، به بررسی تأثیر مهاجرت نخبگان بر صادرات محصولات با فناوری برتر طی دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۵ در کشورهای منتخب منطقه منا (MENA) و اقتصادهای نوظهور عضو G20 با رهیافت پانل دیتا و با روش تخمینی معادلات همزمان می‌پردازد. یافته‌های حاصل از برآورد معادله عمومی صادرات محصولات با فناوری بالا در هر دو گروه از کشورهای مورد مطالعه بیان می‌دارد تأثیر مهاجرت نخبگان بر صادرات محصولات با فناوری بالا منفی و معنادار است. همچنین متغیرهای کارآفرینی، شاخص قدرت رقابت‌پذیری و شاخص پیچیدگی اقتصادی در معادله عمومی صادرات محصولات مبتنی بر فناوری برتر دارای ضریب مثبت و معنادار است. شایان ذکر است، اثر غیرمستقیم مهاجرت نخبگان بر صادرات با فناوری بالا در هر دو گروه از کشورهای موردبررسی منفی و معنی‌دار است (فرخ‌منش، ۱۳۹۷: ۱).

شیرمحمدی، با بهره‌گیری از روش پانل دیتا اثر هزینه‌های تحقیق و توسعه بر تجارت کشورهای منتخب OECD و کشورهای آسیایی را مورد سنجش قرار می‌دهد. نتایج این پژوهش اثر هزینه‌های تحقیق و توسعه بر صادرات کشورهای عضو OECD را مثبت و معنادار ارزیابی می‌نماید و عدم رابطه معنادار بین افزایش هزینه‌های تحقیق و توسعه بر صادرات کل کشورهای منتخب آسیایی مشاهده می‌شود. در حالی‌که هزینه‌های تحقیق و توسعه بر صادرات صنایع با فناوری برتر در این کشورها دارای اثر مثبت و معناداری است (شیرمحمدی، ۱۳۹۱: ۱).

مهرگان و همکاران صادرات با فناوری برتر را در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه برای دوره زمانی

۲۰۰۵-۱۹۹۰ مورد بررسی قرار دادند. آن‌ها از روش GLS در پانل دیتا استفاده و با شناسایی متغیرهای قیمتی و غیر قیمتی، عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری برتر را شناسایی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد، متغیرهای FDI، R & D، نرخ ارز مؤثر واقعی، درجه باز بودن اقتصاد و تجارب ناشی از تجارت بر صادرات با فناوری برتر کشورهای مورد بررسی تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد (مهرگان و همکاران،۱۳۹۰: ۶۹).

در بین مطالعات خارجی، ژانگ و سیون به بررسی مقایسه‌ای وضعیت صادرات با فناوری برتر کشورهای چین و امریکا طی دوره ۲۰۱۶-۲۰۰۰ پرداختند. پس از ارائه تحقیقات تجربی در مورد عوامل صادراتی محصولات پیشرفته در استان جیانگ‌سو، نتایج پژوهش نشان می‌دهد، جنگ تجاری چین و امریکا عمدتاً بر صادرات محصولات پیشرفته از نظر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نوآوری فناوری تأثیر خواهد گذاشت و به‌منظور کاهش تأثیرات جنگ تجاری چین و ایالات‌متحده، لازم است استان جیانگ‌سو به تقویت اقتصاد خود از طریق رشد فعالیت‌های سرمایه‌گذاری خارجی در نوآوری بپردازد (ژانگ و سیون، ۲۰۱۹: ۸۵).

روجاس و کوریا به بررسی تأثیر پیچیدگی اقتصادی بر بهره‌وری علمی ۹۱ کشو منتخب طی دوره ۲۰۱۴-۲۰۰۳ پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد، بهره‌وری علمی در علوم پایه و مهندسی تأثیر مثبتی بر پیچیدگی اقتصادی کشورها دارد (روجاس و کوریا، ۲۰۱۹: ۲۶۷).

فیاض و کوار با استفاده از روش‌های تلفیقی و علّیت گرنجری به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری پیشرفته در کشور هند طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۸۰ پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد متغیرهای تقاضای جهانی، FDI و تحقیق و توسعه در تعیین صادرات با تکنولوژی پیشرفته تأثیرگذار و با اهمیت است. بنابراین نیاز به ایجاد محیطی مناسب برای سرمایه گذاری در فعالیتهای فناوری پیشرفته دیده می‌شود و هزینه‌های تحقیق و توسعه باید در زمینه گسترش نوآوری‌های فنی افزایش یابد. همچنین نتایج بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت صادرات با تکنولوژی پیشرفته هند است. علاوه بر این، آزمون علّیت گرنجر جهت‌گیری علّیت را از فعالیت‌های فناوری، تحقیق و توسعه و تقاضای جهانی به صادرات با فناوری پیشرفته نشان می‌دهد (فیاض و کوار، ۲۰۱۹: ۲۹).

بایراکتوتان و همکاران[1]، به بررسی تأثیر تحقیق و توسعه بر صادرات صنایع تولیدی فناوری پیشرفته و متوسط کشورهایی با سطوح مختلف توسعه اقتصادی طی دوره ۲۰۱۲-۱۹۹۶ پرداختند. نتایج حاصل از مدل تصحیح خطای بردار پانل (VECM) نشان می‌دهد، علّیت کوتاه‌مدت از سرمایه ثابت ناخالص (GFC) و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به صادرات صنایع تولیدی فناوری پیشرفته وجود دارد (بایراکتوتان و همکاران، ۲۰۱۸: ۴۳).

کاباکلارلی و همکاران[2]، به بررسی تأثیر رشد اقتصادی بر صادرات صنایع تولیدی فناوری پیشرفته کشورهای منتخب OECD طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۸۹ پرداختند و نتایج تجربی تخمین نشان‌دهنده وجود رابطه بلندمدت بین صادرات فناوری پیشرفته و رشد اقتصادی در کشورهای منتخب OECD است. نتایج همچنین بیانگر این واقعیت هستند که بهبود در برنامه‌های ثبت اختراع و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نقش تعیین کننده‌ای در به‌روزرسانی صادرات پیشرفته کشورهای عضو OECD دارد (کاباکلارلی و همکاران، ۲۰۱۸: ۴۷).

باسی‌اکن و فلیکس آوارا[3]، به بررسی تأثیر کیفیت نهادها بر تنوع صادرات کشور نیجریه طی دوره ۲۰۱۶-۱۹۹۶ پرداخته و با استفاده از مدل تصحیح خطا نشان دادند که علی‌رغم سهم قابل‌توجه صادرات، کشور مزبور توانسته است با تقویت چهار شاخص اثربخشی دولت، حاکمیت قانون، ثبات سیاسی و کنترل فساد، تولید ناخالص داخلی خود را تا حد فراوانی متنوع سازد (باسی‌اکن و فلیکس آوارا، ۲۰۱۸: ۵۷).

بورناکیس و تسوکیس[4]، به بررسی تأثیر اندازه دولت و هزینه‌های انجام‌شده در جهت ارتقاء کیفیت نهادها بر تنوع صادرات ۱۸ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۸۰ پرداخته و نتایج نشان داد، اندازه دولت تأثیری معنادار و مثبت غیرخطی بر عملکرد صادرات دارد (بورناکیس و تسوکیس، ۲۰۱۶: ۳۷).

گروبا و کائو[5]، به بررسی تأثیر نوآوری، سیاست، بازارها، اقتصاد محیطی و منابع بر صادرات با فناوری برتر ۴۳ کشور توسعه‌یافته و در حال توسعه طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۶ پرداختند و نتایج مطالعه نشان داد هزینه‌های تجارت تأثیر منفی بر صادرات مورد نظر دارد (گروبا و کائو، ۲۰۱۵: ۲۴۳).

اورا و همکاران[6]، به بررسی تأثیر نوآوری و میزان ارتباط با بازارهای جهانی بر عملکرد صادرات کشور برزیل در سال

1. Bayraktutan et al. (2018)

2. Kabaklarli et al. (2018)
3. Bassey Okon & Felix Awara (2018)
4. Bournakis & Tsoukis (2016)
5. Groba & Cao (2015)
6. Oura et al. (2015)

۲۰۱۳ به روش معادلات ساختاری حداقل مربعات پرداخته و نتایج پژوهش حاکی از آن است که اثر ایجاد ظرفیت‌های نوآور در کسب‌وکارهای کوچک و متوسط بر عملکرد صادراتی، مثبت و معنادار است، گرچه اثر سایر متغیرها از جمله میزان ارتباط با بازارهای جهانی، شدیدتر از آن است (اورا و همکاران، ۲۰۱۵: ۱).

ساندیو و کیوکانل[1]، به بررسی تأثیر نوآوری و تحقیق و توسعه بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر کشورهای عضو اتحادیه اروپا در سال ۲۰۱۲ پرداختند. نتایج مطالعه نشان داد، بهبود استراتژی رشد نوآوری به سطوح بالاتر رقابت‌پذیری در تولیدات مبتنی بر فناوری برتر منجر می‌گردد (ساندیو و کیوکانل، ۲۰۱۴: ۸۰).

تبالدی[2]، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر کشورهای منتخب جهان طی دوره ۲۰۰۸-۱۹۹۶ پرداخت. نتایج حاصل از پژوهش بیان می‌دارد، سرمایه انسانی، جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و درجه باز بودن اقتصاد، از عوامل بسیار مؤثر بر سطح عملکرد صنایع با فناوری برتر هر کشور است. نتایج همچنین نشان داد؛ تشکیل سرمایه، پس‌اندازها و ثبات اقتصاد کلان فاقد تأثیر معنادار بر صادرات با فناوری برتر است (تبالدی، ۲۰۱۱: ۳۴۳).

وغیاتزاوغلو[3]، به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر صادرات محصولات فناوری اطلاعات و ارتباطات ۲۹ کشور منتخب طی دوره ۲۰۰۶-۲۰۰۰ می‌پردازد. نتایج این مطالعه نشان داد که هزینه‌های تحقیق و توسعه و سرمایه انسانی اثر مثبت و معنی‌داری بر صادرات محصولات فناوری اطلاعات و ارتباطات کشورهای مورد مطالعه دارند (وغیاتزاوغلو، ۲۰۰۹: ۱).

فینسترا و کی[4]، به بررسی تأثیر بهره‌وری درون کشوری و بهره‌وری بین کشوری بر تنوع صادرات ۴۸ کشور OECD طی دوره ۲۰۰۰-۱۹۸۰ پرداخته و نتایج مدل برآوردی نشان داد که در بین کشورهای OECD، تغییرات بهره‌وری درون کشوری معادل ۳۱ درصد هست و تنها درصد بسیار اندکی از تغییرات بهره‌وری بین کشوری هست. با مروری بر مطالعات تجربی انجام شده درباره عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری برتر ملاحظه می‌گردد که تأثیر متغیر بهره‌وری علمی و اجزاء آن به‌عنوان متغیر کلیدی در صادرات با فناوری برتر کم‌تر مورد تأکید قرارگرفته یا مطالعات جامعی در آن خصوص صورت نگرفته است؛ بنابراین هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی تأثیر متغیر بهره‌وری علمی بر رشد صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه (G15) است (فینسترا و کی، ۲۰۰۸: ۵۰۰).

در این پژوهش با الهام از مطالعات روجاس و کوریا سعی شد تا حوزه‌های علمی طبقه‌بندی شده توسط شاخص‌های اداره سرشماری اقتصادی ایالات‌متحده امریکا که به نظر تأثیرگذار بر صادرات با فناوری برتر هستند مورد تأکید قرار گیرند(روجاس و کوریا، ۲۰۱۹: ۲۶۷).

۳- روش شناسی پژوهش

در چارچوب مبانی نظری استخراج‌شده و با الهام از مطالعات تجربی روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، اسمیت و همکاران (۲۰۱۹)، لین (۲۰۱۹)، ژانگ و سیون (۲۰۱۹)، هیو و ژنگ (۲۰۱۹) بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸)، کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸)، باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶) و گروبا و کائو (۲۰۱۵)، رابطه ۱، برای تخمین مدل صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه (G15) معرفی می‌گردد:

(۱)

$$HEX = F(SP, ER, FR, PR)$$

که در آن؛ شاخص صادرات با فناوری برتر (HEX)[5] به‌عنوان متغیر وابسته در این پژوهش منظور شده که تابعی از بهره‌وری علمی (SP)[6]، ریسک اقتصادی (ER)[7]، ریسک مالی (FR)[8] و ریسک سیاسی (PR)[9] است و رابطه ۲، به‌عنوان مدل صادرات با فناوری برتر برآورد می‌گردد[10]:

لازم به ذکر است که مدل پژوهش با استفاده از روش خودرگرسیون‌برداری پانل دیتا (PVAR) در هشت حالت از شاخص‌های بهره‌وری علمی؛ بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی (BGM)[11]، علوم رایانه (CS)[12]، علوم مواد (MS)[13]، مهندسی (EN)[14]، پزشکی (ME)[1]، ریاضیات (M)[2] و فیزیک

1. Sandu & Ciocanel (2014)
2. Tebaldi (2011)
3. Vogiatzoglou (2009)
4. Feenstra & Kee (2008)

5. High Technology Exports
6. Scientific Productivity
7. Economic Risk
8. Financial Risk
9. Political Risk
۱۰. شایان ذکر است، برای همگن کردن داده‌ها از شکل لگاریتمی آنها استفاده شده است.
11. Biochemistry, Genetics & Molecular Biology
12. Computer Science
13. Materials Science
14. Engineering

و علوم فضا (P&A)[3] با سایر متغیرهای تعیین کننده در رابطه ۲ برآورد می‌گردد. ازآنجاکه دانش و علوم مربوط به حوزه‌های بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، علوم رایانه، مهندسی شیمی، علوم مواد، ریاضیات، پزشکی، مهندسی و فیزیک و علوم فضا از بهترین عوامل تعیین کننده بر صادرات با فناوری برتر بوده‌اند (روجاس و کوریا، ۲۰۱۹)، پژوهش حاضر حوزه‌هایی علمی را انتخاب نموده که صادرات با فناوری برتر کشورها را توضیح دهد.

(۲)

$$Log(HEX)_{it,z} = \beta_{10} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ecitl,j} * Log(SP)_{t-j,z} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ecimi,j} * Log(FR)_{t-j,z} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ecifdi,j} * Log(PR)_{t-j,z} + \sum_{j=1}^{p} \beta_{ecigfcf,j} * Log(ER)_{t-j,z} + \varepsilon_t$$

در ادامه لازم است به توصیف مختصری درباره متغیرهای مورداستفاده در مدل اشاره شود:

صادرات با فناوری برتر (HEX): اطلاعات، فناوری و دانش از مهم‌ترین عوامل هدایت‌کننده جوامع به دوره توسعه‌یافتگی است و فناوری‌های جدید به‌طور مداوم زمینه را برای تقاضاهای جدید فراهم می‌کند که در جای خود محرک سرمایه‌گذاری و تضمین‌کننده رشد صادرات با فناوری برتر است. در این رابطه مطالعات روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸)، کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸)، باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶) و گروبا و کائو (۲۰۱۵) به اهمیت دانش و فناوری بر صادرات پرداخته و متناسب بااهمیت صادرات با فناوری برتر بر رشد اقتصادی مستمر و باثبات به بررسی عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری برتر پرداختند. در این پژوهش نیز از شاخص صادرات با فناوری برتر به قیمت ثابت ۲۰۱۰ استفاده می‌شود که اطلاعات مربوطه از پایگاه آماری بانک جهانی[4]، استخراج شده است.

بهره‌وری علمی (SP): در میان پژوهشگران و دانشمندان علمی در سراسر جهان شاخص اچ-ایندکس[5]، میزان ارجاع به مقالات علمی و تعداد مقالات آنان را نشان می‌دهد و هرچه عدد آن بزرگ‌تر باشد یعنی ارجاعات جهانی به این مقالات بیشتر است. اچ-ایندکس یک شاخص عددی است و بهره‌وری و تأثیرگذاری علمی دانشمندان را به‌صورت کمی نمایش می‌دهد که با در نظر گرفتن تعداد مقالات پراستناد افراد و تعداد دفعات استناد شدن آن مقالات توسط دیگران محاسبه شده و از آن می‌توان برای تأثیرگذاری علمی گروهی از دانشمندان و بررسی میزان علم نافع آنان بهره برد. این شاخص برای محاسبه تأثیرگذاری علمی دانشگاه‌ها و دانشمندان در سراسر جهان و رتبه‌بندی‌های علمی نیز استفاده می‌شود. همچنین به کمک این شاخص می‌توان، دانشمندان و محققان تأثیرگذار را از افرادی که صرفاً تعداد زیادی مقاله منتشر کرده‌اند، متمایز کرد و برای مقایسه محققانی که در یک حوزه کاری یکسان فعالیت می‌کنند، کاربرد دارد چراکه این شاخص تأثیر زیادی در پیشگویی افرادی دارد که بعداً جوایزی از جمله نوبل دریافت کرده‌اند. در این پژوهش از تعداد مقاله‌های علمی کشور که دارای بالاترین ارجاعات هستند، به‌عنوان شاخص بهره‌وری علمی استفاده شد و داده‌های مربوطه به همراه رتبه کشور[6] نیز از پایگاه آماری مجله شیماگو[7] استخراج شده است. نتایج مطالعات روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶)، گروبا و کائو (۲۰۱۵)، وغیاتزاوغلو (۲۰۰۹)، فینسترا و لویی‌کی (۲۰۰۸) بیانگر تأثیرگذاری مثبت متغیر بهره‌وری علمی و اجزاء آن بر صادرات با فناوری برتر است.

کیفیت نهادها (QI)[8]: بهبود کیفیت نهادها سبب ساختارمندشدن انگیزه‌های نهفته پس‌اندازکنندگان می‌گردد و به نظر می‌رسد که بهبود کیفیت نهادها منجر به ایجاد بسترهای مناسب برای کسب دانش و فناوری در بخش صادرات از طریق کاهش ریسک سرمایه‌گذاری و بهبود فضای کسب‌وکار شود. برای این منظور در پژوهش حاضر از شاخص ریسک سرمایه‌گذاری استفاده شد.

ریسک سرمایه‌گذاری (IR)[9]: ریسک، احتمال انحراف بازده حقیقی سرمایه‌گذاری از بازده مورد انتظار است و سرمایه‌گذار در بخش صادرات با فناوری برتر زمانی با ریسک روبه‌رو می‌شود که نسبت به بازده مورد انتظار در زمان آینده

1. Medicine
2. Mathematics
3. Physics & Astronomy
4. www.wdi.ir
5. H index
6. Scimago Journal & Country Rank
7. Scimago
8. Quality of Institution
9. Investment Risk

اطمینان قطعی نداشته باشد؛ بنابراین اگر ریسک سرمایه‌گذاری افزایش یابد انگیزه سرمایه‌گذاران و پس‌اندازکنندگان برای سرمایه‌گذاری در بخش صادرات با فناوری برتر تحت تأثیر قرارگرفته و تجهیز منابع مالی در بخش صادرات با فناوری برتر را کاهش می‌دهد. در پژوهش حاضر، ریسک سرمایه‌گذاری، یک شاخص ترکیبی به نام ریسک مرکب[1] از سه شاخص ریسک سیاسی (PR)، ریسک مالی (FR) و ریسک اقتصادی (ER) است که بیانگر میزان ریسک سرمایه‌گذاری و به‌عنوان معیاری از سطح امنیت سرمایه‌گذاری مطرح‌شده است.

ریسک مالی (FR): ریسک پایین مالی شرایطی فراهم می‌کند که در آن بازار سرمایه توانایی مقاومت کردن در مقابل شوک‌ها و حل کردن عدم تعادل‌ها را داشته باشند و در نتیجه بتواند احتمال اختلال جدی در فرایند واسطه‌گری مالی که به تجهیز و تخصیص پس‌اندازها به فرصت‌های سرمایه‌گذاری سودمند در بخش صادرات با فناوری برتر آسیب وارد سازد را از بین ببرد. نتایج مطالعات بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) پیرامون این شاخص تأثیرگذاری ریسک مالی بر صادرات با فناوری برتر را مثبت بیان نمودند. براساس شاخص ICRG ریسک مالی از مجموع ۵ مؤلفه: نسبت بدهی خارجی به GDP، نسبت بدهی‌های خارجی به صادرات کالا و خدمات، نسبت تراز حساب‌جاری به صادرات کالا و خدمات، ثبات نرخ ارز، خالص نقدینگی بین‌المللی به‌صورت ماه‌های پوشش جهت تأمین مالی واردات به دست می‌آید و در مجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک مالی است و داده‌های آن از راهنمای بین‌المللی ریسک کشور[2] استخراج شده است.

ریسک اقتصادی (ER): ریسک پایین اقتصادی به‌عنوان چارچوبی متشکل از قوانین و مقررات شفاف و باثبات و سیاست‌گذاری مناسب دولت، بستر لازم برای رشد مستمر و باثبات اقتصادی و اطمینان نسبت به آینده است و باعث می‌شود تا محیط مناسبی برای سرمایه‌گذاری پس‌اندازکنندگان در بخش صادرات با فناوری برتر فراهم گردد. نتایج مطالعات کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) بیانگر تأثیرگذاری مثبت ریسک اقتصادی بر صادرات با فناوری برتر است. براساس شاخص ICRG، ریسک اقتصادی از مجموع ۵ مؤلفه: تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم سالیانه، کسری بودجه دولت نسبت به GDP و تراز حساب‌جاری نسبت به GDP به دست می‌آید و درمجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک اقتصادی است و داده‌های آن از راهنمای بین‌المللی ریسک کشور استخراج شده است.

ریسک سیاسی (PR): ریسک بالای سیاسی (بی‌ثباتی دولت، فساد و عدم اطمینان، خشونت سیاسی شدید، جنگ داخلی، بروکراسی بالا و عدم دموکراسی و...) باعث کاهش اعتماد برای سرمایه‌گذاری در بخش صادرات می‌شود و هزینه‌های دستیابی به دانش و فناوری را برای تولید کالاهای با فناوری برتر برای صادرات افزایش می‌دهد و منجر به افول صادرات با فناوری برتر می‌شود. نتایج مطالعه باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸) پیرامون این شاخص تأثیرگذاری ریسک سیاسی بر صادرات با فناوری برتر را ناچیز اذعان می‌دارد. براساس شاخص ICRG، ریسک سیاسی از مجموع ۱۲ مؤلفه: ثبات حکومت، شرایط اجتماعی- اقتصادی، ریسک مصادره و عدم برگشت سود سرمایه‌های خارجی، درگیری داخلی، درگیری خارجی، فساد، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی، حاکمیت نظم و قانون، تنش‌های نژادی، پاسخگویی حکومت در برابر مردم و کیفیت دیوان سالاری به دست می‌آید و در مجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک سیاسی است و داده‌های آن از راهنمای بین‌المللی ریسک کشور استخراج شده است. متغیرهای مورد استفاده در مدل، منابع داده‌های آماری و نتایج انتظاری برای هر یک از متغیرهای مذکور در جدول ۱، آمده است.

