شماره پیاپی ۱۹

پژوهشهای اقتصاد پولی، مالی (علمی)

دانشگاه فردوسی مشهد

شاپا: ۲۲۵۱-۸۴۵۲

(دوره جدید)، شماره ۱۹، سال بیست و هفتم

بهار و تابستان ۱۳۹۹

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
• بررسی همبستگی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی با تاکید بر مقیاس-زمان	سهیل رودری مسعود همایونی‌فر مصطفی سلیمی‌فر	۱
• بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران	محسن نیازی محسنی حمید شهرستانی کامبیز هژبرکیانی فرهاد غفاری	۲۹
• تاثیر جهانی شدن بر توسعه بیمه‌های بازرگانی: مطالعه مقایسه ای بین کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یاف	سعید اسدی قراگوز علیرضا دقیقی اصل غدیر مهدوی مرجان دامن کشیده	۴۷
• احصاء مولفه‌های کارآفرینی شرکتی و بررسی رابطه آن با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب	حسین تک روستا یعقوب مهارتی مصطفی کاظمی محمدحسین مهدوی عادلی	۸۳
• استخراج منحنی فیلیپس بر اساس نرخ ارز واقعی برای اقتصاد ایران به روش گشتاورهای تعمیم یافته	افسانه جوادی محمدطاهر احمدی شادمهری	۱۱۱
• بهینه‌سازی پرتفوی به کمک رهیافت Bayesian MGARCH مبتنی بر تبدیل موجک	سید علی حسینی ابراهیم‌آباد خلیل جهانگیری مهدی قائمی اصل حسن حیدری	۱۳۳
• اثر حجم نقدینگی بر فساد در کشورهای منتخب حوزه منا	محمد شریف کریمی آزاده شهاب	۱۶۵
• اثر رانت منابع طبیعی و توسعه سیاسی براستقلال بانک مرکزی: شواهدی از کشورهای صادرکننده نفت	سجاد فرجی دیزجی حسین صادقی زهرا لطفی	۱۹۳
• اثر ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌ها: با رویکرد معادلات ساختاری	عبدالرضا اسعدی محمدعلی ابری	۲۲۳
• بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با دارایی‌های متنوع	سوده صباحی فریماه مخاطب رفیعی محمد علی رستگار	۲۴۹

بسم الله الرحمن الرحیم

این مجله در پایگاه‌های زیر نمایه می‌شود.
پایگاه استنادی علوم ایران (ISC)
پایگاه اطلاعات علمی جهاددانشگاهی(SID)
بانک اطلاعات نشریات کشور(Magiran)
سامانه نشریات علمی دانشگاه فردوسی مشهد (jm.um.ac.ir)

این مجله با همکاری انجمن علمی بازرگانی ایران چاپ و منتشر می‌شود.

کلیه حقوق برای دانشگاه فردوسی مشهد محفوظ است.
درج مطلب در این نشریه لزوماً منعکس کننده نظر دانشگاه نیست. بدیهی است مسئولیت صحت مطالب هر مقاله به عهده نویسنده است.

دوفصلنامهٔ پژوهش های اقتصاد پولی ، مالی

صاحب امتیاز: دانشگاه فردوسی مشهد
مدیر مسئول: دکتر محمد طاهراحمدی شادمهری
سردبیر: دکتر محمود هوشمند

هیئت تحریریه:

نام و نام خانوادگی	رشته تحصیلی	درجه علمی	محل خدمت
دکتر حمید ابریشمی	امورمالی	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر احمد جعفری صمیمی	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه مازندران
دکتر ناصر شاه نوشی فروشانی	اقتصاد کشاورزی	استاد	دانشکده کشاورزی دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر علیرضا رحیمی بروجردی	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران
دکتر محمد علی فلاحی	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر احمد مجتهد	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر محمدحسین مهدوی‌عادلی	اقتصاد صنعتی	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمود هوشمند	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

مدیر اجرایی: محمد کدخدایی
ویراستار فارسی: دکتر جواد میزبان
ویراستار لاتین: دکتر رضا پیش قدم
صفحه‌آرایی: رحمان اسدی

ناشر: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد
شمارگان:۲۰ نسخه
نشانی :مشهد صندوق‌پستی۱۳۵۷کدپستی۹۱۷۷۹۴۸۹۵۱
شماره پروانه: ۱۲۴/۱۰۳۵۲ – ۷۷/۱۰/۸
تلفن : ۸۸۰۶۳۰۷- ۰۵۱۱
قیمت: ۳۰۰۰۰ ریال (برای دانشجویان ۱۰۰۰۰ ریال)
آدرس اینترنتی: http://jm.um.ac.ir
فاکس: ۸۸۲۹۵۸۴ - ۰۵۱۱
پست الکترونیکی: danesh24@um.ac.ir