٤- نتایج برآورد مدل

پیش از تخمین الگو ابتدا، به بررسی ایستایی متغیرها پرداخته می‌شود. به‌منظور بررسی ایستایی متغیرها در طول زمان از آزمون‌های ریشه واحد ایم، پسران و شین (IPS)[3] و ریشه واحد لوین، لین و چو[4] (LLC) استفاده شد که نتایج آن در جدول ۲ آمده است و نتایج نشان داد، تمامی متغیرها در سطح ایستا هستند و نیاز به آزمون هم‌انباشتگی دیده نمی‌شود.

اولین مرحله در برآورد الگوی VAR تعیین وقفه بهینه در الگو است. به این منظور ابتدا لازم است تا حداکثر وقفه یک، برای آزمون مشخص شود. از آنجا که حجم نمونه نسبتاً کوچک است و تعداد وقفه بیش از سه، درجه آزادی را بشدت کاهش می‌دهد، حداکثر یک وقفه برای آزمون تعیین شده است. این

1. Composite Risk
2. International Country Risk Guide
3. I'm, Pesaro and Shin
4. Levin, Lin and Chu

کار با استفاده از معیارهای آکانیک (AIC)، شوارتز بیزین (SBC)، حنان کوئین (HQC) و آزمون نسبت راستنمائی (LR) صورت گرفته است. مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که معیار شوارتز عموماً بهتر از معیار آکانیک در انتخاب وقفه است (پسران، ۲۰۱۵)؛ بنابراین بر اساس نتایج معیار شوارتز – بیزین و به‌منظور کنترل درجه آزادی، وقفه بهینه جهت برآورد مدل خودرگرسیو برداری، عدد یک انتخاب می‌شود که در جدول ۳، حداکثر وقفه‌ی یک (ستاره‌دار) نشان داده شده است که بیانگر وقفه بهینه است.

جدول ۱. تعریف متغیرهای بکار رفته در مدل صادرات با فناوری برتر

متغیر	نماد	شاخص	مطالعات مربوطه
صادرات با فناوری برتر	HEX	صادرات با فناوری برتر به قیمت ثابت ۲۰۱۰	مطالعات روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸)، کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸)، باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶) و گروبا و کائو (۲۰۱۵) به این موضوع پرداخته‌اند.
بهره‌وری علمی	SP	تعداد مقاله‌های علمی کشور که دارای بالاترین ارجاعات هستند.	نتایج مطالعه روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶)، گروبا و کائو (۲۰۱۵)، وغیاتزاوغلو (۲۰۰۹)، فینسترا و لویی‌کی (۲۰۰۸) پیرامون این شاخص، رابطه زیر را اذعان می‌دارند: $\frac{\Delta HEX}{\Delta SP} > 0$
ریسک مالی	FR	بر اساس شاخص ICRG[1] ریسک مالی از مجموع ۵ مؤلفه: نسبت بدهی خارجی به GDP[2]، نسبت بدهی‌های خارجی به صادرات کالا و خدمات، نسبت تراز حساب جاری به صادرات کالا و خدمات، ثبات نرخ ارز، خالص نقدینگی بین‌المللی به‌صورت ماه‌های پوشش جهت تأمین مالی واردات به دست می‌آید و در مجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک مالی است.	طبق مطالعه بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) پیرامون این شاخص رابطه زیر انتظار می‌رود: $\frac{\Delta \mathrm{HEX}}{\Delta \mathrm{FR}} > 0$
ریسک اقتصادی	ER	بر اساس شاخص ICRG ریسک اقتصادی از مجموع ۵ مؤلفه: تولید ناخالص داخلی سرانه، رشد تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم سالیانه، کسری بودجه دولت نسبت به GDP، تراز حساب جاری نسبت به GDP به دست می‌آید و در مجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک اقتصادی است.	طبق مطالعه کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) پیرامون این شاخص رابطه زیر انتظار می‌رود: $\frac{\Delta \mathrm{HEX}}{\Delta ER} > 0$
ریسک سیاسی	PR	بر اساس شاخص ICRG ریسک سیاسی از مجموع ۱۲ مؤلفه: ثبات حکومت، شرایط اجتماعی–اقتصادی، ریسک مصادره و عدم برگشت سود سرمایه‌های خارجی، درگیری داخلی، درگیری خارجی، فساد، دخالت نظامیان در سیاست، تنش‌های مذهبی، حاکمیت نظم و قانون، تنش‌های نژادی، پاسخ‌گویی حکومت در برابر مردم و کیفیت دیوان‌سالاری به دست می‌آید و در مجموع امتیازی را شامل می‌شود که هر چه افزایش یابد نشان از کاهش ریسک سیاسی است.	نتایج مطالعه باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸) پیرامون این شاخص رابطه زیر را ناچیز اذعان می‌دارد: $\frac{\Delta HEX}{\Delta PR} > 0$

مأخذ: یافته‌های پژوهش و پایگاه آماری www.wdi.org

1. The International Country Risk Guide
2. Gross Domestic Production

جدول ۲. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعداد وقفه	آزمون ایم، پسران و شین		آزمون لوین، لین و چو	
		آماره	احتمال	آماره	احتمال
L(HEX)	I(۰)*	۴۳/۷۴۳	(۰/۰۲۹۵)	۴۳/۷۴۳	(۰/۰۳۹۶)
L(FR)	I(۰)	۵۴/۸۳۵	(۰/۰۰۱۸)	-۳/۵۴۱۱	(۰/۰۰۰۲)
L(ER)	I(۰)	۱۶۵/۰۳۱	(۰/۰۰۰۰)	-۵/۰۲۳	(۰/۰۰۰۰)
L(PR)	I(۰)	۵۰/۷۸۴	(۰/۰۰۵۳)	-۳/۷۹۷	(۰/۰۰۰۱)
L(SP)	I(۰)	۴۶/۹۵۴	(۰/۰۱۳۹)	-۴/۴۰۶	(۰/۰۰۰۰)
L(BGM)	I(۰)	۴۳/۶۸۵	(۰/۰۱۱۴)	-۳/۳۲۷	(۰/۰۰۰۰)
L(CS)	I(۰)	۱۶۰/۲۲۵	(۰/۰۰۰۰)	-۹/۲۳۴	(۰/۰۰۰۰)
L(CE)	I(۰)	۵۷/۸۴۱	(۰/۰۰۰۸)	-۲/۹۶۹	(۰/۰۰۱۵)
L(MS)	I(۰)	۵۳/۰۹۵	(۰/۰۰۲۹)	-۳/۴۹۱	(۰/۰۰۰۲)
L(M)	I(۰)	۱۱۵/۸۲۶	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۲۵	(۰/۰۰۰۰)
L(P&A)	I(۰)	۸۳/۶	(۰/۰۰۰۰)	-۶/۳۵۶	(۰/۰۰۰۰)

* I(۰) ایستایی در سطح را نشان می‌دهد.

جدول ۳. نتایج وقفه بهینه

lag	logL	LR	AIC	SC	HQ
۱	۷۸۶/۵۰۱	۱۴۶۶/۸۵۱	-۹/۸۲۴	-۹/۲۳۳*	-۹/۵۸۴
۲	۸۴۲/۷۶۵	۱۰۴/۲۹۸	-۱۰/۲۳	-۹/۱۴۶	-۹/۷۹*
۳	۸۷۰/۵۱۷	۴۹/۵۶۸	-۱۰/۲۶۶	-۸/۶۸۸	-۹/۶۲
۴	۸۹۶/۳	۴۴/۲۵۳	-۱۰/۲۷۶	-۸/۲۰۵	-۹/۴۳۵
۵	۹۲۵/۱۰۶	۴۷/۱۶	-۱۰/۳۲۶	-۷/۷۶۲	-۹/۲۸۴
۶	۹۴۸/۳۷۲	۳۷/۱۶	-۱۰/۳۰۳	-۷/۲۴۶	-۹/۰۶۱
۷	۹۷۵/۴۸۳	۴۱/۵۴۷	-۱۰/۳۳	-۶/۷۸۱	-۹/۸۸۹
۸	۱۰۰۲/۲۹	۳۹/۳۴۶*	-۱۰/۳۵۴*	-۶/۳۱۱	-۹/۷۱۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش

برای برآورد مدل خودرگرسیون‌برداری پانل (PVAR) نیاز به بررسی پایداری مدل هست. یک مدل خودرگرسیون برداری پانل در صورتی پایدار است که کلیه ماژول‌های ماتریس همراه اکیداً کوچک‌تر از یک باشند. برقراری این شرط (شرط پایداری) متضمن معکوس‌پذیر بودن مدل خودرگرسیون‌برداری پانل و امکان نمایش آن به‌صورت میانگین متحرک‌برداری از مرتبه بی‌نهایت است که می‌تواند برای تفسیر توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس به کار رود. نتایج پایداری مدل در جدول ۴ نشان می‌دهد، با توجه به اینکه مقادیر ویژه این مدل کمتر از یک بوده و ریشه ماتریس کامپائین در داخل دایره واحد قرار گرفته است، لذا شرط ثبات (پایداری) در مدل PVAR برقرار است[1] (پسران، ۲۰۱۵، گرین[2]، ۲۰۱۲ و بالتاجی[3]، ۲۰۰۸).

جدول ٤. آزمون ثبات مدل

Modulus	Root
۰/۹۹۹۴۷۷	۰/۹۹۹۴۷۷
۰/۹۵۸۲۵۴	۰/۹۵۸۲۵۴
۰/۸۹۸۲۰۱	۰/۸۹۸۲۰۱
۰/۶۸۵۷۶۳	۰/۶۸۵۷۶۳
۰/۵۰۳۲۴۲	۰/۵۰۳۲۴۲

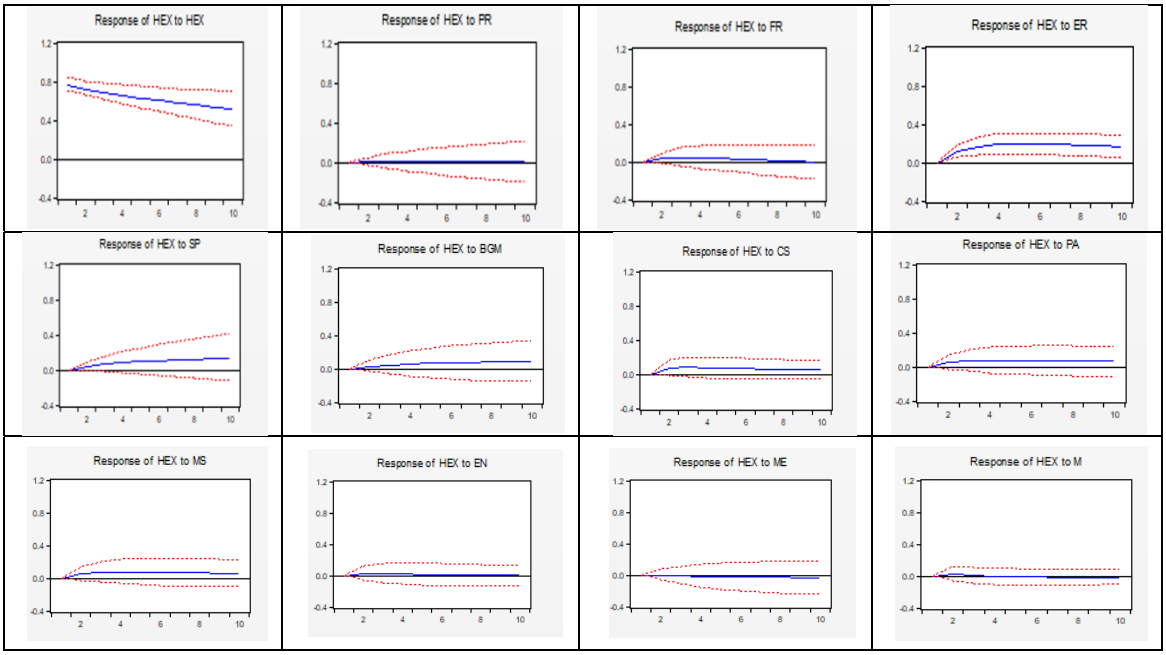
مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین لازم به ذکر است که در تمام حالات تخمین (هفت حالت) حداکثر وقفه بهینه برابر با یک است و شرط پایداری در آنها برقرار هست؛ بنابراین متناسب با فراهم بودن شرایط برای برآورد مدل خودرگرسیون‌برداری پانل (PVAR) در ادامه به

۱. در تمام حالات تخمین پایداری مدل (در تمام هفت حالت از تخمین) تأیید می‌شود و برای جلوگیری از اطاله کلام جداول مختص آنها ذکر نشده است.

2. Greene (2012)
3. Baltagi (2008)

بررسی تجزیه‌و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه و تحلیل واریانس خطای پیش‌بینی پرداخته می‌شود.



مجموعه نمودار ۲. واکنش صادرات با فناوری برتر نسبت به شوک‌های واردشده از طرف متغیرهای توضیحی

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-١- تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی

از کاربردهای الگوی PVAR بررسی واکنش متغیرهای الگو نسبت به شوک‌های به وجود آمده در هر یک از متغیرها است و ضرایب برآورد شده در مدل دارای تفسیر اقتصادی خاصی نیستند، با این‌حال نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی می‌تواند حاوی تفاسیر مهمی باشد (پسران، ۲۰۱۵ و هسیاو[1]، ۲۰۱۴). بدین منظور پژوهش حاضر به بررسی واکنش صادرات با فناوری برتر نسبت به بهره‌وری علمی کشورهای در حال توسعه (G15) می‌پردازد. به‌طوری‌که اثر شوک متغیرهای لحاظ شده در مدل بر روی صادرات با فناوری برتر بررسی می‌گردد و نشان داده می‌شود که اگر یک تغییر ناگهانی (شوک) در متغیرهای مدل رخ دهد، اثر آن بر صادرات با فناوری برتر در طول دوره‌های مختلف چه مقدار خواهد بود. نتایج حاصل از توابع عکس‌العمل آنی در مجموعه نمودار ۲ آمده است که در ادامه به بررسی واکنش صادرات با فناوری برتر نسبت به شوک‌های واردشده از طرف متغیرهای توضیحی پرداخته می‌شود:

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک

صادرات با فناوری برتر (HEX): واکنش صادرات با فناوری برتر نسبت به شوک‌های خود صادرات با فناور ی برتر، مثبت بوده که بعد از ۱۰ دوره نیز به سمت صفر میل نمی‌کند؛ بنابر این، یک شوک مثبت در صادرات با فناور ی برتر باعث افزا یش صادرات با فناوری برتر می‌شود. بر اساس شکل فوق اثر این شوک بلندمدت است لذا نتایج حاکی از آن است که تولید کالاهای با فناوری برتر و صادرات آنها تا مدت‌ها می‌تواند منجر به افزایش صادرات با فناوری برتر در کشورهای در حال توسعه شود. روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸)، کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸)، باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶) و گروبا و کائو (۲۰۱۵) نیز در مطالعات خود اهمیت این متغیر را متذکر شده‌اند.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک بهره‌وری علمی (SP): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در بهره‌وری علمی باعث ارتقاء صادرات با فناوری برتر می‌گردد. همان‌طور که در مجموعه نمودار ۲ نیز مشخص است افزایش در بهره‌وری علمی ابتدا تأثیر مثبت ناچیزی بر صادرات با فناوری برتر دارد اما به مرور زمان تأثیر افزایش

1. Hsiao (2014)

بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده افزایش می‌یابد تا جایی که در نهایت بعد از حدود ۱۰ سال، اثر آن هنوز افزایشی است. لذا، می‌توان بهره‌وری علمی را از عوامل مؤثر بر صادرات با فناوری برتر در نظر گرفت. بهره‌وری علمی می‌تواند منجر به کسب دانش و فناوری جدید شده و نظرها را به سمت اقتصاد دانش‌بنیان در جهت تولید کالا و خدمات با فناوری برتر سوق دهد. به‌عبارت دیگر بهره‌وری علمی زمینه را برای بهبود و تغییر در تولیدات فراهم نموده و مزیت رقابتی را برای حضور در بازارهای خارجی نیز، مهیا می‌سازد و با تمرکز بر مؤلفه‌های دانش و بهره‌وری علمی شرایط را برای دستیابی به فناوری برتر فراهم نماید و منجر شود فناوری در بخش صادرات به جریان بیافتد و سبب تولیدات با فناوری برتر گردد. نتایج مطالعات روجاس و کوریا (۲۰۱۹)، بورناکیس و تسوکیس (۲۰۱۶)، گروبا و کائو (۲۰۱۵)، وغیاتزاوغلو (۲۰۰۹)، فینسترا و لویی کی (۲۰۰۸) نیز هم‌سو با نتایج این پژوهش است.

در ادامه به تأثیرپذیری صادرات با فناوری برتر از شوک شاخص‌های بهره‌وری علمی پرداخته می‌شود که در این پژوهش به مؤلفه‌های بهره‌وری علمی از قبیل بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، علوم رایانه، علوم مواد، مهندسی، پزشکی، ریاضیات و فیزیک و علوم فضا توجه شده است:

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی (BGM): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علم بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی باعث ارتقاء صادرات با فناوری برتر می‌گردد. همان‌طور که در مجموعه نمودار ۲ نیز مشخص است افزایش دانش در حوزه بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، ابتدا تأثیر مثبت ناچیزی بر صادرات با فناوری برتر دارد اما به مرور زمان افزایش علم بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی منجر به افزایش فزاینده صادرات با فناوری برتر می‌گردد تا جایی که در نهایت بعد از ۱۰ سال، اثر آن هنوز افزایشی است.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی پزشکی (ME): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علم پزشکی تأثیر چندانی بر صادرات با فناوری برتر ندارد. اگرچه در دوره اولیه تأثیر آن اندک است اما با گذشت زمان تأثیرگذاری آن نسبت به ابتدای دوره افزایش یافته است و می‌توان بیان داشت که این مؤلفه از بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر تأثیر بلندمدتی دارد.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی مهندسی (EN): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در مؤلفه علم مهندسی تأثیر چندانی بر صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه ندارد اما در ابتدای دوره تأثیرگذاری آن بیشتر از انتهای دوره است و این بدین معنا هست که تأثیرگذاری مؤلفه علم مهندسی بر صادرات با فناوری برتر، دیدگاه کوتاه‌مدتی است.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی علوم رایانه (CS): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علوم رایانه باعث ارتقاء صادرات با فناوری برتر می‌شود. همان‌طور که در مجموعه نمودار ۲ نیز نشان می‌دهد، افزایش دانش در حوزه علوم رایانه ابتدا تأثیر مثبت ناچیزی بر صادرات با فناوری برتر دارد اما باگذشت زمان تأثیر علوم رایانه بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده افزایشی است تا جایی که درنهایت بعد از ۱۰ سال، اثر آن هنوز مثبت و افزایشی است.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی علوم مواد (MS): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علوم مواد باعث ارتقاء صادرات با فناوری برتر می‌شود. همان‌طور که در مجموعه نمودار ۲ نیز نشان می‌دهد، افزایش دانش در علوم مواد ابتدا تأثیر مثبت ناچیزی بر صادرات با فناوری برتر دارد اما به مرور زمان تأثیر علوم مواد بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده افزایشی است تا جایی که در نهایت بعد از ۱۰ سال، اثر آن هنوز تأثیر مثبت دارد.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی ریاضیات (M): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علم ریاضیات تأثیر چندانی بر صادرات با فناوری برتر کشورهای در حال توسعه ندارد اما در ابتدای دوره تأثیرگذاری آن بیشتر از انتهای دوره است و این بدین معنا هست که تأثیرپذیری صادرات با فناوری برتر از علم مهندسی دوره کوتاه‌مدتی دارد.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک علمی فیزیک و علوم فضا (P&A): در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک مثبت در علم فیزیک و علوم فضا باعث ارتقاء صادرات با فناوری برتر می‌گردد. شکل ۱ نیز حاکی است که افزایش این مؤلفه از بهره‌وری علمی ابتدا تأثیر مثبت اندکی بر صادرات با فناوری برتر دارد اما در طی زمان تأثیر افزایش بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده

هنوز روند افزایشی را دارد و بعد از ۱۰ سال نیز چنین روندی را حفظ نموده است.

با توجه به تأثیرپذیری صادرات با فناوری برتر از مؤلفه‌های بهره‌وری علمی می‌توان بیان داشت که از بین مؤلفه‌های مورد بررسی، بهره‌وری علمی، علوم بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، علوم رایانه، علوم مواد و علمی فیزیک و علوم فضا بیشترین تأثیر را در افزایش صادرات با فناوری برتر دارند و سایر مؤلفه‌ها (پزشکی، مهندسی و ریاضیات) تأثیرگذاری کمتری نسبت به مؤلفه‌های مذکور بر صادرات با فناوری برتر دارند.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک ریسک اقتصادی (ER): نتایج آزمون عکس‌العمل آنی ریسک اقتصادی نشان می‌دهد، در طول یک دوره ۱۰ ساله، با ایجاد یک شوک در ریسک اقتصادی ابتدا صادرات با فناوری برتر افزایش می‌یابد، ولی بعد از حدود ۴ سال اثر مثبت آن به حداکثر مقدار خود می‌رسد و حدوداً در سال ۸ شروع به روند کاهشی می‌نماید. با اینکه روند کاهشی را از سال ۸ شروع می‌نماید، اما در دوره ۱۰ هنوز تأثیر مثبت خود را بر صادرات با فناوری برتر حفظ نموده است. همان‌طور که در مجموعه نمودار ۲ مشاهده می‌شود، تأثیر آن بلندمدت است و بعد از ۱۰ سال نیز تأثیرگذاری مثبت آن بر صادرات با فناوری برتر پابرجاست. همچنین لازم به ذکر است افزایش امتیاز شاخص ریسک اقتصادی به معنای کاهش ریسک اقتصادی است؛ بنابراین تأثیر مثبت ریسک اقتصادی به معنای کاهش ریسک اقتصادی و تأثیر مثبت آن بر صادرات با فناوری برتر است. در حقیقت کاهش ریسک اقتصادی بستر لازم را برای تولید کالاهای با فناوری برتر فراهم می‌آورد و احتمال عدم قطعیت برای دستیابی به صادرات با فناوری برتر را کاهش می‌دهد و ترس از فعالین اقتصادی را برای شروع یا ادامه فعالیت‌های نوآورانه و با فناوری برتر کاهش می‌دهد. در نتیجه، تولیدکنندگان با اطمینان بیشتری به ایجاد و توسعه فعالیت‌های دانش‌بنیان در راستای صادرات با فناوری برتر گام برمی‌دارند. پیرامون متغیر مذکور نتایج پژوهش منطبق با مطالعات کاباکلارلی و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) است.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک ریسک مالی (FR): نتایج آزمون عکس‌العمل آنی ریسک مالی نشان می‌دهد، در طول یک دوره ۱۰ ساله، با ایجاد یک شوک در ریسک مالی، ابتدا صادرات با فناوری برتر افزایش می‌یابد، ولی بعد از حدود ۵ سال اثر آن به سمت روند کاهشی می‌رود و به مرور زمان تأثیر مثبت آن کاهش و به سمت صفر میل می‌نماید. از آنجا که افزایش امتیاز شاخص ریسک مالی به معنای کاهش ریسک مالی است؛ بنابراین تأثیر مثبت ریسک مالی به معنای کاهش ریسک مالی و تأثیر مثبت آن بر صادرات با فناوری برتر هست. ریسک پایین مالی شرایطی فراهم می‌کند که در آن بازار توانایی مقاومت کردن در مقابل شوک‌ها و حل کردن عدم تعادل‌ها را داشته باشد و در نتیجه بتواند احتمال اختلال جدی در فرایند تجاری که به فعالیت‌های اقتصاد رسمی کشور آسیب وارد سازد را از بین ببرد. از آنجا که تأثیر متغیر ریسک مالی در ثبات نرخ ارز خلاصه می‌شود لذا ثبات مالی منجر به ثبات نرخ ارز شده و تأثیر بر تورم وارداتی و در نتیجه سطح قیمت‌ها خواهد داشت و به‌تبع آن نااطمینانی را کاهش می‌دهد و زمینه را برای سرمایه‌گذاری در بخش تولید با فناوری بالا فراهم می‌نماید و منجر به صادرات کالاهای با فناوری برتر می‌شود. نتایج مطالعات بایراکتوتان و همکاران (۲۰۱۸) و تبالدی (۲۰۱۱) نیز هم‌سو با نتایج این پژوهش است.

عکس‌العمل صادرات با فناوری برتر به شوک ریسک سیاسی (PR): نتایج آزمون عکس‌العمل آنی ریسک سیاسی نشان می‌دهد، تأثیرپذیری صادرات با فناوری بالا از ریسک سیاسی مثبت و ناچیز است و تأثیر چندانی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دیده نمی‌شود. با توجه به تأثیر ناچیزی که بر صادرات با فناوری برتر دارد اما به‌مرور زمان تأثیر آن نسبت به گذشته افزایش می‌یابد. همچنین تأثیر مثبت ریسک سیاسی نیز به معنای کاهش ریسک سیاسی هست. در حقیقت ریسک بالای سیاسی (بی‌ثباتی دولت، فساد و عدم اطمینان، خشونت سیاسی شدید، جنگ داخلی، بروکراسی بالا و عدم دموکراسی و...) باعث افزایش هزینه فعالیت‌های تولیدی شده و شرایط دستیابی به دانش و فناوری برتر را با مشکل مواجه می‌نماید و این خود صادرات با فناوری برتر را تحت تأثیر قرار می‌دهد زیرا ریسک سیاسی از طریق ناآرامی‌های اجتماعی، ترور و اعدام‌های سیاسی، کودتا، آشوب‌های شهری و تنش‌های قومی و نژادی منجر به نااطمینانی فعالان اقتصادی به سیاست‌های دولت (نرخ مالیات، یارانه‌ها، وضعیت کالاهای عمومی، نرخ ارز، تورم و...) امنیت حقوق مالکیت، نقل و انتقال وجوه به خارج شده و از این رهگذر انگیزه ورود به فعالیت‌های تولیدی با فناوری برتر را کاهش می‌دهد و بدین طریق صادرات این نوع از کالاها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نتایج مطالعه

باسی‌اکن و فلیکس‌آوارا (۲۰۱۸) نیز هم‌سو با نتایج این پژوهش است.

٤-۲- تجزیه‌وتحلیل واریانس خطای پیش‌بینی

سهم متغیرهای موجود در مدل از تغییرات هریک از متغیرها در طول زمان مشخص می‌شود که در این پژوهش از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی استفاده شده است. منظور از محاسبه شاخص تجزیه واریانس این است که مشخص شود به‌طور نسبی میزان سهم و اهمیت تکانه ناشی از هر متغیر، در تغییرات خود نسبت به تغییرات سایر متغیرها چقدر است. نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای متغیرهای مورد مطالعه در یک دوره ۱۰ ساله در جدول ۵ آورده شده است.

جدول ۵. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی برای دوره ۱۰ ساله

دوره	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
SE	۰/۷۶۶	۱/۰۵۹	۱/۲۷۶	۱/۴۵	۱/۵۹۶	۱/۷۲	۱/۸۲۹	۱/۹۲۴	۲/۰۰۸	۲/۰۸۳
L(HEX)	۱۰۰/۰۰۰	۹۸/۵۹	۹۶/۹۴	۹۵/۵۴	۹۴/۴۴	۹۳/۵۸	۹۲/۸۹	۹۲/۳۱	۹۱/۸۲	۹۱/۳۷
L(SP)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۶۲	۰/۱۷۱	۰/۳۰۸	۰/۴۶۵	۰/۶۳۹	۰/۸۲۸	۱/۰۳۴	۱/۲۵۴	۱/۴۸۸
L(ER)	۰/۰۰۰۰	۱/۲۵	۲/۷۱	۳/۹۳	۴/۸۶	۵/۵۵	۶/۰۷	۶/۴۵	۶/۷۵	۶/۹۷
L(FR)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۷	۰/۱۶۶	۰/۲۱	۰/۲۲۳	۰/۲۱۸	۰/۲۰۳	۰/۱۸۶	۰/۱۷۱	۰/۱۶
L(PR)	۰/۰۰۰۰	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۹	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲

مآخذ: یافته‌های پژوهش

در دوره اول، صد درصد واریانس خطا در صادرات با فناوری برتر، توسط خود آن توضیح داده شده و سهم متغیرهای توضیحی دیگر صفر بوده است. مطابق نتایج از دوره دوم تا دوره دهم، سهم متغیر صادرات با فناوری برتر از مقدار ۹۸/۵۹ درصد به ۹۱/۳۷ درصد کاهش یافته که دارای بیشترین سهم در توضیح صادرات با فناوری برتر، از بین متغیرهای توضیحی مدل است. بهره‌وری علمی نیز از دوره دوم تا دوره دهم از ۰/۰۶۲ درصد به ۱/۴۸۸ درصد رسیده است. به عبارتی، این مقدار تأثیرگذاری از دوره دوم شروع به افزایش نموده است و همچنان در دوره دهم رابطه مثبت خود را حفظ نموده، به‌طوری‌که در دوره دهم نیز میزان تأثیرگذاری بیشتری را نسبت به قبل داشته است. در خصوص نتایج واریانس خطای پیش‌بینی مؤلفه‌های بهره‌وری علمی نیز همان نتایج عکس‌العمل آنی پابرجاست. اولویت مؤلفه‌های بهره‌وری علمی به ترتیب بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکول، علوم رایانه، علوم مواد و فیزیک و علوم فضا است که بیشترین تأثیر مثبت بر صادرات با فناوری برتر را دارند. نتایج حاصل در خصوص ریسک اقتصادی نیز نشان می‌دهد، در دوره دوم سهم ۱/۲۵ درصدی به ۶/۹۷ درصد در دوره دهم رسیده است. به‌علاوه، سهم متغیر ریسک مالی از دوره دوم تا دوره دهم از ۰/۰۸۷ درصد به ۰/۱۶ درصد رسیده است. همچنین، سهم متغیر ریسک سیاسی از دوره دوم تا دوره دهم از مقدار ۰/۰۰۰۲ درصد به ۰/۰۰۲ درصد حرکت نموده است؛ بنابراین طبق نتایج جدول ۵ ملاحظه می‌شود که در بلندمدت در یک دوره (۱۰ ساله) حدود ۹۱ درصد تغییرات صادرات با فناوری برتر با خود صادرات با فناوری برتر توضیح داده می‌شود و هر یک از متغیرهای بهره‌وری علمی و ریسک اقتصادی به ترتیب ۱/۴۸۸ و ۶/۹۷ درصد نوسانات را توضیح می‌دهند، متغیر ریسک مالی نیز تقریباً ۰/۱۶ درصد نوسانات صادرات با فناوری برتر را دربر دارد. سهم ریسک سیاسی نیز برابر با ۰/۰۰۲ است؛ بنابراین نتایج تجزیه واریانس همانند توابع عکس‌العمل آنی بیانگر اثر بلندمدت متغیرهای توضیحی بر صادرات با فناوری برتر است[1].

۵- بحث و نتیجه‌گیری

فناوری به‌عنوان کانالی مهم جهت تحقق نرخ‌های رشد تجاری سریع کشورهای توسعه‌یافته است. فناوری برتر منجر به ایجاد مزیت نسبی می‌شود و می‌تواند موقعیت صادراتی یک کشور را به‌وسیله ایجاد زمینه برای تولید محصول جدید و

۱. شایان ذکر است پژوهش حاضر در هفت حالت با استفاده از خودرگرسیون برداری پانل (PVAR) برآورد شده است که نتایج آزمون تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی فقط برای حالت کلی بهره‌وری علمی ذکر شده است و برای سایر حالات به دلیل اینکه نتایج تحلیل برآورد تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی یکسان است و برای جلوگیری از اطاله کلام، در متن پژوهش ذکر نشده است.

کاهش هزینه تولیدات موجود ارتقاء دهد، زیرا فناوری و دانش جدید منجر به ایجاد روش‌های جدید تولید کالاها و خدمات با هزینه‌های پایین می‌شود و کشور را در موقعیت رقابتی بهتر نسبت به رقبای تجاری قرار می‌دهند. معرفی تولیدات جدید و بهبودیافته ناشی از فعالیت‌های فناورانه، سود انحصاری به همراه افزایش صادرات با فناوری برتر را فراهم می‌آورد، اما در کشورهای در حال توسعه همواره نقطه‌ضعف‌هایی در بهبود فعالیت‌های صادراتی دیده می‌شود، لذا توجه به راهبردهای گسترش صادرات ضروری است زیرا گسترش فعالیت‌های صادراتی علاوه بر افزایش سهم تجاری کشور از تجارت جهانی و معرفی محصولات داخلی به بازارهای بین‌المللی، منجر به تغییر ساختار انگیزشی فعالین اقتصادی و جذب آنان به سمت فعالیت‌های سودآور صادراتی و ارتقاء سطح کمی و کیفی تولیدات صادراتی می‌گردد. آنچه می‌تواند بخش صادرات را گسترش دهد، توجه به محصولات و خدمات مبتنی بر دانش و فناوری جدید است؛ بنابراین صادرات با فناوری برتر از مهم‌ترین بخش‌های سودآور صادراتی است و شناسایی عوامل مؤثر بر صادرات مبتنی بر صادرات با فناوری برتر کشورهای مذکور ضروری به نظر می‌رسد. بهره‌وری علمی با تأثیری که در کسب دانش و فناوری جدید می‌گذارد می‌تواند زمینه را برای دستیابی به گسترش صادرات با فناوری برتر فراهم نمایند؛ بنابراین بهره‌وری علمی با توجه به علوم: بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکولی، علوم رایانه، مهندسی شیمی، علوم مواد، ریاضیات و فیزیک و علوم فضا می‌تواند از عوامل تعیین کننده این بخش از صادرات باشد؛ بنابراین پژوهش حاضر متناسب با جایگاهی که بهره‌وری علمی در کسب دانش جدید و صادرات با فناوری برتر دارد، در راستای بررسی تأثیرگذاری بهره‌وری علمی بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر کشورهای در حال توسعه (G15) طی بازه زمانی ۲۰۱۸-۲۰۰۰ است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، در یک دوره ۱۰ ساله ایجاد یک شوک در بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر تأثیر مثبت می‌گذارد و ابتدا تأثیر مثبت آن بر صادرات با فناوری برتر ناچیز است اما به‌مرور زمان تأثیر افزایش بهره‌وری علمی بر صادرات با فناوری برتر به‌صورت فزاینده افزایش می‌یابد همچنین از میان مؤلفه‌های بهره‌وری علمی به ترتیب بیوشیمی، ژنتیک و بیولوژی مولکول، علوم رایانه، علوم مواد و فیزیک و علوم فضا بیشترین تأثیر را بر صادرات با فناوری برتر دارند و تأثیر آنها مثبت است زیرا زمینه را برای کسب دانش و فناوری جدید و توجه به اقتصاد دانش‌بنیان را در جهت تولید کالا و خدمات با فناوری برتر برای صادرات آنها فراهم می‌نمایند. بهره‌وری علمی زمینه را برای بهبود، تغییر و نوسازی محصولات فراهم نموده و مزیت رقابتی را برای حضور در بازارهای خارجی نیز، مهیا می‌سازد و با تمرکز بر شمار پژوهشگران، آزمایشگاه‌ها، دانشگاه‌ها، پژوهشگاه‌ها و منابع و مجلات علمی در این زمینه می‌تواند شرایط را برای دستیابی به این نوع دانش‌ها فراهم نماید و منجر می‌شود دانش و فناوری در بخش صادرات به جریان بیافتد و سبب تولیدات با فناوری برتر گردد. همچنین یک شوک مثبت در ریسک مالی، در ابتدا سبب افزایش فزاینده در صادرات با فناوری برتر می‌شود اما این اثرات دائمی نبوده و بعد از حدود ۴ سال، تأثیر آن کاهش می‌یابد و در دوره بلندمدت ۱۰ ساله به سمت صفر میل می‌نماید. ریسک اقتصادی نیز تأثیر مثبتی در افزایش صادرات با فناوری برتر دارد به‌طوری‌که در بلندمدت نیز این تأثیرگذاری بر صادرات با فناوری برتر دیده می‌شود اما در این میان تأثیرپذیری صادرات با فناوری بالا از ریسک سیاسی ناچیز است و تأثیر چندانی در بلندمدت و کوتاه‌مدت دیده نمی‌شود بنابراین می‌توان دریافت کشورهای موردمطالعه این پژوهش به دلیل عملکرد ضعیف در بهره‌وری علمی هنوز نتوانسته از جایگاه مناسبی در صادرات با فناوری برتر در بین کشورهای جهان برخوردار باشند.

نتایج حاصل از این پژوهش نشان داد که برای بهبود وضعیت صادرات با فناوری برتر کشورهای موردمطالعه لازم است اقدامات مؤثری در راستای تقویت روابط بین بخش فناوری و تولید کالاهای صادراتی، رقابتی کردن فضای تولید جهت تشخیص مزیت‌های نسبی در صادرات، مدیریت واردات کالاهای با فناوری برتر جهت استفاده از سرریز فنّاوری وارداتی و سازماندهی طرح‌های آموزشی مرتبط با صادرات صنایع با فناوری برتر و داشتن یک برنامه منسجم در جهت کسب دانش و فناوری جدید و تقویت بخش صادرات کالاهای مبتنی بر فناوری برتر اتخاذ گردد. همچنین با توجه به تأثیر سیاست‌های کلان اقتصادی در ریسک اقتصادی کشورها، دولت‌ها بایستی از اجرای سیاست‌های نامناسب در عرصه اقتصاد اجتناب کنند، زیرا اجرای سیاست‌های کلان اقتصادی نامناسب که به‌صورت نرخ‌های بالای تورم، کسری شدید بودجه دولت، کسری مزمن تراز تجاری، نرخ رشد پایین و بعضاً منفی اقتصاد، افزایش بدهی‌های خارجی و نهایتاً کاهش شدید ارزش پول ملی بروز می‌نماید می‌تواند منجر به کاهش صادرات با فناوری برتر گردد.

منابع

حسین‌زاده، رمضان و اسپندار، محمود (۱۳۹۷). "اثر تغییر ساختار صادرات بر تولید بخش های اقتصاد ایران: رهیافت تجزیه ساختاری در الگوی داده–ستانده". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۸، شماره ۳۲، ۱۵۰–۱۳۹.

دهقان‌پور، محمدرضا (۱۳۸۸). "عوامل مؤثر بر صادرات کالاهای با فناوری برتر". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا.

ستوده، هاجر (۱۳۸۹). "گذاری بر ضریب تأثیر مجلات و دلایل ناکارآمدی آن بر ارزیابی پژوهش در رشته‌های مختلف". *رهیافت*، شماره ۱۶۷، ۴۴–۳۳.

ستوده، هاجر و یقطین، مریم (۱۳۹۳). "بررسی بهره‌وری علمی پژوهشگران ایرانی در رشته‌های مختلف بر اساس شاخص سرانه انتشار در بازه زمانی". *مجله مطالعات کتابداری و علم اطلاعات*، شماره ۱۵، ۹۲–۶۵.

شاه‌آبادی، ابوالفضل و ثمری، هانیه (۱۳۹۶). "عوامل مؤثر بر صادرات مبتنی بر فناوری برتر با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، دوره ۷، شماره ۲۷، ۱۲۲–۸۵.

شیرمحمدی، پگاه (۱۳۹۱). "*بررسی اثرات تحقیق و توسعه بر تجارت با رویکرد اقتصاد دانش‌محور*". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه رازی.

فرخ‌منش، مریم (۱۳۹۷). "تأثیر مهاجرت نخبگان بر صادرات محصولات با فناوری بالا در کشورهای منتخب منطقه منا و اقتصادهای نوظهور عضو گروه جی۲۰". پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی.

مالکی، امین (۱۳۸۹). "اثر ترکیب تکنولوژیک صادرات بر رشد اقتصادی". *فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی*، شماره ۵۶، ۱۷۶–۱۴۹.

مهرگان، نادر؛ محمدرضا، دهقانپور و بابک، ده موبد (۱۳۹۰). "صادرات صنایع مبتنی بر فناوری برتر و عوامل مؤثر بر آن". *سیاست علم و فناوری*، دوره ۳، شماره ۴، ۸۲–۶۹.

نظری، رقیه؛ هژبرکیانی، کامبیز؛ امام وردی، قدرت اله و پیکارجو، کامبیز (۱۳۹۸). "تأمین مالی فناوری و تجاری‌سازی نوآوری: مقایسه مدل‌های فضایی در منتخبی از کشورها". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۴، ۵۸–۳۵.

Armah, B. K. & Baek, S. J. (2018). "Three Interventions to Foster Sustainable Transformation in Africa". *Journal of Social, Political, and Economic Studies*, 43(1-2), 3-25.

Baltagi, B. (2008). "Econometric Analysis of Panel Data". *John Wiley & Sons.*

Bassey Okon, E. & Felix Awara, E. (2018). "Institutional Quality and Economic Diversification in Oil-Rich Economies: A Case Study of Nigeria". *Journal of Economics and Sustainable Development*, 19(14), 57-62.

Bayraktutan, Y., Bıdırdı, H. & Kutlar, A. (2018). "Research and Development and High Technology Exports in Selected Countries at Different Development Stages: A Panel Co-Integration and Causality Analysis". *German-Turkish Perspectives on IT and Innovation Management*, 3, 43-72.

Bournakis, I. & Tsoukis, C. (2016). "Government Size, Institutions, and Export Performance Among OECD Economies". *Economic Modelling*, 53(C), 37-47.

Fayaz, M. & Kaur, S. (2019). "An Empirical Analysis of the Determinants of India's High-Technology Exports". *Regional and Sectoral Economic Studies*, 19 (2), 29-44.

Feenstra, R. C. & Kee, L. H. (2008). "Export Variety and Country Productivity: Estimating the Monopolistic Competition Model with Endogenous Productivity". *Journal of International Economics*, 74(1), 500–518.

Gil, P. M., Afonso, O. & Brito, P. (2019). "Economic Growth, the High-Tech Sector, and the High Skilled: Theory and Quantitative Implications". *Structural Change and Economic Dynamics*.

Greenen, W. H. (2012). "Econometric Analysis". *New York University*.

Groba, F. & Cao, J. (2015). "Chinese Renewable Energy Technology Exports:

The Role of Policy, Innovation, and Markets". *Environmental and Resource Economics*, 60(2), 243-283.

Hatemi-J, A., Ajmi, A. N., El Montasser, G., Inglesi-Lotz, R. & Gupta, R. (2016). "Research Output and Economic Growth in G7 Countries: New Evidence from Asymmetric Panel Causality Testing". *Applied Economics*, 48(24), 2301–2308.

Hsiao, C. (2014). "Analysis of Panel Data". *Cambridge University Press*.

Hu, Y. & Zheng, X. (2019). "Analysis of Export Technology Complexity Structure of High-Tech Manufacturing Industry in China and the US". *In 2018 International Symposium on Social Science and Management Innovation* (SSMI 2018).

Javed, S. A. & Liu, S. (2018). "Predicting the Research Output/Growth of Selected Countries: Application of Even GM (1, 1) and NDGM Models". *Scientometrics*, 115(1), 395–413.

Kabaklarli, E., Duran, M. S. & ÜçLER, Y. T. (2018). "High-Technology Exports and Economic Growth: Panel Data Analysis for Selected OECD". *In Forum Scientiae Oeconomia*, 6(2), 47-60.

Kumar, R. R., Stauvermann, P. J. & Patel, A. (2016). "Exploring the Link Between Research and Economic Growth: An Empirical Study of China and USA". *Quality & Quantity*, 50(3), 1073–1091.

Lall, S. (2000). "The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985–98". *Oxford Development Studies*, 28 (3), 337-369.

Lee, S. & Bozeman, B. (2005). "The Impact of Research Collaboration on Scientific Productivity". *Social Studies of Science*, 35(5), 673-702.

Lin, Y. (2019). "Research on Current Situation and Countermeasures of High-Tech Exports in Shandong Province". *International Conference on Education Technology, Management and Humanities Science*. https://webofproceedings.org/proceedings_series/essp/etmhs%202019/etmhs19320.pdf.

Nguyen, T. V. & Pham, L. T. (2011). "Scientific Output and its Relationship to Knowledge Economy: An Analysis of ASEAN Countries". *Scientometrics*, 89(1), 107–117.

Oura, M. M., Zilber, S. N. & Lopes, E. L. (2015). "Innovation Capacity, International Experience and Export Performance of SMEs in Brazil". *International Business Review*, In Press, Available at http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0969593115300445.

Pesaran, M. H. (2015). "Time Series and Panel Data Econometrics". *Oxford University Press*.

Poeter, M. (1985). "Competitive Advantage: Creation and Sustain, Superior Performance". *Free Press, New York.* Available at http://www.isc.hbs.edu/firm-competitve.htm.

Porter, M. E. (2003). "Building the Microeconomic Foundations of Competitiveness in the Global Competitiveness Report 2002-2003". *World Economic Forum*, New York: Oxford University Press.

Rojas, H. L. & Correa, J. C. (2019). "Can Scientific Productivity Impact the Economic Complexity of Countries?". *Scientometrics*, 120, 267–282.

Sandu, S. & Ciocanel, B. (2014). "Impact of R&D and Innovation on High-Tech Export". *Procedia Economics and Finance*, 15, 80-90.

Schumpeter, J. (1949). "Capitalism, Socialism and Democracy". Introduction by Richard Swedberg, *Stockholm University.*

Shaffer, M. J., Chastagner, K. & Umesh, U. N. (2016). "Internationalizing-Innovation Profiles and High-Technology Exports: Does Lone Genius Matter?". *Journal of International Marketing*, 24(3), 98-120.

Smith, M., Gorgoni, S. & Cronin, B. (2019). "International Production and Trade in a High-Tech Industry: A Multilevel Network

Analysis". *Social Networks*, 5, 50-60.

Solarin, S. A. & Yen, Y. Y. (2016). "A Global Analysis of the Impact of Research Output on Economic Growth". *Scientometrics*, 108(2), 855–874.