(دریافت مقالات فقط به‌صورت الکترونیکی امکان‌پذیر است)

براساس نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۱۰۵۰۳۳ مورخ ۸۹/۱۲/۱۴ کمیسیون نشریات علمی کشور،
مجلهٔ اقتصاد پولی ، مالی دارای درجه **علمی – پژوهشی** است.
بر اساس مصوبه وزارت عتف از سال 1398، کلیه نشریات داراي درجه"علمی-پژوهشی"به نشریه "علمی"تغییر نام یافتند.

شرایط پذیرش مقاله‌ها

مجله پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی در صدد است، مقاله‌های تخصصی در زمینه اقتصاد پولی و مالی را به چاپ برساند. در مقاله‌های ارسالی باید نکات زیر رعایت شوند:

الف: جهت ارسال مقاله می‌توانید فایل مربوطه را از طریق سامانه مجلات به آدرس http://jm.um.ac.ir ارسال و با ایمیل مجله به آدرس danesh24@um.ac.ir مکاتبه کنید.

ب: روش تحریر

متن مقاله بر روی کاغذ سفید بدون مارک (A4) با فاصله ۳ سانتی‌متر از لبه‌ها و دو سطر بین خطوط با حروف خوانا و تیره تایپ شود. کلیه صفحات مقاله ازجمله صفحاتی که شامل جداول، تصاویر و نمودارها هستند دارای قطع یکسان باشند. کلیه صفحات مقاله دارای شماره بوده و از ۲۰ صفحه تجاوز نکند.

ج: نحوه تهیه مقاله

هر مقاله تخصصی بایستی تحت نرم‌افزار Word با قلم B ZAR و فونت۱۳ و دارای چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی فارسی و انگلیسی، طبقه‌بندی JEL فارسی و انگلیسی، مقدمه، پیشینه تحقیق، مبانی نظری تحقیق، برآورد مدل (تجزیه‌وتحلیل مدل)، نتیجه‌گیری و پیشنهادها و در انتها فهرست منابع مورد استفاده، باشد.

اصول زیر در تنظیم مقاله بایستی رعایت شود:

۱- عنوان فارسی مقاله با قلم B ZAR و فونت ۱۸ برجسته (Bold) در وسط صفحه اول نوشته شود.

۲- مشخصات نویسنده یا نویسندگان، شامل نام و نام خانوادگی با قلم B ZAR و فونت۱۰ به‌صورت برجسته (Bold)، سِمت، محل خدمت، عنوان و درجه علمی با قلم B ZAR و فونت ۱۰ ایتالیک باشد.

۳- چکیده فارسی از ۲۰۰ کلمه تجاوز نکند و در سه پاراگراف، با قلم B ZAR و فونت ۱۱ تنظیم شود. پاراگراف اول به تبیین موضوع اختصاص‌یافته؛ پاراگراف دوم شامل روش تحقیق و پاراگراف سوم دربرگیرنده نتایج تحقیق باشد. سپس در سطری جداگانه واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL نوشته شود.

۴- چکیده انگلیسی باید برگردان کامل و دقیق چکیده فارسی و در یک صفحه مجزا، شامل عنوان مقاله، نام نویسندگان، آدرس و عنوان علمی آنان، واژگان کلیدی و طبقه‌بندی JEL باشد. عنوان انگلیسی مقاله با قلم Times New Roman و فونت ۱۵ برجسته (Bold) در وسط صفحه دوم نوشته شود. مشخصات نویسنده یا نویسندگان، شامل نام و نام خانوادگی با قلم Times New Roman و فونت ۹ برجسته (Bold)، سمت، محل خدمت، عنوان و درجه علمی با قلم Times New Roman و فونت ۹ باشد. چکیده انگلیسی از ۲۰۰ کلمه تجاوز ننماید و در سه پاراگراف با قلم Times New Roman و فونت ۱۰ تنظیم شود. پاراگراف اول به تبیین موضوع اختصاص یابد؛ پاراگراف دوم شامل روش تحقیق، و پاراگراف سوم دربرگیرنده نتایج تحقیق باشد.

۵- مقدمه شامل اطلاعات مربوط به اهمیت تحقیق، کاربرد و نتیجه مورد انتظار از تحقیق باشد. در آخرین پاراگراف مقدمه، نحوه سازماندهی مقاله، برای معرفی بخش‌های آتی تنظیم شود. در سراسر مقاله، نویسندگان از افعال سوم شخص مفرد استفاده کنند.