Tebaldi, E. (2011). "The Determinants of High-Technology Exports: A Panel Data Analysis". *Atlantic Economic Journal*, 39(4), 343-353.

Toutkoushian, R. K., Porter, S. & Danielson, C. (2003). "Using Publication Counts to Measure an Institution's Research Productivity". *Research in Higher Education*, 44, 121-148.

Vogiatzoglou, K. (2009). "Determinants of Export Specialization in ICT Products: A Cross Analysis". *International Network for Economic Research Working Paper*, No. 3.

Wang, Z. X. & Wang, Y. Y. (2014). "Evaluation of the Provincial Competitiveness of the Chinese High-Tech Industry Using an Improved TOPSIS Method". *Expert Systems with Applications*, 41(6), 2824–2831.

Xiong, J. & Qureshi, S. (2013). "The Quality Measurement of China High-Technology Exports". *Procedia Computer Science*, 17, 290-297.

Zhang, J. & Sun, F. (2019). "Research on the Factors Affecting the Export of High-Tech Products in Jiangsu Province Under Sino-Us Trade War in 2018". *International Symposium on Social Science and Management Innovation* (SSMI 2018).

فصلنامه علمی، پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال یازدهم، شماره چهل و یک، زمستان ۱۳۹۹ (۱۳۶-۱۱۷)

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 11, No. 41, January 2021 (117-136)

ارزیابی نقش تعدیل‌کننده متغیرهای کلان اقتصادی در رابطه بین معیارهای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت

علی جعفری[۱]، *جمادوردی گرگانلی دوجی[۲]، مجید اشرفی[۳]، آرش نادریان[۴]

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

۲. استادیار گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران

۳. استادیار گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران

۴. استادیار گروه حسابداری، واحد علی‌آباد کتول، دانشگاه آزاد اسلامی، علی‌آباد کتول، ایران

(دریافت: ۱۳۹۸/٦/٤ پذیرش: ۱۳۹۸/٦/۲۸)

Evaluating the Moderating Role of Macroeconomic Variables in the Relationship between Financial Statement Comparability Criteria and Corporate Dividend Payout Policy

Ali Jafari[1], *Jomadoordi Gorganli Davaji[2], Majid Ashrafi[3], Arash Naderian[4]

1. Ph.D.Student, Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran
2. Assistant Professor,Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran
3. Assistant Professor Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran
4. Assistant Professor Department of Accounting, Aliabad Katoul Branch, Islamic Azad University, Aliabad Katoul, Iran

(Received: 26/Aug/2019 **Accepted:** 19/Ssp/2019**)**

چکیده:

قابلیت مقایسه یکی از خصوصیات کیفی است که بر مفید بودن اطلاعات مالی و اقتصادی می‌افزاید. متغیرهای کلان اقتصادی می‌توانند بر رابطه بین قابلیت مقایسه و پرداخت سود سهام شرکت تأثیر بگذارند. لذا در این مقاله به بررسی نقش تعدیل‌کننده متغیرهای کلان اقتصادی در رابطه بین معیارهای قابلیت مقایسه و سیاست پرداخت سود سهام پرداخته شده است. برای اندازه‌گیری قابلیت مقایسه از سه معیار سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری استفاده شده است. نمونه آماری پژوهش شامل ۱۱۹ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بوده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوی رگرسیون خطی چند متغیره و با استفاده از نرم‌افزار Eviews9 استفاده شده است. نتایج نشان داد که قابلیت مقایسه سود خالص بر پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌دار داشته است. تأثیر نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و پرداخت سود سهام، مثبت و معنی‌دار بوده است. تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و پرداخت سود سهام، تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌دار و همچنین بر رابطه بین قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری و پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌دار داشته است. تأثیر نرخ ارز غیررسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و پرداخت سود سهام، منفی و معنی‌دار بوده است.

واژه‌های کلیدی: متغیرهای کلان اقتصادی، قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، سیاست پرداخت سود سهام شرکت.

طبقه‌بندی JEL: M41، E31، E43.

Abstract:

Comparability is a qualitative feature that adds to the usefulness of financial and economic information. Macroeconomic variables can affect the relationship between comparability and dividend payout. Therefore, this paper examines the moderating role of macroeconomic variables in the relationship between comparability criteria and dividend payout policy. The sample consists of 119 active companies listed in Tehran Stock Exchange for the period 2011 to 2017. To measure the comparability, three criteria of earnings comparability, operating cash flows comparability, and discretionary accruals comparability have been utilized. Multivariate linear regression model using Eviews9 software was used to test the research hypotheses. The results showed that the net income comparability had a significant negative effect on dividends payout. The effect of interest rate on the relationship between net income comparability and dividend payout has been positive and significant. Inflation had a positive and significant effect on the relationship between net income comparability and dividend payout. The official exchange rate had a significant negative impact on the relationship between net income comparability and dividend payout, and also it had a significant negative impact on the relationship between discretionary accruals comparability and dividend payout. The effect of the informal exchange rate on the relationship between net income comparability and dividend payout has been negative and significant.

Keywords: Macroeconomic Variables, Financial Statement Comparability, Corporate Dividend Payout Policy.
JEL: M41, E31, E43.

نویسنده مسئول: جمادوردی گرگانلی دوجی
E-mail: jgorganlid@gmail.com

*Corresponding Author: Jomadoordi Gorganli Davaji

۱- مقدمه

قابلیت مقایسه[1] یک خصوصیت کیفی با اهمیت است که موجب افزایش سودمندی اطلاعات مالی می‌شود. اگر اطلاعات مالی واحد تجاری به آسانی بتواند با اطلاعات مالی گزارش شده توسط سایر واحدهای تجاری و توسط همان واحد تجاری در دوره‌های دیگر مقایسه شود، سرمایه‌گذاران می‌توانند از طریق ارزیابی فرصت‌های جایگزین، تصمیمات سرمایه‌گذاری کارآمدی اتخاذ کنند (هیئت استانداردهای حسابداری مالی[2]، ۲۰۱۰: ۱۹). دو شرکت سیستم حسابداری قابل مقایسه دارند چنانچه برای مجموعه‌ای مفروض از رویدادهای اقتصادی، صورت‌های مالی مشابهی تهیه کنند (دی‌فرانکو و همکاران[3]، ۲۰۱۱: ۸۹۹). پژوهش‌های انجام شده قبلی (مانند دی‌فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۹۷؛ فانگ و همکاران[4]، ۲۰۱۲: ۳۱؛ کیم و لیم[5]، ۲۰۱۷: ۱۳۵) نشان می‌دهند که قابلیت مقایسه بیشتر صورت‌های مالی موجب کاهش عدم تقارن اطلاعاتی می‌شود و کاهش عدم تقارن اطلاعاتی بین سرمایه‌گذاران و مدیران می‌تواند بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر بگذارد، زیرا زیربنای اصلی اکثر نظریه‌های مطرح شده درزمینه سیاست پرداخت سود سهام به بحث تقارن یا عدم تقارن اطلاعاتی ارتباط دارند (رجبیان و همکاران، ۱۳۹۷: ۸۵).

سیاست پرداخت سود سهام[6] رویه شرکت در پرداخت سود سهام به سهامداران یا انباشته کردن آن برای سرمایه‌گذاری مجدد می‌باشد. بنابراین، یکی از تصمیمات بلندمدت و راهبردی شرکت است (حجازی و همکاران، ۱۳۹۰: ۲۶). سیاست پرداخت سود سهام بر تصمیمات مالی و سرمایه‌گذاری شرکت نیز تأثیر می‌گذارد. برای تشریح رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام، دو دیدگاه رقیب با نام‌های دیدگاه پیامدی[7] و دیدگاه جانشینی[8] وجود دارد. مطابق دیدگاه پیامدی، افزایش پرداخت سود سهام نتیجه نظارت مؤثر سرمایه‌گذاران بر مدیریت شرکت است. قابلیت مقایسه می‌تواند توانایی سرمایه‌گذاران در نظارت مؤثر بر مدیران را افزایش دهد و از آن طریق موجب کاهش هزینه‌های نمایندگی مانند مسئله جریان وجه نقد آزاد شود. بنابراین، انتظار می‌رود بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و پرداخت سود سهام شرکت رابطه مثبت وجود داشته باشد. در دیدگاه جانشینی چنین مطرح می‌شود که پرداخت سود سهام به عنوان یکی از ساز و کارهای مؤثر کاهش هزینه نمایندگی، جانشین حاکمیت شرکتی می‌باشد. به ویژه، مدیران سعی می‌کنند از سود سهام به عنوان ابزاری برای کسب شهرت و اعتبار استفاده کنند تا بتوانند وجوه مورد نیاز آتی شرکت خود را از بازار سرمایه با هزینه کمتری تأمین کنند. قابلیت مقایسه با آسان کردن نظارت بیشتر، هزینه‌های نمایندگی را کاهش و استفاده مدیران از سود سهام برای کسب شهرت را کاهش می‌دهد. از این رو، انتظار می‌رود قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با پرداخت سود سهام شرکت رابطه منفی داشته باشد (دیوُس و همکاران[9]، ۲۰۱۸: ۳).

با توجه به اینکه حسابداری و اقتصاد دارای تأثیرات متقابل بر یکدیگرند، سطح کیفیت گزارشگری مالی دارای تأثیرات اقتصادی است. عوامل متعددی از جمله عوامل درون سازمانی مانند ویژگی‌های شرکت شامل سودآوری، سرمایه در گردش و اندازه شرکت و عوامل برون سازمانی مانند شاخص‌های اقتصاد کلان می‌توانند بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیرگذار باشند (قره‌لی و محمدی، ۱۳۹۵: ۲). تشریح عوامل مؤثر بر پرداخت سود سهام نیز یکی از دشوارترین چالش‌های پیش روی اقتصاددانان مالی بوده است. عوامل درون سازمانی مانند سودآوری، نقدینگی و اندازه شرکت بر پرداخت سود سهام تأثیر مثبت دارند. متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ بهره، تورم و نرخ ارز هم از جمله عوامل تأثیرگذار بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت‌ها هستند (عرب مازار یزدی و خوری، ۱۳۹۴: ۶۷). بنابراین، با توجه به اهمیت متغیرهای کلان اقتصادی، مطالعه نقش آنها در این بین می‌تواند مفید باشد.

بر اساس مطالبی که بیان شد، سؤالات اصلی این پژوهش بدین صورت است:

آیا قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر دارد؟

آیا نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد؟

آیا تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد؟

آیا نرخ ارز (رسمی و غیر رسمی) بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر

1. Comparability
2. Financial Accounting Standards Board (FASB)
3. De Franco et al. (2011)
4. Fang et al. (2012)
5. Kim & Lim (2017)
6. Dividend Payout Policy
7. Outcome View
8. Substitute View
9. Devos et al. (2018)

تعدیل‌کننده دارد؟

نتایج این پژوهش می‌تواند مبانی نظری مرتبط با موضوع پژوهش حاضر را بسط دهد و به عنوان یک دستاورد علمی، اطلاعات سودمندی را در اختیار مشارکت کنندگان بازار سرمایه، دانشجویان و استادان رشته اقتصاد، حسابداری و مالی و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی قرار دهد. چارچوب مقاله چنین است که در بخش‌های بعدی به ترتیب ادبیات موضوع، روش‌شناسی پژوهش، نتایج برآورد مدل، بحث و نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲- ادبیات موضوع

هدف عمومی گزارشگری مالی فراهم نمودن اطلاعات مالی درباره واحد گزارشگر است که برای تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاران فعلی و بالقوه، وام‌دهندگان و سایر اعتباردهندگان درباره تأمین منابع برای واحد تجاری سودمند می‌باشد. از این رو، اهداف گزارشگری مالی و مبانی نظری حسابداری ایجاب می‌کند که اطلاعات تهیه شده توسط گزارشگری مالی از خصوصیات کیفی برخوردار باشند. خصوصیات کیفی به خصوصیاتی اطلاق می‌شود که موجب می‌گردد اطلاعات ارائه شده در صورت‌های مالی برای استفاده‌کنندگان در راستای ارزیابی وضعیت مالی، عملکرد مالی و انعطاف‌پذیری مالی واحد تجاری مفید واقع شود. قابل مقایسه بودن یک خصوصیت کیفی اصلی مرتبط با ارائه اطلاعات است که بر مفید بودن اطلاعات می‌افزاید (کمیته تدوین استانداردهای حسابداری، ۱۳۹۲، ۸۸۹). هیئت استانداردهای حسابداری مالی در بیانیه شماره هشت مفاهیم حسابداری مالی، قابلیت مقایسه را خصوصیت کیفی تعریف می‌کند که استفاده‌کنندگان از اطلاعات مالی را قادر می‌کند تا شباهت‌ها و تفاوت‌های موجود بین اقلام صورت‌های مالی را شناسایی و درک نمایند. خصوصیت کیفی قابلیت مقایسه اطلاعات حسابداری برای سرمایه‌گذاران و قانون‌گذاران بسیار مهم است و زمانی افزایش می‌یابد که شرکت‌ها در رویدادهای اقتصادی مشابه، ارقام حسابداری مشابهی را ارائه کنند.

یوسف و اسماعیل[1] (۲۰۱۶: ۸۹) اشاره می‌کنند که سیاست پرداخت سود سهام، اندازه و الگوی توزیع وجه نقد به سهامداران را در طی زمان مشخص می‌کند. پژوهش در زمینه بررسی تجربی سیاست پرداخت سود سهام و عوامل مؤثر بر آن، با مطالعه بنیادین لینتنر[2] در سال ۱۹۵۶ آغاز شد. پس از گذشت سه دهه از تحقیق مذکور و انجام مطالعاتی تجربی زیاد، بلک[3] از مسئله پرداخت سود سهام به عنوان معمای سود سهام یاد کرد که حل نشده است. نظریه‌های گوناگونی توسط پژوهشگران برای تعیین سیاست‌های بهینه پرداخت سود سهام ارائه شده است، اما هیچ کس ادعا نکرده که هر یک از این نظریه‌ها به تنهایی و در مقابل سایر نظریه‌ها می‌تواند برتر باشد و علت آن هم احتمالاً به وجود انگیزه‌های متفاوت برای پرداخت سود سهام برمی‌گردد (اعتمادی و همکاران، ۱۳۹۳: ۲). بازار سهام نسبت به میزان سود سهام واکنش نشان می‌دهد. آغاز پرداخت سود سهام توسط شرکت برای سرمایه‌گذاران حاوی این پیام است که شرکت موفق عمل می‌کند، در حالی که حذف سود سهام می‌تواند علامت این باشد که شرکت درگیر مشکلات است (محمودی و محقق، ۱۳۹۰: ۳۰). واکنش سرمایه‌گذاران نسبت به تغییرات پرداخت سود سهام به انتظارات و سلیقه آنان بستگی دارد. چنانچه سلیقه سرمایه‌گذاران هماهنگ با سیاست پرداخت سود شرکت باشد و انتظارات آنان برآورده شود، واکنش مثبت و در غیر این صورت، واکنش منفی خواهد بود.

۲-۱- قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت

پژوهش‌های انجام شده اخیر (مانند دی‌فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۹۷؛ پارک[4]، ۲۰۱۳: ۴۳؛ کیم و همکاران، ۲۰۱۶: ۳۰۹ و چوی و همکاران[5]، ۲۰۱۹: ۳۹۱) نشان می‌دهند که قابلیت مقایسه سیستم‌های حسابداری هزینه تحصیل و پردازش اطلاعات مالی واحدهای تجاری توسط مشارکت‌کنندگان بازار سرمایه را کاهش می‌دهد. از این رو، اطلاعات بیشتری برای تصمیم‌گیری به فعالان بازار سرمایه منتقل می‌شود و این امر عدم تقارن اطلاعاتی در بازار سرمایه را کاهش می‌دهد. همچنین، پژوهش‌های دیگری (مانند لی و ژائو[6]، ۲۰۰۸: ۶۷۳؛ منوس و همکاران[7]، ۲۰۱۲: ۴۲ و دشموخ[8]، ۲۰۰۵: ۱۰۷) نشان می‌دهند که بین عدم تقارن اطلاعاتی و سیاست پرداخت سود سهام رابطه منفی وجود دارد. دیوُس و همکاران (۲۰۱۸: ۳) نیز استدلال می‌کنند که بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت رابطه وجود دارد.

1. Yusof & Ismail (2016)
2. Lintner
3. Black
4. Park (2013)
5. Chio et al. (2019)
6. Li & Zhao (2008)
7. Manos et al. (2012)
8. Deshmukh (2005)

پژوهش لاپورتا و همکاران[1] در سال ۲۰۰۰ یکی از مهمترین مطالعاتی است که نقش حاکمیت بر سود سهام را نشان می‌دهد. آنها دو دیدگاه سیاست پرداخت سود سهام مبتنی بر الگوی نمایندگی با نام‌های دیدگاه پیامدی و دیدگاه جانشینی ارائه نمودند. طبق دیدگاه پیامدی، سود سهام پیامد حاکمیت مؤثر است. با وجود مسائل نمایندگی مهم بین افراد داخل شرکت و افراد خارج از شرکت، مدیران انگیزه نگه‌داشت جریان‌های وجه‌نقد آزاد را دارند تا از آنها به نفع خود و به هزینه سهامداران استفاده کنند (مانند افزایش پاداش، امنیت شغلی و غیره). با پرداخت سود سهام، مدیران جریان‌های وجه نقد آزاد را به سهامداران برگشت می‌دهند. بنابراین، فرصت تأمین مالی پروژه‌های غیربهینه یا استفاده از آنها به نفع خود را از دست می‌دهند. هماهنگ با دیدگاه پیامدی سود سهام، مطالعات پیشین رابطه مثبت سود سهام با کیفیت گزارشگری بالا (کو و همکاران، ۲۰۱۷: ۷۸۷)، حاکمیت شرکتی قوی (آدجائود و بن‌عمار[2]، ۲۰۱۰: ۶۴۸)، حقوق قوی‌تر سهامداران اقلیت (لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۰: ۲۷) را نشان می‌دهند. صورت‌های مالی اطلاعات مهمی در مورد شرکت فراهم می‌کنند که سرمایه‌گذاران می‌توانند از آنها برای نظارت بر مدیران استفاده کنند. نظارت مؤثر مستلزم این است که صورت‌های مالی از خصوصیات کیفی برخوردار باشند تا عملکرد شرکت را بهتر نشان دهند و توسط سرمایه‌گذاران با حداقل هزینه پردازش شوند. طبق دیدگاه پیامدی استدلال می‌شود که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند از طریق افزایش سهولت نظارت توسط افراد خارج از شرکت، مسئله جریان وجه‌نقد آزاد را کاهش دهد. بنابراین، انتظار می‌رود بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام ارتباط مثبت وجود داشته باشد (دیوُس و همکاران، ۲۰۱۸، ۸).

در دیدگاه جانشینی، سود سهام به عنوان یکی از ساز و کارهای مؤثر کاهش هزینه نمایندگی می‌تواند جانشینی برای حاکمیت شرکتی قوی باشد. یعنی، در نبود حاکمیت شرکتی قوی، سود سهام به عنوان ابزاری جانشین در جهت متقاعد کردن سرمایه‌گذاران به این که منابع آنها در جهت حداکثر نمودن منافع آنها به کار رفته و عدم بروز رفتارهای فرصت طلبانه از سوی مدیریت، مورد استفاده قرار می‌گیرد (برای مثال، پژوهش روزف[3]، ۱۹۸۲: ۲۴۹؛ لاپورتا و همکاران، ۲۰۰۰: ۲۷ و مییرز[4]، ۲۰۰۰: ۱۰۰۵). طبق این نظریه، فرض می‌شود که حداقل برخی اوقات مدیران به تأمین مالی از بازار سرمایه نیاز خواهند داشت. بازار سرمایه برای تخصیص وجوه به شرکت‌ها، باید مطمئن شود که شرکت‌ها وجوه را در طرح‌های فاقد ارزش مصرف نخواهند کرد. مدیران نیز برای دادن این اطمینان به بازار سرمایه نیاز به کسب شهرت دارند. پرداخت سود سهام یک راه برای کسب شهرت است. دلیل کسب شهرت به کمک سود تقسیمی، در کاهش واکنش منفی بازار سرمایه و عدم تمایل مدیران به پرداخت نکردن سود سهام خلاصه می‌شود. حاکمیت شرکتی قوی مسئله جریان وجه‌نقد آزاد را کاهش می‌دهد، لذا نیاز به پرداخت سود سهام برای کسب شهرت در بازار سرمایه کاهش می‌یابد (یعنی حاکمیت شرکتی قوی جانشین سود سهام می‌شود). هماهنگ با دیدگاه جانشینی، مطالعات پیشین شواهدی فراهم می‌نمایند که سود سهام رابطه مثبتی با انواع مختلف سهام (جردن و همکاران[5]، ۲۰۱۴: ۱)، توانمندسازی مدیریتی (هو و کومار[6]، ۲۰۰۴: ۷۵۹) ومسائل شدید نمایندگی (جان و همکاران[7]، ۲۰۱۵: ۱۰۲) دارد. اگر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی از طریق سهولت افزایش نظارت، مسئله جریان وجه‌نقد آزاد را کاهش می‌دهد، احتمال خیلی کمتری وجود دارد که از سود سهام برای کسب شهرت و اعتبار استفاده شود. بنابراین، طبق دیدگاه جانشینی انتظار می‌رود قابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی با پرداخت سود سهام داشته باشد (دیوُس و همکاران، ۲۰۱۸، ۹).

۲-۲- متغیرهای کلان اقتصادی و قابلیت مقایسه صورت‌های مالی

متغیرهای کلان اقتصادی از جمله عواملی هستند که بر خصوصیات کیفی قابل مقایسه بودن تأثیر می‌گذارند. نرخ بهره یا نرخ سود سرمایه، یک متغیر اقتصادی است که می‌توان از آن تحت عنوان قیمت پول یا قیمت سرمایه نام برد. به منظور فراهم کردن اطلاعات سودمند برای استفاده کنندگان از گزارش‌های مالی، نحوه عمل حسابداری مخارج تأمین مالی در استاندارد حسابداری شماره ۱۳ ایران که منطبق با استاندارد بین‌المللی حسابداری شماره ۲۳ می‌باشد، تجویز شده است. تورم نیز یکی از متغیرهای اقتصادی است که بعد کلان آن به وسعت کل اقتصاد می‌باشد. از این رو، یکی از اساسی‌ترین دغدغه‌های اقتصاددانان چه از بعد نظری و چه از بعد تجربی و سیاستی مسئله تورم است. افزایش نرخ تورم و به دنبال آن تغییر مداوم قیمت‌ها و کاهش

1. La Porta et al. (2000)
2. Adjaoud & Ben-Amar (2010)
3. Rozeff (1982)
4. Myers (2000)
5. Jordan et al. (2014)
6. Hu & Kumar (2004)
7. John et al. (2015)

مستمر قدرت خرید پول در جوامع مختلف باعث شده تا اطلاعات مندرج در صورت‌های مالی از واقعیت‌های اقتصادی به شدت فاصله بگیرند. در چنین شراطی تدوین استانداردهای مناسب به عنوان مبنایی جهت تهیه گزارش‌های مالی دربردارنده آثار تورم ضروری است تا اطلاعاتی قابل مقایسه، مربوط و قابل فهم جهت تصمیم‌گیری آگاهانه و صحیح برای مدیران، سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان و سایر استفاده‌کنندگان فراهم گردد (نکوئی و همکاران، ۱۳۹۳: ۶۷). نرخ ارز هم به عنوان یکی از متغیرهای اقتصادی بر کیفیت گزارشگری مالی تأثیر می‌گذارد. به منظور فراهم نمودن گزارش‌های مالی با کیفیت بالا به استفاده‌کنندگان باید آثار تغییرات نرخ ارز در گزارش‌های مالی انعکاس یابد. طبق استاندارد حسابداری شماره ۱۶ ایران، واحد تجاری باید هر گونه تغییر در واحد پول عملیاتی و دلیل آن را افشا کند. واحد پول عملیاتی عبارت است از واحد پول محیط اقتصادی اصلی که واحد تجاری در آن فعالیت می‌کند. استفاده واحدهای تجاری از استانداردهای حسابداری لازم الاجرا شده توسط مراجع ذی‌صلاح حرفه‌ای باعث افزایش قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌شود.

۲-۳- متغیرهای کلان اقتصادی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت

از متغیرهای تأثیرگذار در سیاست پرداخت سود سهام شرکت می‌توان به متغیرهای کلان اقتصادی اشاره نمود. در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1]، نرخ بهره تأثیر مستقیمی بر بازده مورد انتظار سهامداران می‌گذارد و چنانچه سهامداران بازده مناسب قیمتی به دست نیاورده باشند، به دنبال بازده نقدی یا به عبارتی دریافت سود به صورت نقدی هستند. از این رو، نوسانات نرخ بهره عاملی اثرگذار بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت است. در شرایط تورمی، وجه نقد حاصل از عملیات برای جایگزینی دارایی‌ها و موجودی‌ها مصرف شده در عملیات کافی نخواهد بود. بنابراین، در این شرایط لازم است که با انباشته کردن سود، قدرت عملیاتی مؤسسه حفظ شود. بنابراین، تورم هم بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر می‌گذارد. نرخ ارز نیز از دو جنبه می‌تواند در شرکت‌ها تأثیرگذار باشد، نخست اینکه درآمد شرکت‌های واردکننده و صادرکننده کالا و خدمات ارتباط مستقیم با نرخ ارز دارد؛ ثانیاً قیمت ارز به عنوان یک دارایی رقیب در پرتفوی آحاد اقتصادی بر تصمیمات آنها در زمینه خرید و فروش سهام مؤثر است. از این رو، نرخ ارز به طور مستقیم با سودآوری شرکت و به تبع آن به واسطه تغییر در سودآوری، سیاست پرداخت سود سهام شرکت را نیز تحت الشعاع قرار می‌دهد (عرب مازار یزدی و خوری، ۱۳۹۴: ۶۷).

۲-۴- پیشینه پژوهش

۲-۴-۱- پژوهش‌های خارجی

دیوُس و همکاران در پژوهشی به بررسی رابطه قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام پرداختند. آنها شواهد محکمی یافتند که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی با سود سهام بالاتر رابطه مثبت دارد. این رابطه مثبت در شرکت‌های دارای محدودیت مالی و شرکت‌هایی که در آنها نظارت اهمیت زیادی داشت، بسیار مشخص بود. به ویژه، آنها مستند کردند که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی برای شرکت‌های غیرخانوادگی، شرکت‌های دارای ارزش اعتباری پایین‌تر و شرکت‌هایی با حاکمیت شرکتی ضعیف‌تر از اهمیت بسیاری برخوردار است. همچنین، یافته‌های آنها هماهنگ با این نظریه بود که قابلیت مقایسه صورت‌های مالی می‌تواند مسئله جریان وجه‌نقد آزاد را کاهش دهد و به وسیله مکانیزم‌های حاکمیت شرکتی مدیران را وادار به پرداخت سود سهام نماید (دیوُس و همکاران، ۲۰۱۸: ۱).

خان و همکاران[2] در پژوهش خود ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصادی و نسبت پرداخت سود سهام را در بازار سهام پاکستان بررسی نمودند. مطالعه آنها به صورت تجربی برای یافتن رابطه نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ رشد تولید ناخالص داخلی و نرخ بیکاری با نسبت پرداخت سود سهام با استفاده از داده‌های سری زمانی سالانه از سال ۲۰۰۱ تا ۲۰۱۷ بود. داده‌های متغیرهای کلان اقتصادی از بانک دولتی پاکستان و داده‌های نسبت پرداخت سود سهام بخش نساجی که در بورس اوراق بهادار پاکستان موجود است را از وب سایت رسمی شرکت‌ها جمع‌آوری کرده بودند. آنها برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از مدل OLS استفاده کردند که از مدل‌های رگرسیون چندگانه است. قبل از استفاده از مدل OLS از آزمون مقدماتی استفاده نمودند. نتیجه مدل OLS نشان داد که بین نرخ ارز و بیکاری رابطه مثبت و بین نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی با نسبت پرداخت سود سهام رابطه منفی وجود دارد (خان و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۱۱).

1. Capital Asset Pricing Model (CAPM)

2. Khan et al. (2018)

استالینگز[1] در پژوهش خود به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه سود، قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری بر حساسیت قیمت سهام به اخبار سودهای خاص شرکت پرداخت. نتایج پژوهش او نشان داد در شرکت‌های دارای قابلیت مقایسه بیشتر، محتوای اطلاعاتی سود بیشتر است و قابلیت مقایسه به سودمندی اطلاعات مالی برای سرمایه‌گذاران در تصمیمات ارزشیابی سهام سرمایه کمک می‌کند. همچنین، قابلیت مقایسه سودمندی اطلاعات را از طریق افزایش پاسخ به سودهای غیرمنتظره مثبت افزایش می‌دهد. این سودمندی برای اخبار سود شرکت‌های کوچک، شرکت‌ها با نوسان‌پذیری بالا، شرکت‌های رشدی/ ارزشی و شرکت‌هایی با نرخ بازده دارایی‌های پایین مشخص می‌باشد. به علاوه، قابلیت مقایسه برای سهام بسیار پرخطر حاوی اطلاعات بسیار مفیداست (استالینگز، ۲۰۱۷: ۱).

کیم و لیم در پژوهشی به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه سود بر معاملات آگاهانه به عنوان شاخصی از عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد بین قابلیت مقایسه سود و عدم تقارن اطلاعاتی رابطه معکوس وجود دارد. همچنین، این رابطه معکوس در شرکت‌های بزرگ و شرکت‌های دارای پوشش تحلیل‌گیری بالا گزارش شد (کیم و لیم، ۲۰۱۷: ۱۳۰).

کو و همکاران[2] در تحقیق خود، تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت را بررسی نمودند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که کیفیت گزارشگری با سود سهام رابطه مثبت دارد. این رابطه مثبت در بین شرکت‌های با مالکان نهادی و دارای مسئله جریان وجه‌نقد آزاد بیشتر است. همچنین، کیفیت گزارشگری مالی موجب کاهش پرداخت ناکافی سود سهام می‌شود. به طور کلی، یافته‌های آنها سازگار بود با این که کیفیت گزارشگری مالی مانند یک مکانیزم حاکمیت شرکتی عاملی است که از طریق کاهش مسئله جریان وجه‌نقد آزاد، مدیران را وادار به پرداخت سود سهام می‌نماید. یافته‌های آنها این نظریه را تأیید می‌کند که پرداخت سود سهام پیامد افزایش نظارت است (کو و همکاران، ۲۰۱۷: ۷۵۳).

غفور و همکاران[3] در پژوهشی با عنوان "تورم و رفتار سود سهام شرکت‌های پاکستان: یک پژوهش تجربی با استفاده از الگوی خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL)" ارتباط بین بازده سود سهام، بازده حقوق صاحبان سهام، رشد واقعی و تورم را در کشور پاکستان با استفاده از ARDL که برای بررسی ارتباط در طولانی مدت استفاده می‌شود، مطالعه کردند. علاوه بر این، از الگوی تصحیح خطای‌برداری (VECM) برای ارزیابی اثر کوتاه‌مدت استفاده کردند. نتایج ARDL رابطه مثبت بین تورم و پرداخت سود سهام را نشان داد که از دو طریق قابل تفسیر است. اول، تورم بر درآمدها و هزینه متغیر تأثیر می‌گذارد نه هزینه ثابت؛ این به سادگی ارزش اسمی سود شرکت و در نتیجه پرداخت سود سهام را افزایش می‌دهد. دوم اینکه، ممکن است مدیران سیاست مطلوب پرداخت سود سهام را دنبال کنند و معتقدند که سطح مطلوبی از درآمد سود سهام واقعی وجود دارد که باید به سرمایه‌گذاران خود پرداخت شود. نتایج حاصل از رویکرد ARDL نشان داد که تورم در بلند مدت و نیز کوتاه‌مدت رابطه مثبت با سود سهام دارد، در صورتی که بازده حقوق صاحبان سهام و نرخ رشد واقعی رابطه معناداری با بازده سود سهام در بلند مدت و کوتاه‌مدت داشته است. آزمون‌های ثبات CUSUM و CUSUMQ نشان دادند که معادله تخمین زده شده در طول دوره مطالعه پایدار بوده است (غفور و همکاران، ۲۰۱۴: ۸۶).

تریپاتی و ست[4] در پژوهشی عملکرد بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در بازار سهام را بررسی کردند. عملکرد بازار سهام شامل شاخص کل بازار، ارزش جاری بازار سهام و حجم معاملات بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی شامل نرخ بهره، نرخ تورم، نرخ ارز، عرضه پول، قیمت جهانی نفت و شاخص تولیدات صنعتی است. نتایج بر اساس تحلیل عاملی نشان داد که سه متغیر نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز مؤثر شناخته شدند. نرخ تورم با عملکرد بازار سهام ارتباط منفی دارد و رابطه بین نرخ بهره و عملکرد بازار سهام نیز منفی است. براساس آزمون علّیت گرنجر رابطه یک‌طرفه از سمت متغیرهای کلان اقتصادی به عملکرد بازار سهام وجود دارد؛ ولی از سمت بازار سهام به متغیرهای کلان اقتصادی رابطه‌ای وجود ندارد. بر اساس آزمون هم انباشتگی یوهانسون بین شاخص تولیدات صنعتی، حجم پول و قیمت جهانی نفت با شاخص کل بازار سهام رابطه هم انباشتگی وجود دارد. بین عرضه پول و قیمت جهانی نفت با حجم معاملات بازار سهام و همچنین بین شاخص تولیدات صنعتی، حجم پول، قیمت جهانی نفت و نرخ تورم با ارزش جاری بازار سهام رابطه هم انباشتگی وجود دارد (تریپاتی و ست، ۲۰۱۴: ۲۹۱).

1. Stallings (2017)
2. Koo et al. (2017)
3. Ghafoor et al. (2014)
4. Tripathi & Seth (2014)

پارک[1] ایده‌ی تفکیک قابلیت مقایسه سود دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) به قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی را ارائه داد و با انجام پژوهشی تحت عنوان «قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی: شواهدی از تحلیل‌گران سهام و موسسه‌های تعیین رتبه اعتباری» به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی بر درستی و پراکندگی پیش‌بینی تحلیل‌گران پرداخت. نتایج پژوهش او نشان داد قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و اقلام تعهدی بر درستی و پراکندگی پیش‌بینی تحلیل‌گران تأثیر دارد. همچنین، در شرکت‌هایی که قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی بالاتری دارند، تصمیمات تنزل رتبه اعتباری به موقع‌تر انجام می‌شود، اما قابلیت مقایسه اقلام تعهدی در به موقع بودن تصمیمات تنزل رتبه ارزیابی اعتبار، کمتر مؤثر است (پارک، ۲۰۱۳: ۴۳).

منوس و همکاران به بررسی تأثیر سطح عدم تقارن اطلاعاتی و وابستگی مالی خارجی بر سیاست پرداخت سود سهام در شرکت‌های هندی پرداختند. نتایج مطالعه آنها نشان داد سطوح بالای وابستگی مالی خارجی و عدم تقارن اطلاعاتی به عدم پرداخت یا پرداخت کمتر سود سهام منجر می‌شود. همچنین، شرکت‌های مسن‌تر نسبت پرداخت سود سهام بالاتری در مقایسه با شرکت‌های جوان دارند. در نهایت، نتایج نشان داد که تفاوت قابل ملاحظه‌ای در تصمیم‌گیری سیاست سود سهام در شرکت‌های مستقل و وابسته وجود دارد و شرکت‌های وابسته، سود سهام بیشتری به سهامداران خود پرداخت می‌کنند (منوس و همکاران، ۲۰۱۲: ۴۲).

دی‌فرانکو و همکاران در پژوهشی با عنوان «مزایای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی»، بر سودمندی و اهمیت قابلیت مقایسه صورت‌های مالی تأکید کرده و مبنایی برای سنجش قابلیت مقایسه ارائه نمودند. آنها دریافتند که بین قابلیت مقایسه و دقت پیش‌بینی تحلیل‌گران رابطه مثبت وجود دارد و بین قابلیت مقایسه و پراکندگی پیش‌بینی‌های تحلیل‌گران رابطه منفی وجود دارد. همچنین، یافته‌های آنها نشان داد قابلیت مقایسه صورت‌های مالی موجب کاهش هزینه تحصیل و پردازش اطلاعات و افزایش کمیت و کیفیت کلی اطلاعات موجود برای تحلیل‌گران درباره شرکت می‌شود (دی‌فرانکو و همکاران، ۲۰۱۱: ۸۹۵).

هس و کروتزمن[2] شواهدی مبنی بر اینکه تحلیل‌گران از اطلاعات کلان اقتصادی پیش‌بینی نشده در انجام پیش‌بینی سود و تجدیدنظرهای خود بهره می‌برند، ارائه کردند. به اعتقاد آنها فعالان بازار سرمایه با دریافت اخبار پیش‌بینی نشده کلان اقتصادی، انتظارات خود در مورد سود آتی را تعدیل می‌کنند. یافته‌های پژوهش آنها تأثیر قابل ملاحظه انتشار اخبار غیر منتظره اقتصادی بر تجدیدنظر تحلیل‌گران در پیش‌بینی سود را تأیید کرد. همچنین، نتایج نشان دادند که شدت این تأثیر در دوران رکود اقتصادی افزایش می‌یابد (هس و کروتزمن، ۲۰۱۰: ۲۹).

لی و ژائو در پژوهشی به بررسی اثرات عدم تقارن اطلاعاتی بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت‌ها پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که رابطه منفی معناداری بین عدم تقارن اطلاعاتی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت‌ها وجود دارد (لی و ژائو، ۲۰۰۸: ۶۷۳).

دشموخ با انجام پژوهشی نتیجه گرفت که سیاست پرداخت سود سهام با عدم تقارن اطلاعاتی رابطه دارد. او ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و تغییرات سود سهام را با متغیرهایی مانند اندازه شرکت و تقریب عدم تقارن اطلاعاتی از طریق محاسبه الگوریتم‌های ارزش بازار سهام بررسی کرد. همچنین، این ارتباط را در مورد شرکت‌های تازه تأسیس بررسی نمود. نتایج نشان داد که این شرکت‌ها از یک طرف در زمان رشد دارای سطوح بالایی از نابرابری اطلاعاتی هستند و از طرف دیگر، به دلیل متکی بودن به منابع مالی خارج از شرکت علاقه دارند سطح پایینی از جریان نقدینگی داشته باشند. او به این نتیجه رسید که ارتباط منفی بین سیاست پرداخت سود سهام و نابرابری اطلاعاتی با نظریه تأمین مالی، سازگار و با نظریه علامت‌دهی، متناقض است (دشموخ، ۲۰۰۵: ۱۰۷).

۲-٤-۲- پژوهش‌های داخلی

قربانی و سروش‌یار در پژوهشی به بررسی تأثیر قابلیت مقایسه سود و اجزای نقدی و تعهدی آن بر عدم تقارن اطلاعاتی پرداختند. نمونه آماری پژوهش آنها شامل ۸۵ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ بود. نتایج پژوهش نشان داد قابلیت مقایسه سود تأثیری بر عدم تقارن اطلاعاتی ندارد. همچنین، قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی و قابلیت مقایسه اقلام تعهدی بر عدم تقارن اطلاعاتی تأثیری ندارد (قربانی و سروش‌یار، ۱۳۹۶: ۱۴۳).

عرب‌صالحی و همکاران در پژوهشی اثر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود را با در نظر گرفتن اثر جریان

1. Park (2013)
2. Hess & Kreutzmann (2010)

وجه‌نقد آزاد، محدودیت مالی و مسئله راحت‌طلبی مدیران بررسی کردند. نمونه پژوهش آنها شامل ۱۱۳ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ بود. نتایج پژوهش نشان داد که کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود تأثیر مثبت و معناداری دارد. این تأثیر مثبت در بین شرکت‌های با مسئله جریان‌نقد آزاد بالا، بیشتر است. همچنین، یافته‌ها شواهد کافی برای حمایت از شدت تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود در شرکت‌های دارای محدودیت مالی بالا ارائه ندادند. به علاوه، تأثیر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود در بین شرکت‌های با نظارت بهتر بر راحت‌طلبی مدیران، کمتر است (عرب‌صالحی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۰۱).

قره‌لی و محمدی در پژوهش خود تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ویژگی‌های شرکتی بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی نمودند. نمونه آماری پژوهش آنان شامل ۹۱ شرکت در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۲ می‌باشد. نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که متغیرهای کلان اقتصادی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت تأثیری ندارد و از بین متغیرهای کلان اقتصادی، همبستگی غیرمستقیم و متوسطی بین تولید ناخالص داخلی و کیفیت گزارشگری مالی وجود دارد و ویژگی‌های خاص شرکتی بر کیفیت گزارشگری مالی شرکت تأثیر دارد و از بین متغیرهای ویژگی‌های خاص شرکتی به جز سرمایه در گردش، همبستگی معنی‌داری بین اهرم مالی و اندازه شرکت با کیفیت گزارشگری مالی وجود دارد (قره‌لی و محمدی، ۱۳۹۵: ۱).

بدری و همکاران در پژوهشی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام را مطالعه نمودند. دوره زمانی پژوهش آنها از مهر ماه ۱۳۷۷ تا شهریور ماه ۱۳۹۳ بود. نتایج نشان داد که بر اساس تحلیل رگرسیون، نرخ ارز رسمی و غیررسمی، نرخ بهره و قیمت جهانی نفت رابطه مثبت با شاخص بازار سهام و نرخ ارز رسمی، شاخص تولیدات صنعتی و نرخ تورم رابطه مثبت و عرضه پول رابطه منفی با ارزش جاری بازار سهام دارد. همچنین، نرخ ارز رسمی، نرخ تورم و شاخص تولیدات صنعتی رابطه مثبت با حجم معاملات بازار سهام دارد. بر اساس آزمون علّیت گرنجر، رابطه علّی یک‌طرفه از سمت متغیرهای کلان اقتصادی به سمت ارزش جاری بازار سهام و حجم معاملات بازار سهام وجود دارد؛ ولی هیچ‌گونه رابطه علّی با شاخص بازار سهام ندارند (بدری و همکاران، ۱۳۹۵: ۹).

قالیباف اصل و ولی‌زاده در پژوهشی به بررسی رابطه بین سیاست تقسیم سود با عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. برای این منظور طی دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ تعداد ۴۵ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شد. آنها به این نتیجه رسیدند که در بورس اوراق بهادار تهران بین نقدشوندگی سهام و سیاست تقسیم سود شرکت رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. همچنین، آنها دریافتند که رابطه معکوس معناداری بین سیاست تقسیم سود و عدم تقارن اطلاعاتی وجود دارد (قالیباف اصل و ولی‌زاده، ۱۳۹۵: ۱).

عرب‌مازار یزدی و خوری در پژوهشی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر سیاست تقسیم سود شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نمونه آماری پژوهش آنها شامل ۱۲۰ شرکت در دوره زمانی سال‌های ۱۳۸۰ تا ۱۳۸۹ است. نتایج پژوهش نشان داد که ارتباط مستقیم و معناداری بین نرخ بهره و سیاست تقسیم سود وجود دارد. همچنین، بین نرخ ارز و سیاست تقسیم سود ارتباط منفی و معناداری وجود دارد. این در حالی است که نتایج پژوهش حاکی از عدم ارتباط معنادار بین نرخ تورم و سیاست تقسیم سود بوده است (عرب‌مازار یزدی و خوری، ۱۳۹۴: ۶۵).

دموری و دهقانی فیروزآبادی در پژوهشی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و سیاست تقسیم سود را با به‌کارگیری مدل لاجیت بررسی کردند. اطلاعات مربوط به ۱۴۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ مورد مطالعه قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نشان داد که عدم تقارن اطلاعاتی موجود در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، تأثیر منفی بر سیاست تقسیم سود شرکت‌ها دارد. این یافته نتایج مدل علامت‌دهی را تأیید نمی‌کند. همچنین، مدل نهایی نشان می‌دهد، از بین سایر مشخصات شرکت، سودآوری، اندازه و ریسک شرکت بر سیاست تقسیم سود اثرگذار هستند (دموری و دهقانی فیروزآبادی، ۱۳۹۳: ۲۱).

نظری و همکاران در پژوهشی با عنوان «رابطه‌ی عدم تقارن اطلاعاتی با سیاست‌های تقسیم سود در شرکت‌ها» به بررسی رابطه‌ی بین عدم تقارن اطلاعاتی با میزان سود تقسیمی شرکت‌ها پرداختند. جامعه آماری پژوهش آنها متشکل از اطلاعات ۹۷ مشاهده بین سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ بود. نتایج پژوهش نشان داد که بین عدم تقارن اطلاعاتی و سیاست تقسیم سود رابطه مستقیمی وجود دارد و این نتایج با تئوری علامت‌دهی سیاست تقسیم سود مطابقت دارد. همچنین، با در نظر گرفتن سایر عوامل اندازه شرکت، سودآوری و ریسک نیز این نتیجه تأیید شد که عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر در شرکت‌ها، موجب

افزایش سودهای تقسیمی می‌شود (نظری و همکاران، ۱۳۹۱: ۱۰۳).

۳- روش شناسی

۳-۱- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اول: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر دارد.

فرضیه دوم: نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد.

فرضیه سوم: تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد.

فرضیه چهارم: نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد.

فرضیه پنجم: نرخ ارز غیر رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت اثر تعدیل‌کننده دارد.