۶- پیشینه تحقیق در قالب مطالعات خارجی و داخلی و بر اساس تاریخ، از قدیم به جدید، تنظیم شود؛ به‌نحوی‌که ابتدا مطالعات خارجی و سپس مطالعات داخلی، ارائه گردد. همچنین ضروری است، از اصطلاحاتی مانند: این تحقیق، این مطالعه، این پژوهش، تحقیق اخیر، مطالعه اخیر، پژوهش اخیر، برای توضیح مطالعات دیگران، پرهیز شود و واژه‌های مذکور فقط برای اشاره به تحقیق صورت گرفته، توسط محقق به کار برده شود.

۷- عنوان جدول با قلم B ZAR و فونت ۱۲ در بالا و سمت راست جدول، تنظیم شود. ضروری است جداول تحقیق شماره گذاری گردد. متن داخل جدول نیز قلمBZAR و فونت ۱۰باشد.

۸- عنوان نمودار نیزبا قلمB ZAR و فونت ۱۲ در پائین و سمت راست نمودار، تنظیم شود. ضروری است، نمودارهای تحقیق شماره گذاری گردد. ماخذنمودارنیزبا قلمBZAR شماره‌گذاری گردد. مأخذ نمودار نیز با قلم و فونت ۱۰ در پائین و سمت راست،نوشته شود.

۹- زیرنویس های فارسی مورد استفاده در تحقیق با قلم BZAR وفونت ۱۰ تنظیم شود.

۱۰- زیرنویس های انگیسی مورد استفاده در تحقیق با قلمTimes New Roman و فونت ۱۰، تنظیم گردد.

۱۱- منابع مورد استفاده ،شامل جدیدترین اطلاعات در زمینه مورد نظر باشد.

۱۲-نوع ارجاع دهی باید حتمابه صورت APA باشد.به‌باشد. ددرغیر اینصورت مقالهلچاپ هد. فهرست منابع به ترتیب الفبای نام خانوادگی نویسندگان، مرتب و شماره‌گذاری گردد. (شماره‌ها داخل کروشه [ ] قرار داده شود). وقتی از چند اثر مختلف یک نویسنده استفاده می شود،ترتیب شماره گذاری این مقاله ها برحسب سال انتشارآنها، ازقدیم به جدیدانجام گیرد؛ برای مثال:

[1] Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W.W. (1984). Some Models for Estimation Technical and Scale in Data Envelopment Analysis. Management Science, 30.

[2] Charnes, A., Cooper, W.W., Rohdes, E. (1978). Measuring the Efficiency of Decision Making Units. European Journal of Operational Research, 2.

لطفا جهت کسب اطلاعات تکمیلی وبیشتر،رجوع شود به آدرس:لطفاً جهت کسب اطلاعات تکمیلی و بیشتر، رجوع شود به آدرس :

http://fea.um.ac.ir/parameters/fea/filemanager/forms/reference.pdf

۱۳- از نویسندگان محترم خواهشمند است، آدرس پستی و الکترونیکی خود را، به صورت دقیق، در صفحه‌ای جداگانه، همراه مقاله، به دفتر مجله ارسال نمایند.

د: سایر موارد

۱- مسئولیت هر مقاله از نظر محتوای علمی و نظرات مطرح شده در متن آن، به عهده نویسنده و یا نویسندگان مسئول مقاله خواهد بود.

۲- تا قبل از پایان مراحل نهایی و چاپ، درصورتی‌که مشخص گردد، مقاله منتخب، به هر شکلی در جای دیگری به چاپ رسیده است، از انتشار آن جلوگیری خواهد شد.

۳- درصورتی‌که مقاله برای چاپ پذیرفته نشود، در بخش بایگانی مجله خواهد ماند و به نویسنده برگردانده نخواهد شد.

۴- مقاله‌ها توسط اعضای محترم هیأت تحریریه و با همکاری متخصصان، داوری شده و در صورت تصویب، بر طبق ضوابط خاص مجله، به نوبت چاپ خواهند شد.

۵- مجله در رد یا قبول و حک‌واصلاح مقاله‌ها، اختیار تام دارد.