۳-۲- نوع پژوهش

این پژوهش از لحاظ هدف، کاربردی و از نظر نحوه جمع‌آوری داده‌ها، از نوع توصیفی-همبستگی و از نظر رویکرد، از نوع پس‌رویدادی و براساس ماهیت داده‌ها، از نوع کمّی است. برای جمع‌آوری اطلاعات در زمینه مبانی نظری و پیشینه پژوهش از روش کتابخانه‌ای و برای جمع‌آوری داده‌های مورد نیاز، از آمارها و داده‌های موجود در سایت اینترنتی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و سازمان بورس اوراق بهادار تهران و از بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین استفاده شده است. برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از تحلیل رگرسیون و داده‌های ترکیبی[1] با استفاده از الگوی تعدیل شده دیوُس و همکاران (۲۰۱۸) استفاده شده است. تمایز این الگو با مدل به کار رفته در مطالعه دیوُس و همکاران (۲۰۱۸: ۱۰)، تأکید بر نقش تعدیل‌کننده متغیرهای کلان اقتصادی است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها، برآورد مدل و انجام آزمون‌های آماری از نرم‌افزار Eviews9 استفاده شده است.

۳-۳- جامعه و نمونه آماری پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ می‌باشد. نمونه آماری پژوهش با استفاده از روش نمونه‌گیری حذف سیستماتیک انتخاب و شرکت‌هایی که ویژگی‌های مدنظر را نداشتند، از نمونه آماری حذف شدند. این ویژگی‌ها عبارتند از:

- تاریخ پذیرش شرکت در سازمان بورس اوراق بهادار قبل از سال ۱۳۹۰ بوده و تا پایان سال ۱۳۹۶ نیز در فهرست شرکت‌های بورسی باشد.

با توجه به اینکه برای محاسبه دقیق متغیر قابلیت مقایسه حسابداری طبق مدل دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱) به داده‌های ۱۶ فصل (۴ سال) قبل آن مورد نیاز است، لذا داده‌های شرکت‌های نمونه باید برای دوره ۱۱ ساله (سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶) در دسترس باشند.

- به منظور افزایش قابلیت مقایسه، سال مالی شرکت‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد.
- شرکت در طی دوره زمانی مذکور تغییر فعالیت با تغییر سال مالی نداده باشد.
- شرکت جزو شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها، هلدینگ‌ها و لیزینگ‌ها) نباشد.
- طول وقفه انجام معاملات شرکت طی دوره زمانی مذکور بیشتر از ۶ ماه نباشد.
- بدین دلیل که متغیر قابلیت مقایسه حسابداری در بین شرکت‌های هر صنعت و جدا از سایر صنایع تعریف و محاسبه می‌شود، لذا تنها صنایعی انتخاب می‌شوند که حداقل ۵ شرکت در آنها فعال باشند.

پس از اعمال محدودیت‌های بالا، نمونه‌ی پژوهش شامل ۱۱۹ شرکت فعال در ۱۱ صنعت طی دوره ۷ ساله با ۸۳۳ مشاهده تعیین گردید.

۳-٤- تعریف عملیاتی متغیرهای پژوهش

۳-٤-۱- متغیر مستقل: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی

در این پژوهش، برای اندازه‌گیری مفهوم قابلیت مقایسه صورت‌های مالی از سه معیار به شرح زیر استفاده شده است:

الف- قابلیت مقایسه سود ($EarnCOMP_{ijt}$) با استفاده از مدل دی‌فرانکو و همکاران (۲۰۱۱: ۸۹۹) می‌باشد که از سود به عنوان شاخصی از صورت‌های مالی (خروجی سیستم حسابداری) و از بازده سهام به عنوان شاخصی از اثرات خالص رویدادهای اقتصادی شرکت (به عنوان ورودی سیستم حسابداری) استفاده

1. Panel Data

می‌شود. این رویدادهای اقتصادی می‌تواند منحصر به شرکت باشد، لیکن می‌تواند به دلیل شوک‌های وسیع صنعت یا اقتصاد نیز باشد (استالینگز، ۲۰۱۷: ۶). برای محاسبه قابلیت مقایسه سود، ابتدا مدل ۱ برای هر سال–شرکت و صنعت با استفاده از داده‌های شانزده فصل (سه ماهه) قبلی و به روش آزمون رگرسیون سری زمانی برآورد می‌شود.

(۱)

$$Earnings_{it} = \beta_0 + \beta_1 Return_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $\mathrm{Earnings_{it}}$ سود خالص شرکت i در سه ماهه t و $\mathrm{Return_{it}}$: بازده سهام شرکت i در سه ماهه t است. برای همگن‌سازی متغیرها از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در ابتدای سه ماهه t استفاده می‌شود.

ضرایب برآورده شده $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_0$ از معادله ۱ برای هر سال–شرکت معیاری از عملیات حسابداری شرکت i است. همچنین، $\hat{\beta}_1$ و $\hat{\beta}_0$ برای شرکت‌های صنعت j با استفاده از سود و بازده سهام در صنعت j برآورد می‌شود. سود خالص پیش‌بینی شده هر شرکت یک بار با استفاده از ضرایب برآورده شده همان شرکت i در مدل ۱ و بار دیگر با استفاده از ضرایب برآورد شده شرکت‌های آن صنعت j در معادله ۲ و ۳ به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

(۲)

$$E(Earnings_{iit}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Return_{it} + \varepsilon_{it}$$

(۳)

$$E(Earnings_{ijt}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 Return_{it} + \varepsilon_{it}$$

$\mathrm{E(Earnings_{iit})}$: سود خالص پیش‌بینی شده شرکت i با استفاده از ضرایب برآورده شده شرکت i و بازده سهام شرکت i در سه ماهه t است.

$\mathrm{E(Earnings_{ijt})}$: سود خالص پیش‌بینی شده شرکت i با استفاده از ضرایب برآورد شده صنعت j و بازده سهام شرکت i در سه ماهه t می‌باشد.

قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بین شرکتi و صنعت j در سه ماهه t از تفاوت سود خالص پیش‌بینی شده در معادله ۲ و ۳ و از طریق معادله ۴ محاسبه می‌شود.

(۴)

$$EarnCOMP_{ijt} = -\frac{1}{16} \times \sum_{t-15}^{t} \left| E(Earnings_{iit}) - E(Earnings_{ijt}) \right|$$

در معادله ۴ میانگین قدر مطلق تفاوت در مقادیر سود خالص پیش‌بینی شده بیانگر تفاوت در عملیات حسابداری در شرکت i و صنعت j است. بنابراین، قرینه آن میزان شباهت بین عملیات حسابداری و قابلیت مقایسه بین شرکت i و صنعت j را نشان می‌دهد. در نهایت، میانگین چهار فصل شرکت i در دوره t به عنوان قابلیت مقایسه سود در نظر گرفته می‌شود. مقادیر بیشتر آن بیانگر قابلیت مقایسه بیشتر بین شرکت i و صنعت j است.

ب– قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی ($\mathrm{CfoCOMP_{ijt}}$) دومین معیار می‌باشد. با پذیرش مبنای تعهدی برای محاسبه سود حسابداری، می‌توان ادعا کرد که سود حسابداری از دو جزء نقدی و تعهدی تشکیل شده است. برای محاسبه قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی، ابتدا مدل ۵ برای هر سال–شرکت و صنعت با استفاده از داده‌های شانزده فصل (سه ماهه) قبلی و به روش آزمون رگرسیون سری زمانی برآورد می‌شود.

(۵)

$$CFO_{it} = \beta_0 + \beta_1 Return_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن $\mathrm{CFO_{it}}$ جریان‌های نقدی عملیاتی سه ماهه t و $\mathrm{Return_{it}}$ بازده سهام شرکت i در سه ماهه t است. برای همگن‌سازی متغیرها از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در ابتدای سه ماهه t استفاده می‌شود. با استفاده از مدل ۵ و فرایندی مشابه فرایند محاسبه معیار اول، معیار قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی محاسبه می‌گردد.

ج– قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری ($\mathrm{DaccCOMP_{ijt}}$) سومین معیار می‌باشد. استالینگز (۲۰۱۷: ۳) استدلال می‌کند که دو شرکت در سال و صنعت یکسان به احتمال زیاد اصلاحات تعهدی مشابه در به‌کارگیری مجموعه‌ای از انتخاب‌ها و قضاوت‌های حسابداری در اجرای اصول عمومی حسابداری دارند. با پیروی از مدل جونز[1] (۱۹۹۱: ۲۰۷) و کوتاری و همکاران[2] (۲۰۰۵: ۱۶۸)، اقلام تعهدی اختیاری به صورت مقطعی برای هر سال شرکت با استفاده از داده‌های شانزده سه ماهه قبلی و از طریق معادله ۶ پیش‌بینی می‌شود:

(۶)

$$TA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{ATQ_{it-1}} + \beta_2(\Delta SALES_{it} - \Delta RECIVABLES_{it}) + \beta_3 PPE_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \varepsilon_{it}$$

در این معادله،

$\mathrm{TA_{it}}$: کل اقلام تعهدی شرکت i برای سه ماهه t، که به عنوان تغییر در دارایی‌های جاری غیر نقدی منهای تغییر در بدهی‌های جاری به جز حصه جاری بدهی‌های بلند مدت، منهای هزینه استهلاک دارایی‌های مشهود و نامشهود، تقسیم بر جمع دارایی‌های شکست i در ابتدای سه ماهه t ($\mathrm{ATQ_{it-1}}$) است.

$\mathrm{ATQ_{it-1}}$: جمع دارایی‌های شرکت در ابتدای سه ماهه t

1. Jones (1991)
2. Kothari et al. (2005)

می‌باشد.

$\Delta SALES_{it}$: تغییر در فروش شرکت i در سه ماهه t نسبت به سه ماهه t-1 است.

$\Delta RECIVABLES_{it}$: تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت I در سه ماهه t نسبت به سه ماهه t-1 است.

با پیروی از پژوهش کوتاری و همکاران (۲۰۰۵: ۱۶۸) و استالینگز (۲۰۱۷: ۸) تغییر در حساب‌های دریافتنی شرکت i در سه ماهه t از تغییر در فروش شرکت i سه ماهه t کسر و بر جمع دارایی‌های شرکت i در ابتدای سه ماهه t (ATQ_{it-1}) است.

PPE_{it}: خالص اموال، ماشین آلات و تجهیزات شرکت i در سه ماهه t، تقسیم بر جمع دارایی‌های شرکت i در ابتدای سه ماهه t (ATQ_{it-1}) است.

ROA_{it}: سود خالص تقسیم بر کل دارایی‌های شرکت در سه ماهه t می‌باشد. کوتاری و همکاران (۲۰۰۵: ۱۷۴) دریافتند زمانی که عملکرد شرکت بسیار خوب یا بسیار بد است، مدل‌های اقلام تعهدی دچار نوعی ناکارایی هستند، بدین ترتیب آنها تلاش کردند متغیر عملکرد را کنترل کنند.

ε_{it}: مقادیر باقی مانده رگرسیون است.

قدر مطلق باقی مانده‌های حاصل از مدل بالا، اقلام تعهدی اختیاری مدل تعدیل شده جونز می‌باشد. سپس، مدل ۷ برای هر سال-شرکت و صنعت با استفاده از داده‌های شانزده فصل (سه ماهه) قبلی و به روش آزمون رگرسیون سری زمانی برآورد می‌شود.

(۷)

$$DACC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Return_{it} + \varepsilon_{it}$$

که در آن، $DACC_{it}$ اقلام تعهدی اختیاری شرکت i در سه ماهه t و $Return_{it}$ بازده سهام شرکت i در سه ماهه t می‌باشد. برای همگن سازی متغیرها از ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در ابتدای سه ماهه t استفاده می‌شود. با استفاده از مدل ۷ و فرایندی مشابه فرایند محاسبه معیار اول، معیار قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری محاسبه می‌شود.

۳-٤-۲- متغیر وابسته: سیاست پرداخت سود سهام شرکت

به پیروی از پژوهش‌های دیوُس و همکاران (۲۰۱۸: ۱۰)، کو و همکاران (۲۰۱۷: ۱۱) و عرب‌صالحی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۱۲)، متغیر سیاست پرداخت سود سهام ($DIVIDEND_{it}$) از طریق تقسیم سود سهام پرداختی به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت در پایان سال (یعنی بازده سود سهام) محاسبه می‌شود.

۳-٤-۳- متغیرهای تعدیل‌کننده: متغیرهای کلان اقتصادی

نرخ بهره ($Interest_{it}$): نرخ سود علی الحساب سپرده‌های بانک‌های دولتی می‌باشد که توسط بانک مرکزی اعلام شده است (احسانی و خطیبی، ۱۳۹۱: ۶۹).

تورم ($Inflation_{it}$): تورم به صورت سالانه و با استفاده از آمارهای اعلام شده بانک مرکزی در نظر گرفته شده است (رحمانی و باقرپور اسکویی، ۱۳۹۶: ۷۷).

نرخ ارز رسمی ($Official\ Exchange\ Rate_{it}$): نرخ رسمی ارز (نرخ برابری دلار به ریال) اعلام شده توسط بانک مرکزی که با OER_{it} نشان داده شده است (کاظمی و همکاران، ۱۳۹۳: ۳۲).

نرخ ارز غیر رسمی ($Unofficial\ Exchange\ Rate_{it}$): نرخ غیر رسمی ارز (نرخ برابری دلار به ریال) اعلام شده توسط بانک مرکزی که با UER_{it} نشان داده شده است (همان: ۳۲).

۳-٤-٤- متغیرهای کنترلی

- سن شرکت (Age_{it}): انتظار می‌رود سن شرکت با پرداخت سود سهام رابطه مثبت داشته باشد و از لگاریتم طبیعی تفاوت سال تأسیس شرکت تا سال مورد بررسی محاسبه می‌شود (دیوُس و همکاران، ۲۰۱۸: ۱۱).
- سودآوری (ROA_{it}): شرکت‌های با سودآوری بیشتر، ظرفیت پرداخت سود سهام بیشتری دارند. این متغیر از تقسیم سود خالص بر کل دارایی‌ها محاسبه می‌شود (همان، ۱۱).
- اهرم مالی (Lev_{it}): اهرم مالی نشان می‌دهد که شرکت با بحران مالی مواجه است. بنابراین، توانایی پرداخت سود سهام را ندارد. اهرم مالی از نسبت کل بدهی‌ها به کل دارایی‌ها به دست می‌آید (همان، ۱۱).
- فرصت‌های سرمایه‌گذاری ($Tobin'sQ_{it}$): هر چه فرصت‌های سرمایه‌گذاری شرکت بیشتر باشد، مدیران نیاز بیشتری به نگهداری وجه نقد دارند و در نتیجه سود سهام کمتری پرداخت می‌شود. این متغیر از نسبت مجموع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام و ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش دفتری دارایی‌ها به دست می‌آید (همان، ۱۱).
- سیاست تقسیم سود سال گذشته ($P - Payout_{it-1}$): پژوهش‌های انجام شده نشان می‌دهد که سیاست تقسیم سود سال جاری همواره همبستگی قابل ملاحظه‌ای با سیاست تقسیم

سود سال قبل شرکت دارد (همان، ۱۱).

- انحراف معیار فروش ($SDsale_{it}$): با توجه به پژوهش‌های پیشین، انحراف معیار فروش با سود تقسیمی شرکت ارتباط دارد (عرب‌صالحی و همکاران، ۱۳۹۶: ۱۱۵).
-

٤- نتایج برآورد مدل

٤-١- آمار توصیفی

آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارائه شده‌اند. آماره‌های مذکور شمایی کلی از وضعیت توزیع داده‌های پژوهش را نشان می‌دهند. میانگین معروف‌ترین و باثبات‌ترین شاخص گرایش مرکزی است و مرکز ثقل داده‌ها می‌باشد.

میانگین متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام ۰/۰۷۵۰ می‌باشد که نشان می‌دهد بازده سود سهام شرکت‌های نمونه آماری به طور متوسط ۷/۵ درصد بوده است. همچنین، میانگین قابلیت مقایسه سود خالص ۰/۰۱۹۹- و به صفر نزدیک است. یعنی، شرکت‌های نمونه آماری در صنایع خود از بیشترین قابلیت مقایسه سود خالص برخوردار بوده‌اند. علاوه بر این، مقدار میانگین برای اهرم مالی به عنوان یکی از متغیرهای کنترلی برابر با ۰/۶۴۴۲ است که نشان می‌دهد ۶۴/۴۲ درصد دارایی‌های شرکت‌های نمونه آماری از محل بدهی‌ها تأمین شده است. انحراف معیار باثبات‌ترین شاخص پراکندگی است. هر چقدر انحراف معیار بیشتر باشد، پراکندگی داده‌ها از میانگین بیشتر است. انحراف معیار متغیر قابلیت مقایسه سود خالص و متغیر نرخ ارز رسمی به ترتیب برابر ۰/۰۲۵۵ و ۹۰۳۷/۶۶۷ است که نشان می‌دهد این دو متغیر در بین متغیرهای پژوهش به ترتیب دارای کمترین و بیشترین پراکندگی بوده‌اند.

جدول ۱. آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	میانه	ماکسیمم	مینیمم	انحراف معیار	چولگی	کشیدگی
قابلیت مقایسه سود خالص	۰/۰۱۹۹-	۰/۰۱۳۲-	۰/۰۰۰۱-	۰/۱۷۴۵-	۰/۰۲۵۵	۳/۸۳۹۳-	۲۱/۱۸۲۳
قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی	۰/۰۴۷۰-	۰/۰۳۰۹-	۰/۰۰۰۱-	۰/۴۷۳۴-	۰/۰۵۵۱	۴/۱۷۹۷-	۲۹/۳۴۷۱
قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری	۰/۱۱۹۹-	۰/۰۵۱۶-	۰/۰۰۰۱-	۱/۰۳۶۲-	۰/۲۱۱۲	۲/۹۵۴۴-	۱۰/۵۲۴۸
سیاست پرداخت سود سهام	۰/۰۷۵۰	۰/۰۵۰۹	۰/۸۷۷۹	۰/۰۰۰۰	۰/۰۸۲۹	۱/۹۳۹۱	۱۳/۴۷۵۰
نرخ بهره	۰/۱۸۵۷	۰/۱۷۰۰	۰/۲۴۰۰	۰/۱۵۰۰	۰/۰۳۱۰	۰/۵۰۷۵	۱/۸۷۴۸
تورم	۰/۱۸۹۷	۰/۱۵۶۰	۰/۳۴۷۰	۰/۰۹۰۰	۰/۰۹۵۳	۰/۵۳۴۱	۱/۷۱۹۲
نرخ ارز رسمی	۲۵۴۱۶/۵۷	۲۷۹۴۴	۳۷۶۹۰	۱۲۲۶۰	۹۰۷۳/۶۶۷	۰/۴۲۷۹-	۱/۸۰۸۴
نرخ ارز غیر رسمی	۳۴۴۲۵/۱۴	۳۴۶۶۰	۴۸۰۰۰	۱۸۹۲۰	۷۹۷۰/۵۷۴	۰/۳۴۱۵-	۳/۲۶۰۷
سن شرکت	۳/۵۷۵۳	۳/۶۸۸۸	۴/۱۸۹۶	۲/۳۹۷۸	۰/۳۷۱۷	۰/۶۸۶۳-	۲/۵۲۹۵
سودآوری	۰/۰۹۰۰	۰/۰۷۲۰	۰/۶۲۶۷	۰/۷۹۷۳-	۰/۱۵۱۰	۰/۱۷۷۷-	۶/۷۱۹۶
اهرم مالی	۰/۶۴۴۲	۰/۶۳۳۷	۴/۰۰۲۷	۰/۰۹۰۱	۰/۲۸۷۲	۳/۳۵۳۶	۳۱/۰۴۳۴
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	۱/۶۰۴۵	۱/۴۰۳۵	۶/۵۲۷۵	۰/۵۸۶۳	۰/۶۹۳۴	۲/۲۲۴۱	۱۰/۸۵۵۶
سیاست تقسیم سود سال گذشته	۰/۵۴۵۲	۰/۶۰۶۰	۲/۶۳۱۵	۰/۰۰۰۰	۰/۴۳۱۹	۰/۵۴۵۹	۴/۰۹۲۸
انحراف معیار فروش	۰/۱۹۱۶	۰/۱۴۰۰	۱/۲۸۹۹	۰/۰۱۶۷	۰/۱۶۵۷	۳/۱۶۷۶	۱۷/۴۰۰۶

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-٢- آزمون فرضیه‌ها

برای آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش ترکیب داده‌های سری زمانی و مقطعی استفاده شده و تعداد مشاهدات ۸۳۳ مشاهده بوده است.

٤-٢-١- فرضیه اول: قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر سیاست پرداخت سود سهام تأثیر دارد.

در جدول (۲) سطوح معنی‌داری متغیر قابلیت مقایسه سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری نشان داده شده است که به ترتیب ۰/۰۰۷۸، ۰/۰۸۶۷ و ۰/۶۶۲۷ می‌باشد. بنابراین، تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سیاست پرداخت سود سهام شرکت منفی و معنی‌دار بوده است. تأثیر قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری بر سیاست پرداخت سود سهام به لحاظ آماری تأیید نشده است. در نتیجه، افزایش قابلیت مقایسه سود خالص موجب کاهش پرداخت سود به سهامداران می‌شود که منطبق بر دیدگاه جانشینی، نظریه علامت‌دهی و نمایندگی می‌باشد. قدر مطلق ضریب متغیر مستقل قابلیت مقایسه سود خالص بیشتر از متغیرهای کنترلی است، لذا متغیر قابلیت مقایسه سود خالص تأثیر بیشتری بر متغیر وابسته داشته است. از آنجایی که ضریب تعیین تعدیل شده در مدل مربوط به معیار قابلیت مقایسه سود خالص برابر ۰/۸۳۶۲ است، نتیجه گرفته می‌شود که ۸۳/۶۲ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط

مدل فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) تبیین و توضیح داده شده است. سطح معنی‌داری آماره فیشر در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه کمتر از ۵ درصد است، لذا مدل‌های برازش شده از اعتبار کافی برخوردارند. آماره دوربین واتسون در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه بین ۱/۵ و ۲/۵ است، لذا در مدل‌های فوق مسئله خود همبستگی بین جملات خطا وجود نداشته است. سطح معنی‌داری اف لیمر در تمامی مدل‌های فرضیه اول کمتر از ۵ درصد بود، لذا آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون بوده است. سطح معنی‌داری آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصد است، لذا رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات ثابت) بوده است. همچنین، مقادیر آماره هم‌خطی در تمامی معیارها کمتر از ۱۰ است که عدم وجود هم‌خطی در معیارهای فوق را نشان می‌دهد. در نهایت، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، در تخمین نهایی مدل نسبت به رفع آن اقدام شده است.

جدول ۲. نتایج رگرسیون تأثیر قابلیت مقایسه صورت‌های مالی بر سیاست پرداخت سود سهام

$$Dividend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Comparability_{i,t} + \beta_2 Age_{i,t} + \beta_3 ROA_{i,t} + \beta_4 Lev_{i,t} + \beta_5 Tobin'sQ_{i,t} + \beta_6 P - Payout_{i,t-1} + \beta_7 sdSale_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	قابلیت مقایسه								
	سود خالص			جریان‌های نقدی عملیاتی			اقلام تعهدی اختیاری		
	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF
قابلیت مقایسه	−۱/۲۸۲۷	۰/۰۰۷۸	۱/۰۱۹۵	−۰/۲۲۸۵	۰/۰۸۶۷	۱/۰۳۶۳	−۰/۰۳۲۰	۰/۶۶۲۷	۱/۰۳۳۰
سن شرکت	−۰/۱۶۵۰	۰/۰۰۰۰	۱/۲۶۸۸	−۰/۱۷۱۶	۰/۰۰۰۰	۱/۲۷۷۵	−۰/۱۶۷۸	۰/۰۰۰۰	۱/۲۶۶۵
سودآوری	۰/۱۶۴۰	۰/۰۰۰۰	۲/۰۰۵۱	۰/۱۶۹۵	۰/۰۰۰۰	۲/۱۸۶۱	۰/۱۶۸۷	۰/۰۰۰۰	۲/۱۳۶۷
اهرم مالی	۰/۰۳۵۳	۰/۰۰۰۰	۲/۳۱۲۵	۰/۰۳۷۲	۰/۰۰۰۰	۲/۷۱۳۱	۰/۰۳۶۵	۰/۰۰۰۰	۲/۶۲۷۶
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	−۰/۰۲۲۰	۰/۰۰۰۰	۱/۴۹۱۵	−۰/۰۲۲۴	۰/۰۰۰۰	۱/۵۰۷۶	−۰/۰۲۲۱	۰/۰۰۰۰	۱/۵۲۰۴
تقسیم سود سال گذشته	۰/۰۰۷۰	۰/۰۳۱۶	۱/۰۲۳۶	۰/۰۰۷۳	۰/۰۲۶۹	۱/۰۲۲۸	۰/۰۰۷۳	۰/۰۲۴۸	۱/۰۲۴۳
انحراف معیار فروش	۰/۰۴۱۳	۰/۰۰۰۰	۱/۱۳۳۸	۰/۰۴۷۱	۰/۰۰۰۰	۱/۱۲۰۹	۰/۰۴۴۳	۰/۰۰۰۰	۱/۱۱۶۲
مقدار ثابت(c)	۰/۶۲۵۶	۰/۰۰۰۰	----	۰/۶۶۱۵	۰/۰۰۰۰	----	۰/۶۵۸۸	۰/۰۰۰۰	----
آماره فیشر (سطح معنی داری)	۳۴/۹۸ (۰/۰۰۰۰)			۳۷/۴۸۹۴ (۰/۰۰۰۰)			۳۴/۶۶۳۲ (۰/۰۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۳۶۲			۰/۸۴۵۷			۰/۸۳۴۹		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۸۲۲			۱/۸۸۶۵			۱/۸۸۴۳		
ناهمسانی واریانس (آزمون بارتلت)	۷۸۹۶/۴۰۷ (۰/۰۰۰۰)			۶۶۳۱/۳۵۸ (۰/۰۰۰۰)			۴۶۸۳/۷۷۷ (۰/۰۰۰۰)		
آزمون:	اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن	
آماره	۶/۲۲۴۲	۱۲۳/۶۷۴۵		۶/۱۹۴۳	۱۲۲/۱۶۸۳		۶/۱۷۵۹	۱۲۱/۷۲۵۷	
(سطح معنی‌داری)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
نوع رگرسیون:	پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲-۲- فرضیه دوم: نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام اثر تعدیل‌کننده دارد.

در جدول (۳) سطوح معنی‌داری متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری در نرخ بهره بانکی به ترتیب ۰/۰۴۹۲، ۰/۰۰۶۲ و ۰/۶۲۹۱ است. بنابراین، تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ بهره بانکی بر سیاست پرداخت سود سهام مثبت و معنی‌دار بوده است، یعنی افزایش نرخ بهره بانکی شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت را افزایش می‌دهد. تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی در نرخ بهره بر سیاست پرداخت سود سهام، منفی و معنی‌دار بوده است، یعنی با افزایش نرخ بهره بانکی شدت تأثیر قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی بر سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری در نرخ بهره بر سیاست پرداخت سود سهام به لحاظ آماری تأیید نشده است. قدر مطلق ضریب متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ بهره بانکی بیشتر از متغیرهای کنترلی است، یعنی این متغیر تأثیر بیشتری بر متغیر وابسته داشته است. از آنجایی که ضریب تعیین تعدیل شده در مدل‌های مربوط به معیار حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ بهره و قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی در نرخ

بهره به ترتیب برابر ۰/۸۳۷۹ و ۰/۸۴۴۶ است، نتیجه گرفته می‌شود که تقریباً ۸۴ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط مدل‌های فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) توضیح داده شده است. سطح معنی‌داری آماره فیشر در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه کمتر از ۵ درصد است، لذا مدل‌های برازش شده از اعتبار کافی برخوردارند. آماره دوربین واتسون در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه بین ۱/۵ و ۲/۵ است، لذا در مدل‌های فوق مسئله خود همبستگی بین جملات خطا وجود نداشته است. سطح معنی‌داری اف لیمر در تمامی مدل‌های فرضیه دوم کمتر از ۵ درصد است، لذا آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون بوده است. سطح معنی‌داری آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصد است، لذا رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات ثابت) بوده است. همچنین، مقادیر آماره هم‌خطی در تمامی معیارها کمتر از ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم‌خطی در معیارهای فوق است.

جدول ۳. نتایج رگرسیون تأثیر نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام

$$Dividend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Comparability_{i,t} + \beta_2 Interest_{i,t} + \beta_3 Comparability_{i,t} \times Interest_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Tobin'sQ_{i,t} + \beta_8 P - Payout_{i,t-1} + \beta_9 sdSale_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	قابلیت مقایسه								
	سود خالص			جریان‌های نقدی عملیاتی			اقلام تعهدی اختیاری		
	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF
قابلیت مقایسه	−۱/۵۸۸۹	۰/۰۰۱۸	۱/۱۰۴۳	−۰/۰۷۹۱	۰/۵۸۹۲	۱/۲۳۰۹	−۰/۰۲۱۴	۰/۷۸۰۷	۱/۱۳۴۵
نرخ بهره	۰/۰۰۳۷	۰/۹۰۷۶	۱/۶۴۴۴	−۰/۰۸۳۷	۰/۰۰۹۰	۱/۶۲۵۷	−۰/۰۴۲۱	۰/۱۷۸۸	۱/۴۷۶۸
قابلیت مقایسه × نرخ بهره	۱/۳۹۰۱	۰/۰۴۹۲	۱/۶۹۸۰	−۰/۷۹۶۷	۰/۰۰۶۲	۱/۷۶۱۴	−۰/۰۵۰۸	۰/۶۲۹۱	۱/۴۶۰۷
سن شرکت	−۰/۱۷۱۵	۰/۰۰۰۰	۱/۳۶۵۸	−۰/۱۷۹۲	۰/۰۰۰۰	۱/۳۹۶۶	−۰/۱۷۵۱	۰/۰۰۰۰	۱/۳۶۹۲
سودآوری	۰/۱۶۰۰	۰/۰۰۰۰	۲/۱۱۷۶	۰/۱۶۷۹	۰/۰۰۰۰	۲/۳۱۲۰	۰/۱۶۵۷	۰/۰۰۰۰	۲/۲۶۱۶
اهرم مالی	۰/۰۳۲۴	۰/۰۰۰۰	۲/۶۵۴۶	۰/۰۳۶۰	۰/۰۰۰۰	۳/۰۵۵۸	۰/۰۳۵۰	۰/۰۰۰۰	۲/۹۹۰۴
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	−۰/۰۲۱۳	۰/۰۰۰۰	۱/۶۰۰۸	−۰/۰۲۱۸	۰/۰۰۰۰	۱/۶۳۳۵	−۰/۰۲۱۴	۰/۰۰۰۰	۱/۶۴۳۸
تقسیم سود سال گذشته	۰/۰۰۷۱	۰/۰۲۷۵	۱/۰۲۵۸	۰/۰۰۵۹	۰/۰۷۳۱	۱/۰۳۳۰	۰/۰۰۷۲	۰/۰۲۶۳	۱/۰۲۸۶
انحراف معیار فروش	۰/۰۴۱۹	۰/۰۰۰۰	۱/۱۳۹۲	۰/۰۴۸۲	۰/۰۰۰۰	۱/۱۵۰۳	۰/۰۴۵۱	۰/۰۰۰۰	۱/۱۵۸۱
مقدار ثابت(c)	۰/۶۴۸۲	۰/۰۰۰۰	----	۰/۷۰۵۰	۰/۰۰۰۰	---	۰/۶۸۹۵	۰/۰۰۰۰	----
آماره فیشر (سطح معنی داری)	۳۴/۸۶۵۸ (۰/۰۰۰۰)			۳۶/۶۱۶۴ (۰/۰۰۰۰)			۳۳/۸۵۳۸ (۰/۰۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۳۷۹			۰/۸۴۴۶			۰/۸۳۳۷		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۹۰۶			۱/۸۸۹۵			۱/۸۸۴۹		
ناهمسانی واریانس(آزمون بارتلت)	۱۷۱۳۹/۸۶ (۰/۰۰۰۰)			۱۴۵۹۴/۶۱ (۰/۰۰۰۰)			۱۰۵۰۸/۸۳ (۰/۰۰۰۰)		
آزمون:	اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن	
آماره	۶/۲۱۸۶	۱۲۷/۱۸۵۱		۶/۱۹۱۷	۱۲۲/۲۳۹۵		۶/۱۵۷۰	۱۲۰/۸۰۳۷	
(سطح معنی داری)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
نوع رگرسیون:	پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۴-۲-۳- فرضیه سوم: تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام اثر تعدیل‌کننده دارد.

با توجه به جدول (۴)، متغیر حاصلِ‌ضرب معیارهای سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری قابلیت مقایسه صورت‌های مالی در تورم به ترتیب دارای سطوح معناداری ۰/۰۲۶۲، ۰/۲۱۸۷ و ۰/۱۲۶۹ بوده است. بنابراین، حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در تورم بر سیاست پرداخت سود سهام تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است، یعنی افزایش تورم شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت را افزایش می‌دهد. سایر مدل‌ها به لحاظ آماری تأیید نشده‌اند. قدر مطلق ضریب متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در تورم بیشتر از متغیرهای کنترلی است، یعنی این متغیر تأثیر بیشتری بر متغیر وابسته داشته است. از آنجایی که ضریب تعیین تعدیل شده در مدل مربوط به حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در تورم برابر ۰/۸۳۲۷ است، نتیجه گرفته می‌شود که تقریباً ۸۳/۲۷ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط مدل فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) توضیح داده شده است. سطح معنی‌داری آماره فیشر در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه کمتر از ۵ درصد است، لذا مدل‌های برازش شده از اعتبار کافی برخوردارند. آماره دوربین واتسون در تمامی معیارهای قابلیت

مقایسه بین ۱/۵ و ۲/۵ است، لذا در مدل‌های فوق مسئله خود همبستگی بین جملات خطا وجود نداشته است. سطح معنی‌داری اف لیمر در تمامی مدل‌های فرضیه سوم کمتر از ۵ درصد می‌باشد، لذا آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون بوده است. سطح معنی‌داری آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصد است، بنابراین رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات ثابت) بوده است.

همچنین، مقادیر آماره هم‌خطی در تمامی معیارها کمتر از ۱۰ می‌باشد که نشان می‌دهد در معیارهای فوق هم‌خطی وجود نداشته است. در نهایت، با توجه به وجود ناهمسانی واریانس در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه صورت‌های مالی، در تخمین نهایی مدل نسبت به رفع آن اقدام شده است.

جدول ٤. نتایج رگرسیون تأثیر تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام

$$Dividend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Comparability_{i,t} + \beta_2 Inflation_{i,t} + \beta_3 Comparability_{i,t} \times Inflation_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Tobin'sQ_{i,t} + \beta_8 P - Payout_{i,t-1} + \beta_9 sdSale_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	قابلیت مقایسه								
	سود خالص			جریان‌های نقدی عملیاتی			اقلام تعهدی اختیاری		
	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF	ضریب	Prob	VIF
قابلیت مقایسه	−۱/۶۶۷۶	۰/۰۰۱۵	۱/۱۳۷۶	−۰/۲۸۱۸	۰/۰۴۶۲	۱/۱۳۵۱	−۰/۰۵۳۷	۰/۴۵۷۰	۱/۰۷۲۷
تورم	−۰/۰۱۹۱	۰/۱۵۴۸	۲/۶۲۲۲	−۰/۰۴۸۱	۰/۰۰۰۲	۳/۰۹۰۲	−۰/۰۲۹۲	۰/۰۲۴۸	۲/۸۹۶۷
قابلیت مقایسه × تورم	۰/۶۷۹۶	۰/۰۲۶۲	۱/۸۳۴۷	−۰/۱۶۵۶	۰/۲۱۸۷	۱/۸۹۲۲	۰/۰۴۱۳	۰/۱۲۶۹	۱/۶۵۳۱
سن شرکت	−۰/۲۰۲۹	۰/۰۰۰۰	۲/۲۵۵۹	−۰/۲۱۸۶	۰/۰۰۰۰	۲/۳۴۸۰	−۰/۲۱۱۱	۰/۰۰۰۰	۲/۳۲۷۴
سودآوری	۰/۱۷۳۰	۰/۰۰۰۰	۱/۸۴۹۱	۰/۱۷۱۸	۰/۰۰۰۰	۲/۹۳۰۹	۰/۱۷۰۹	۰/۰۰۰۰	۲/۶۱۶۶
اهرم مالی	۰/۰۴۰۸	۰/۰۰۰۰	۲/۱۰۶۱	۰/۰۳۹۶	۰/۰۰۰۰	۴/۱۴۳۸	۰/۰۳۷۹	۰/۰۰۰۰	۳/۶۰۲۶
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	−۰/۰۲۱۳	۰/۰۰۰۰	۱/۴۴۳۰	−۰/۰۲۱۶	۰/۰۰۰۰	۱/۶۷۶۶	−۰/۰۲۱۴	۰/۰۰۰۰	۱/۶۲۴۰
تقسیم سود سال گذشته	۰/۰۰۷۰	۰/۰۲۵۷	۱/۰۳۲۶	۰/۰۰۶۹	۰/۰۳۶۶	۱/۰۳۰۴	۰/۰۰۶۶	۰/۰۳۳۹	۱/۰۳۰۵
انحراف معیار فروش	۰/۰۴۱۵	۰/۰۰۰۰	۱/۱۴۳۰	۰/۰۴۹۲	۰/۰۰۰۰	۱/۲۰۴۲	۰/۰۴۱۶	۰/۰۰۰۰	۱/۲۸۰۱
مقدار ثابت(c)	۰/۷۵۴۱	۰/۰۰۰۰	----	۰/۸۳۱۸	۰/۰۰۰۰	----	۰/۸۱۲۷	۰/۰۰۰۰	----
آماره فیشر (سطح معنی داری)	۳۳/۶۱۷۲ (۰/۰۰۰۰)			۴۰/۸۰۴۶ (۰/۰۰۰۰)			۳۶/۸۹۲۰ (۰/۰۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۳۲۷			۰/۸۵۸۶			۰/۸۴۵۶		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۸۶۹			۱/۸۷۵۸			۱/۸۸۰۱		
ناهمسانی واریانس(آزمون بارتلت)	۱۵۰۴۴/۴۱ (۰/۰۰۰۰)			۱۲۵۰۱/۴۹ (۰/۰۰۰۰)			۸۴۹۷/۴۰۴ (۰/۰۰۰۰)		
آزمون:	اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن	
آماره	۶/۲۳۳۰	۱۱۹/۶۱۸۸		۶/۲۰۳۵	۱۱۹/۳۲۳۷		۶/۱۵۹۴	۱۱۷/۴۱۵۹	
(سطح معنی داری)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
نوع رگرسیون:	پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲-٤- فرضیه چهارم: نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام اثر تعدیل‌کننده دارد.

در جدول (۵) سطوح معنی‌داری متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری در نرخ ارز رسمی به ترتیب ۰/۰۰۰۰، ۰/۲۶۹۹ و ۰/۰۳۳۲ نوشته شده است. بنابراین، حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز رسمی بر سیاست پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است، یعنی با افزایش نرخ ارز رسمی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی کاهش می‌یابد. همچنین، تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری در نرخ ارز رسمی بر سیاست پرداخت سود سهام، منفی و معنی‌دار بوده است، یعنی با افزایش نرخ ارز رسمی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری بر سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی در نرخ ارز رسمی بر سیاست پرداخت سود سهام به لحاظ آماری تأیید نگردید. قدر مطلق ضریب متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز رسمی و متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری در نرخ ارز رسمی کمتر از متغیرهای کنترلی است، یعنی این متغیرها تأثیر کمتری بر متغیر وابسته داشته‌اند. ضریب تعیین تعدیل شده در مدل مربوط به حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز رسمی برابر ۰/۸۱۴۷ است، یعنی ۸۱/۴۷ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط مدل فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) توضیح داده شده است. همچنین، ضریب تعیین تعدیل شده در مدل مربوط به

حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری در نرخ ارز رسمی برابر ۰/۸۲۹۴ می‌باشد. از این رو، نتیجه گرفته می‌شود که تقریباً ۸۳ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط مدل فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) توضیح داده شده است. سطح معنی‌داری آماره فیشر در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه کمتر از ۵ درصد است، لذا مدل‌های برازش شده از اعتبار کافی برخوردار بوده‌اند. آماره دوربین واتسون در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه بین ۱/۵ و ۲/۵ است، لذا در مدل‌های فوق مسئله خود همبستگی بین جملات خطا وجود نداشته است. سطح معنی‌داری اف لیمر در تمامی مدل‌های فرضیه چهارم کمتر از ۵ درصد است، لذا آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون بوده است. سطح معنی‌داری آزمون هاسمن کمتر از ۵ درصدمی‌باشد، لذا رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات ثابت) بوده است. بعلاوه، مقادیر آماره هم خطی در تمامی معیارها کمتر از ۱۰ می‌باشد که بیانگر عدم وجود هم‌خطی در معیارهای فوق است.

جدول ۵. نتایج رگرسیون تأثیر نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام

$$Dividend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Comparability_{i,t} + \beta_2 OER_{i,t} + \beta_3 Comparability_{i,t} \times OER_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Tobin'sQ_{i,t} + \beta_8 P - Payout_{i,t-1} + \beta_9 sdSale_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	قابلیت مقایسه								
	سود خالص			جریان‌های نقدی عملیاتی			اقلام تعهدی اختیاری		
	ضریب	prob	VIF	ضریب	prob	VIF	ضریب	prob	VIF
قابلیت مقایسه	−۱/۴۰۸۷	۰/۰۰۶۱	۱/۰۴۹۵	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۴۰۰	۱/۱۲۴۴	۰/۰۰۷۹	۰/۹۱۶۰	۱/۰۸۳۷
نرخ ارز رسمی	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۶/۶۱۷۰	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۶۰	۶/۹۷۵۵	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۵	۷/۰۳۰۴
قابلیت مقایسه × نرخ ارز رسمی	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۱/۶۲۱۹	۰/۰۰۰۱	۰/۲۶۹۹	۱/۷۰۹۹	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۳۳۲	۱/۳۹۷۵
سن شرکت	−۰/۰۷۱۶	۰/۰۴۵۳	۵/۷۷۱۷	−۰/۰۷۵۳	۰/۰۳۴۶	۶/۰۱۸۷	−۰/۰۶۸۸	۰/۰۵۶۶	۶/۰۹۵۵
سودآوری	۰/۱۶۸۴	۰/۰۰۰۰	۱/۷۵۶۰	۰/۱۶۹۴	۰/۰۰۰۰	۲/۱۴۱۲	۰/۱۶۹۶	۰/۰۰۰۰	۲/۰۵۸۰
اهرم مالی	۰/۰۴۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۸۳۸۷	۰/۰۳۳۵	۰/۰۰۰۰	۲/۷۸۱۲	۰/۰۳۱۹	۰/۰۰۰۰	۲/۶۸۷۵
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	−۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۴۸۸۸	−۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۵۶۹۰	−۰/۰۲۱۱	۰/۰۰۰۰	۱/۵۵۶۶
سیاست تقسیم سود سال گذشته	۰/۰۰۶۵	۰/۰۵۱۸	۱/۰۳۹۶	۰/۰۰۶۹	۰/۰۴۸۱	۱/۰۵۰۰	۰/۰۰۶۵	۰/۰۵۵۰	۱/۰۳۹۷
انحراف معیار فروش	۰/۰۳۹۰	۰/۰۰۰۰	۱/۱۱۰۲	۰/۰۴۹۴	۰/۰۰۰۰	۱/۱۰۴۶	۰/۰۴۳۱	۰/۰۰۰۰	۱/۱۳۶۷
مقدار ثابت(c)	۰/۳۰۲۳	۰/۰۱۳۶	----	۰/۳۳۲۸	۰/۰۰۶۶	---	۰/۳۲۷۳	۰/۰۰۷۸	----
آماره فیشر (سطح معنی داری)	۲۹/۸۱۹۸ (۰/۰۰۰۰)			۳۵/۴۲۴۶ (۰/۰۰۰۰)			۳۲/۸۷۰۹ (۰/۰۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۸۱۴۷			۰/۸۴۰۱			۰/۸۲۹۴		
آماره دوربین واتسون	۱/۸۷۴۹			۱/۸۹۴۳			۱/۸۹۳۲		
ناهمسانی واریانس(آزمون بارتلت)	۱۲۸۵۱۱/۴ (۰/۰۰۰۰)			۱۲۶۱۰۷/۴ (۰/۰۰۰۰)			۱۲۴۳۳۱/۴ (۰/۰۰۰۰)		
آزمون:	اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن	
آماره	۶/۰۶۴۵	۹۰/۵۰۷۳		۵/۹۸۹۴	۹۰/۰۴۱۹		۵/۹۷۰۲	۸۸/۶۵۳۷	
(سطح معنی داری)	(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)	
نوع رگرسیون:	پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات ثابت		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

٤-۲-۵- فرضیه پنجم: نرخ ارز غیر رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام اثر تعدیل‌کننده دارد.

با توجه به جدول (۶)، متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص، جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری در نرخ ارز غیررسمی به ترتیب دارای سطوح معناداری ۰/۰۰۰۰، ۰/۳۹۹۹ و ۰/۰۷۹۲ بوده‌اند. بنابراین، تأثیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز غیر رسمی بر سیاست پرداخت سود سهام، منفی و معنی‌دار بوده است. به عبارت دیگر، با افزایش نرخ ارز غیر رسمی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. سایر مدل‌ها به لحاظ آماری تأیید نشده‌اند. قدر مطلق ضریب متغیر حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز غیر رسمی کمتر از متغیرهای کنترلی است، یعنی این متغیر تأثیر کمتری بر متغیر وابسته داشته است. از آنجایی که ضریب تعیین تعدیل شده در مدل مربوط به حاصلِ‌ضرب قابلیت مقایسه سود خالص در نرخ ارز غیر رسمی برابر ۰/۲۵۶۴ است، نتیجه گرفته می‌شود که تقریباً ۲۵/۶۴ درصد تغییرات در متغیر وابسته سیاست پرداخت سود سهام توسط مدل فوق (متغیرهای مستقل و کنترلی) توضیح داده شده است. سطح معنی‌داری آماره فیشر در تمامی معیارهای

قابلیت مقایسه کمتر از ۵ درصد است، لذا مدل‌های برازش شده از اعتبار کافی برخوردار بوده‌اند.

آماره دوربین واتسون در تمامی معیارهای قابلیت مقایسه بین ۱/۵ و ۲/۵ است، لذا در مدل‌های فوق مسئله خود همبستگی بین جملات خطا وجود نداشته است. سطح معنی‌داری اف لیمر در تمامی مدل‌های فرضیه پنجم کمتر از ۵ درصد بوده، بنابراین آزمون هاسمن تعیین کننده نوع رگرسیون بوده است. سطح معنی‌داری آزمون هاسمن در مدل معیار قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی کمتر از ۵ درصد است، لذا رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات ثابت) و سطح معنی‌داری آزمون هاسمن در مدل معیارهای قابلیت مقایسه سود خالص و اقلام تعهدی اختیاری بیشتر از ۵ درصد می‌باشد، لذا رگرسیون از نوع داده‌های ترکیبی (پانل– اثرات تصادفی) است. همچنین، مقادیر آماره هم خطی در تمامی معیارها کمتر از ۱۰ است که عدم وجود هم‌خطی در معیارهای فوق را نشان می‌دهد.

جدول ٦. نتایج رگرسیون تأثیر نرخ ارز غیر رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام

$$Dividend_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Comparability_{i,t} + \beta_2 UER_{i,t} + \beta_3 Comparability_{i,t} \times UER_{i,t} + \beta_4 Age_{i,t} + \beta_5 ROA_{i,t} + \beta_6 Lev_{i,t} + \beta_7 Tobin'sQ_{i,t} + \beta_8 P - Payout_{i,t-1} + \beta_9 sdSale_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

متغیر	قابلیت مقایسه								
	سود خالص			جریان‌های نقدی عملیاتی			اقلام تعهدی اختیاری		
	ضریب	prob	VIF	ضریب	prob	VIF	ضریب	prob	VIF
قابلیت مقایسه	۰/۶۷۹۲	۰/۰۰۰۰	۵/۰۸۰۸	-۰/۳۱۳۹	۰/۰۳۹۴	۱/۳۴۵۲	۰/۰۲۱۶	۰/۰۰۷۰	۱/۰۷۵۵
نرخ ارز غیر رسمی	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۱/۷۱۰۷	-۰/۰۰۰۱	۰/۶۱۳۲	۳/۴۲۹۵	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۳/۲۰۱۰
قابلیت مقایسه × نرخ ارز غیررسمی	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۰	۵/۷۰۹۷	۰/۰۰۰۱	۰/۳۹۹۹	۲/۰۱۳۱	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۷۹۲	۱/۴۵۱۹
سن شرکت	-۰/۰۰۸۷	۰/۴۶۹۲	۱/۰۹۴۱	-۰/۱۵۳۸	۰/۰۰۰۰	۳/۲۰۳۶	-۰/۰۰۹۱	۰/۴۴۷۷	۳/۱۷۶۴
سودآوری	۰/۲۷۰۹	۰/۰۰۰۱	۱/۹۱۷۴	۰/۱۷۲۲	۰/۰۰۰۰	۲/۳۰۱۲	۰/۲۷۰۳	۰/۰۰۰۱	۲/۲۲۱۵
اهرم مالی	۰/۰۶۰۸	۰/۰۰۰۴	۱/۸۳۶۱	۰/۰۳۸۴	۰/۰۰۰۰	۲/۹۰۷۴	۰/۰۶۰۹	۰/۰۰۰۴	۲/۷۶۳۱
فرصت‌های سرمایه‌گذاری	-۰/۰۲۶۰	۰/۰۰۰۰	۱/۲۲۵۹	-۰/۰۲۳۰	۰/۰۰۰۰	۱/۵۷۱۵	-۰/۰۲۵۶	۰/۰۰۰۰	۱/۵۸۳۷
تقسیم سود سال گذشته	۰/۰۳۰۸	۰/۰۱۰۲	۱/۰۸۵۱	۰/۰۰۷۴	۰/۰۲۵۴	۱/۰۲۹۱	۰/۰۳۱۸	۰/۰۱۰۲	۱/۰۲۷۵
انحراف معیار فروش	-۰/۰۱۰۰	۰/۵۳۷۴	۱/۰۷۳۶	۰/۰۴۸۹	۰/۰۰۰۰	۱/۱۲۵۶	-۰/۰۱۰۴	۰/۵۳۷۳	۱/۱۷۳۴
مقدار ثابت(c)	۰/۱۲۰۳	۰/۰۰۰۰	----	۰/۵۹۸۵	۰/۰۰۰۰	----	۰/۱۰۹۶	۰/۰۰۰۴	----
آماره فیشر (سطح معنی داری)	۳۲/۸۸۰۸ (۰/۰۰۰۰)			۳۶/۸۹۳۱ (۰/۰۰۰۰)			۳۲/۳۹۲۹ (۰/۰۰۰۰)		
ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۲۵۶۴			۰/۸۴۵۶			۰/۲۵۳۵		
آماره دوربین واتسون	۱/۶۶۳۳			۱/۸۹۸۴			۱/۶۵۷۸		
ناهمسانی واریانس(آزمون بارتلت)	۱۲۶۲۰۲/۱ (۰/۰۰۰۰)			۱۲۴۰۱۷/۳ (۰/۰۰۰۰)			۱۲۴۴۰۲ (۰/۰۰۰۰)		
آزمون:	اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن		اف لیمر	هاسمن	
آماره	۶/۰۸۲۶	۰/۰۰۰۰		۶/۰۱۷۴	۹۹/۵۴۰۱		۵/۹۹۷۷	۰/۰۰۰۰	
(سطح معنی داری)	(۰/۰۰۰۰)	(۱/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۰/۰۰۰۰)		(۰/۰۰۰۰)	(۱/۰۰۰۰)	
نوع رگرسیون:	پانل – اثرات تصادفی			پانل – اثرات ثابت			پانل – اثرات تصادفی		

مأخذ: یافته‌های پژوهش

۵- بحث و نتیجه‌گیری

هیئت استانداردهای حسابداری مالی (۲۰۱۰: ۱۹) در بیانیه شماره هشت مفاهیم حسابداری مالی، قابلیت مقایسه را خصوصیت کیفی افزاینده سودمندی اطلاعات مالی معرفی می‌کند که سرمایه‌گذاران، وام‌دهندگان و سایر اعتباردهندگان بالفعل و بالقوه را قادر می‌کند که شباهت‌های موجود در اقلام و تفاوت‌های بین آنها را درک و شناسایی کنند و از طریق ارزیابی فرصت‌های جایگزین، تصمیمات سرمایه‌گذاری و اعطای اعتبار بهتر و کارآمدی اتخاذ نمایند. در باب نقش پرداخت سود سهام در کاهش مشکلات نمایندگی فرضیه‌های مختلفی از جمله دو دیدگاه رقیب به نام‌های دیدگاه پیامدی و دیدگاه جانشینی مطرح شده است. طبق دیدگاه پیامدی انتظار می‌رود بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت ارتباط مثبت وجود داشته باشد، اما بر اساس دیدگاه جانشینی انتظار می‌رود قابلیت مقایسه صورت‌های مالی رابطه منفی با سیاست پرداخت سود سهام شرکت داشته باشد. علاوه بر این، متغیرهای کلان اقتصادی از مهمترین عوامل برون سازمانی هستند که می‌توانند بر رابطه بین قابلیت مقایسه صورت‌های مالی و سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر بگذارند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه اول پژوهش نشان می‌دهد

قابلیت مقایسه سود خالص بر سیاست پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است. یعنی با افزایش قابلیت مقایسه سود خالص، میزان سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. این نتیجه، منطبق بر دیدگاه جانشینی لاپورتا و همکاران (۲۰۰۰: ۲۷) و نظریه علامت‌دهی و نمایندگی می‌باشد و با نتایج پژوهش دیوُس و همکاران (۲۰۱۸: ۳) و عرب‌صالحی و همکاران (۱۳۹۶: ۱۰۱) همراستا نیست. معیارهای جریان‌های نقدی عملیاتی و اقلام تعهدی اختیاری قابلیت مقایسه بر سیاست پرداخت سود سهام تأثیر معنی‌داری نداشته‌اند.

مطابق نتایج حاصل از آزمون فرضیه دوم پژوهش، اثر تعدیل‌کننده نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأیید شده که این اثر مثبت و معنی‌دار بوده است. بنابراین، با افزایش نرخ بهره بانکی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت افزایش می‌یابد. همچنین، اثر تعدیل‌کننده نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی و سیاست پرداخت سود سهام تأیید گردیده که این اثر منفی و معنی‌دار بوده است. از این رو، با افزایش نرخ بهره بانکی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی بر سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. اما اثر تعدیل‌کننده نرخ بهره بر رابطه بین قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری و سیاست پرداخت سود سهام تأیید نشده است. این نتایج تا حدودی با نتایج پژوهش خان و همکاران (۲۰۱۸: ۱۱۱) و عرب مازار یزدی و خوری (۱۳۹۴: ۶۵) هم‌راستا هستند.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه سوم پژوهش نشان می‌دهد تورم بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته است. بنابراین، با افزایش تورم تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت بیشتر می‌شود. این نتیجه تا حدودی با نتایج پژوهش خان و همکاران (۲۰۱۸: ۱۱۱) و عرب مازار یزدی و خوری (۱۳۹۴: ۶۵) سازگار نیست. سایر مدل‌ها به لحاظ آماری تأیید نشده‌اند.

بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون فرضیه چهارم پژوهش، نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و سیاست پرداخت سود سهام و بر رابطه قابلیت مقایسه اقلام تعهدی اختیاری و سیاست پرداخت سود سهام تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است. همچنین، نرخ ارز رسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه جریان‌های نقدی عملیاتی و سیاست پرداخت سود سهام تأثیر معنی‌داری نداشته است. این نتایج تا حدودی با نتایج پژوهش عرب مازار یزدی و خوری (۱۳۹۴: ۱۱۱) هم‌راستا است.

نتایج حاصل از آزمون فرضیه پنجم پژوهش نشان می‌دهد نرخ ارز غیررسمی بر رابطه بین قابلیت مقایسه سود خالص و سیاست پرداخت سود سهام شرکت تأثیر منفی و معنی‌داری داشته است. یعنی با افزایش نرخ ارز غیر رسمی، شدت تأثیر قابلیت مقایسه سود خالص بر سود سهام پرداختی شرکت کاهش می‌یابد. سایر مدل‌ها به لحاظ آماری تأیید نشده‌اند.

با توجه به نتایج این پژوهش، به سازمان بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌شود از مکانیزم‌ها و خط‌مشی‌های مناسبی استفاده کند که باعث افزایش قابلیت مقایسه گزارش‌های مالی و به تبع آن موجب افزایش تقارن اطلاعاتی بین مشارکت‌کنندگان بازار سرمایه شود تا کارایی بازار سرمایه بهبود یابد. همچنین، به شرکت‌ها به عنوان فراهم کنندگان گزارش‌های مالی و تدوین‌کنندگان قوانین و مقررات پیشنهاد می‌شود که اهمیت قابلیت مقایسه اطلاعات مالی را در نظر بگیرند تا هدف عمومی گزارشگری مالی تحقق یابد و به تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر کیفیت گزارشگری مالی و سیاست‌های مالی شرکت‌ها (مانند سیاست پرداخت سود سهام) توجه نمایند.

منابع

احسانی، محمدعلی و خطیبی، یاسر (۱۳۹۱). "اثر سقف نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری خصوصی در اقتصاد ایران به روش معادلات همزمان". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره دوم، شماره ۸، ۸۲-۶۹.

اعتمادی، حسین؛ انوارسستمی، علی‌اصغر و احمدیان، وحید (۱۳۹۳). "آزمون نظریه‌های اصلی تقسیم سود با تأکید بر نقش سهامداران نهادی در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های حسابداری مالی*، سال ششم، شماره ۳، ۲۰-۱.

اعظم رجبیان، محمد؛ صباحی، احمد؛ لطفعلی‌پور، محمدرضا؛ بهنامه، مهدی (۱۳۹۷). "بررسی تأثیر شوک‌های پایداری اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام در ایران با استفاده از رویکرد مدل خودرگرسیون بردار بیزین (BVAR)". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره ۹، شماره ۳۳، ۹۰-۷۹.

بدری، احمد؛ دولو، مریم و درّی نوکورانی، مریم (۱۳۹۵).

"بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام". *فصلنامه علمی پژوهشی چشم انداز مدیریت مالی*، شماره ۱۳، ۳۵-۹.

حجازی، رضوان؛ قیطاسی، روح‌اله؛ مسجدموسوی، میرسجاد و رضایی، ساجده (۱۳۹۰). "اثر خط مشی تقسیم سود بر تغییرپذیری قیمت سهام". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، دوره سوم، شماره ۱۱، ۴۵-۲۵.

دموری، داریوش و دهقانی فیروزآبادی، ابوالفضل (۱۳۹۳). "بررسی ارتباط بین عدم تقارن اطلاعاتی و سیاست تقسیم سود با به‌کارگیری مدل لاجیت". *فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد مدیریت مالی*، سال دوم، شماره ۴، ۳۸-۲۱.

رحمانی، تیمور و باقرپور اسکویی، الناز (۱۳۹۶). "تحلیلی از رابطه نرخ پس‌انداز و رشد اقتصادی در کشورهای دارای تورم بالا و پایین". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، سال هفتم، شماره ۲۸، ۸۲-۷۱.

عرب‌صالحی، مهدی؛ میرزایی، مهدی و ملکی، ندا (۱۳۹۶). "بررسی اثر کیفیت گزارشگری مالی بر سیاست تقسیم سود با در نظر گرفتن اثر جریان نقد آزاد، محدودیت مالی و مسئله راحت طلبی مدیران". *فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی*، سال نهم، شماره ۳۵، ۱۲۶-۱۰۱.

عرب‌مازار یزدی، محمد و خوری، مهدی (۱۳۹۴). "بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر سیاست تقسیم سود شرکت-های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابرسی*، سال چهاردهم، شماره ۸۵، ۸۴-۶۵.

قالیباف اصل، حسن و ولی‌زاده، فریده (۱۳۹۵). "بررسی رابطه بین سیاست تقسیم سود با عدم تقارن اطلاعاتی و نقدشوندگی سهام". *فصلنامه علمی پژوهشی راهبرد مدیریت* 389-417.

De Franco, G., Kothari, S. P. & Verdi, R. S. (2011). "The Benefits of Financial Statement Comparability". *Journal of Accounting Research*, 49(4), 895-931.

Deshmukh, S. (2005). "The Effect of Asymmetric Information on Dividend Policy". *Quarterly Journal of Business and Economics*, 44(1), 107-127.

Devos, E., Islam, M. N. & Rahman, S. (2018). "Financial Statement Comparability and Corporate Dividend Payout Policy". Retrieved from http://fmaconferences.org/SanDiego

مالی، سال چهارم، شماره ۱۴، ۲۳-۱.

قربانی، عالیه و سروش‌یار، افسانه (۱۳۹۶). "تأثیر قابلیت مقایسه سود و اجزای نقدی و تعهدی آن بر عدم تقارن اطلاعاتی". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری مالی*، دوره چهارم، شماره ۳، ۱۶۰-۱۴۳.

قره‌لی، شکوفه و محمدی، احمد (۱۳۹۵). "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و ویژگی‌های شرکتی بر کیفیت گزارشگری مالی در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران". *سومین کنفرانس بین‌المللی پژوهش‌های نوین در مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، استانبول، ترکیه.

کمیته تدوین استانداردهای حسابداری (۱۳۹۲). "استانداردهای حسابداری". نشریه شماره ۱۶۰، انتشارات سازمان حسابرسی.

کاظمی، مجتبی؛ جلایی افندآبادی، سید عبدالمجید و اکبری‌فرد، حسین (۱۳۹۳). "بررسی تأثیر نااطمینانی نرخ ارز بر رشد اقتصادی ایران با استفاده از شبکه‌های عصبی". *فصلنامه علمی پژوهشی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، دوره چهارم، شماره ۱۵، ۴۰-۲۵.

محمودی، وحید و محقق، هادی (۱۳۹۰). "بررسی واکنش بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به انحرافات اساسی روند تقسیم سود سهام". *فصلنامه علمی پژوهشی بررسی‌های حسابداری و حسابرسی*، شماره ۶۶، ۴۰-۲۹.

نظری، محسن؛ پارسائی، منا و نصیری، سپیده سادات (۱۳۹۱). "رابطه عدم تقارن اطلاعاتی با سیاست تقسیم سود در شرکت‌ها". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش حسابداری و حسابرسی مدیریت*، سال اول، شماره ۲، ۱۱۳-۱۰۳.

نکوئی، صادق؛ صالحی، مهدی و کامیابی، یحیی (۱۳۹۳). "شناسایی و بررسی دلایل عدم اعمال آثار تورم بر گزارشگری مالی در ایران". *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*، سال سوم، شماره ۱۱، ۹۸-۶۵.

Adjaoud, F. & Ben Amar, W. (2010). "Corporate Governance and Dividend Policy: Shareholders' Protection or Expropriation?". *Journal of Business Finance & Accounting*, 37(5-6), 648-667.

Board, F. A. S. (2010). "Statement of Financial Accounting Concepts No. 8, Conceptual Framework for Financial Reporting". *Financial accounting Foundation*, Norwalk.

Choi, J. H., Choi, S., Myers, L. A. & Ziebart, D. (2019). "Financial Statement Comparability and the Informativeness of Stock Prices about Future Earnings". *Contemporary Accounting Research*, 36(1),

Fang, X., Li, Y., Xin, B. & Zhang, W. (2012). "Accounting Comparability and Bank Loan Contracting". *Rotman School of Management. Working Paper* No. 2138202, CCCA Annual Conference 2013. Available at SSRN: http://ssrn.com.

Ghafoor, A., Khan, M. A., Shah, S. A. & Khan, H. H. (2014). "Inflation and Dividend Behavior of Pakistani Firms: an Empirical Investigation Using ARDL". *International Journal of Business and Management*, 9(9), 86-95.

Hess, D. & Kreutzmann, D. (2010). "Earnings Expectations and Macroeconomic Conditions". Working Paper, *University of Cologne.*

Hu, A. & Kumar, P. (2004). "Managerial Entrenchment and Payout Policy". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39(4), 759-790.

John, K., Knyazeva, A. & Knyazeva, D. (2015). "Governance and Payout Precommitment". *Journal of Corporate Finance*, 33, 101-117.

Jones, J. J. (1991). "Earnings Management During Import Relief Investigation". *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193–228.

Jordan, B. D., Liu, M. H. & Wu, Q. (2014). "Corporate Payout Policy in Dual-Class Firms". *Journal of Corporate Finance*, 26, 1-19.

Khan, F., Ullah, A., Ali, M. A. & Khan, M. I. (2018). "The Relationship Between Macroeconomic Variables and the Dividend Payout Ratio of the Textile Sector Listed on Pakistan Stock Market". *Sarhad Journal of Management Sciences*, 4(1), 111-121.

Kim, J. B., Li, L., Lu, L. Y. & Yu, Y. (2016). "Financial Statement Comparability and Expected Crash Risk". *Journal of Accounting and Economics*, 61(2-3), 294-312.

Kim, S. & Lim, S. C. (2017). "Earnings Comparability and Informed Trading". *Finance Research Letters*, 20, 130-136.

Koo, D. S., Ramalingegowda, S. & Yu, Y. (2017). "The Effect of Financial Reporting Quality on Corporate Dividend Policy". *Review of Accounting Studies*, 22(2), 753-790.

Kothari, S. P., Leone, A. J. & Wasley, C. E. (2005). "Performance Matched Discretionary Accrual Measures". *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163-197.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (2000). "Agency Problems and Dividend Policies Around the World". *The Journal of Finance*, 55(1), 1-33.

Li, K. & Zhao, X. (2008). "Asymmetric Information and Dividend Policy". *Financial Management*, 37(4), 673-694.

Manos, R., Murinde, V. & Green, C. J. (2012). "Dividend Policy and Business Groups: Evidence from Indian firms". *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 42-56.

Myers, S. C. (2000). "Outside Equity". *The Journal of Finance*, 55(3), 1005-1037.

Park, D. (2013). "Accrual and Cash Flow Comparability: Evidence from Stock Analysts and Credit Rating Agencies". (*Doctoral Dissertation, The Ohio State University*). Retrieved from https://etd.ohiolink.edu/

Rozeff, M. S. (1982). "Growth, Beta and Agency Costs as Determinants of Dividend Payout Ratios". *Journal of Financial Research*, 5(3), 249-259.

Stallings, M. (2017). "Financial Statement Comparability and Investor Responsiveness to Earnings News". *Journal of Accounting and Finance*, 17(4), 73-97.

Tripathi, V. & Seth, R. (2014). "Stock Market Performance and Macroeconomic Factors: The Study of Indian Equity Market". *Global Business Review*, 15(2), 291-316.

Yusof, Y. & Ismail, S. (2016). "Determinants of Dividend Policy of Public Listed Companies in Malaysia". *Review of International Business and Strategy*, 26(1), 88-99.

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

Monetary Policy Efficiency Under Economic Uncertainty (Research in Iranian Economy) **15**
Reza Alaei, Ahmad Salahmanesh, Seyyed Aziz Arman

The Impact of Government Size and Governance on Economic Growth in Vision Document Countries (Nonlinear Threshold GMM Approach) **35**
Farhad Khodadad Kashi, Samaneh Noraniazad, Somayeh Shateri

Investigating the Relationship between Central Bank Independence and Realization of Good Governance Indicators in Iran's Economic Growth and Development **53**
Ali Rezaei, Tahmasb Mazaheri, Majid Tavasoli Roknabadi

The Impact of Monetary, Fiscal and Oil Shocks on Gender Inequality within the Framework of a New Keynesian Model in Iran **65**
Mohammad Mehdi Zare Shahneh, Zahra Nasrollahi, Hojat Parsa

Optimal Control of the Budget Deficit and Trade Deficit on Iran's Economy; (Target: Economic Growth) **83**
Fojan Tadayon, Homayon Ranjbar, Mostafa Rajabi, Morteza Sameti

The Impact of Scientific Productivity on High Technology–Based Exports **97**
Hamid Sepehrdoust, Mohsen Tartar, Razieh Davarikish

Evaluating the Moderating Role of Macroeconomic Variables in the Relationship between Financial Statement Comparability Criteria and Corporate Dividend Payout Policy **117**
Ali Jafari, Jomadoordi Gorganli Davaji, Majid Ashrafi, Arash Naderian

- 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. 11, No. 41, January 2021