داوران مقالات این شماره

دکترعزیز احمدزاده	پژوهشکده بیمه
دکتر فرزانه احمدیان یزدی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر وحید ارشدی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر عبدالرضا اسعدی	دانشگاه آزاد اسلامی نیشابور
دکتر علی امامی میبدی	دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حمید رضا ایزدی	دانشگاه دریانوردی چابهار
دکتر بهزاد کاردان	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مهدی حاج امینی	دانشگاه یزد
دکتر ابوالفضل جنتی	دانشگاه غیر انتفاعی شهید اشرفی اصفهانی
دکتر ناهید رجب زاده	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمد سلیمانی	دانشگاه امام صادق
دکترمهدی شیرافکن لمسو	دانشگاه درینوردی چابهار
دکترمصطفی شمس الدینی	دانشگاه سیستان وبلوچستان
دکتر نرگس صالح نیا	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمد لگزیان	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر عباسعلی لطفی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکترسید جمال الدین محسنی زنوزی	دانشگاه ارومیه
دکترمهدی مرادی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکترسعید ملک الساداتی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتررافیک نظریان	دانشگاه آزاد اسلامی
دکتر محمد ندیری	دانشگاه تهران
دکتر محمود هوشمند	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر مهدی یزدانی	دانشگاه شهید بهشتی

یادداشت سردبیر

به نام خداوند جان و خرد　　کزین برتر اندیشه بر نگذرد

به یاری یزدان پاک، موفق شده‌ایم با سعی و کوشش فراوان و همکاری بی‌شائبه اندیشمندان دانشگاهی در دانشگاه فردوسی مشهد و سایر دانشگاه‌های کشور، هجدهمین جلد از مجله اقتصاد پولی، مالی را به زیور طبع آراسته و به علاقه‌مندان، دانشجویان و صاحب‌نظران کشور عزیزمان، ایران تقدیم نماییم.

در این شماره ۱۰ عنوان مقاله علمی بعد از طی مراحل مختلف، طرح در هیأت تحریریه و انجام سایر مراحل ارزیابی و ویراستاری علمی و ادبی، واجد شرایط چاپ شناخته شدند که در حال حاضر پیش روی خوانندگان محترم قرار گرفته است.

در این مجموعه، تعدادی از مقالات علمی را که در زمینه‌های مختلف پولی، مالی و ارزی به رشته تحریر درآمده است، پس از ارسال به داوران واجد شرایط در دانشگاه‌های سراسر کشور و بررسی‌های دقیق علمی، در اختیار علاقه‌مندان قرار می‌دهیم. موجب امتنان خواهد بود چنانچه اساتید و پژوهشگران گرامی، ما را از نکات قابل تذکر مطلع نموده تا بتوانیم در شماره‌های آینده، مجله را با کاستی‌های کمتری به جامعه علمی کشور ارائه کنیم.

امید است این تلاش جمعی، که صادقانه و خالصانه، تقدیم جامعه علمی کشور می‌گردد، بتواند سهم کوچکی در موفقیت علمی کشور در راستای رسیدن به توسعه اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی ایفا نماید.

با تشکر و احترام

سردبیر

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
بررسی همبستگی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی با تاکید بر مقیاس-زمان	سهیل رودری مسعود همایونی‌فر مصطفی سلیمی‌فر	۱
بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران	محسن نیازی محسنی حمید شهرستانی کامبیز هژبرکیانی فرهاد غفاری	۲۹
تاثیر جهانی شدن بر توسعه بیمه‌های بازرگانی: مطالعه مقایسه ای بین کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یاف	سعید اسدی قراگوز علیرضا دقیقی اصل غدیر مهدوی مرجان دامن کشیده	۴۷
احصاء مولفه‌های کارآفرینی شرکتی و بررسی رابطه آن با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب	حسین تک روستا یعقوب مهارتی مصطفی کاظمی محمدحسین مهدوی عادلی	۸۳
استخراج منحنی فیلیپس بر اساس نرخ ارز واقعی برای اقتصاد ایران به روش گشتاورهای تعمیم یافته	افسانه جوادی محمدطاهر احمدی شادمهری	۱۱۱
بهینه‌سازی پرتفوی به کمک رهیافت Bayesian MGARCH مبتنی بر تبدیل موجک	سید علی حسینی ابراهیم‌آباد خلیل جهانگیری مهدی قائمی اصل حسن حیدری	۱۳۳
اثر حجم نقدینگی بر فساد در کشورهای منتخب حوزه منا	محمد شریف کریمی آزاده شهاب	۱۶۵
اثر رانت منابع طبیعی و توسعه سیاسی براستقلال بانک مرکزی: شواهدی از کشورهای صادرکننده نفت	سجاد فرجی دیزجی حسین صادقی زهرا لطفی	۱۹۳
اثر ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌ها: با رویکرد معادلات ساختاری	عبدالرضا اسعدی محمدعلی ابری	۲۲۳

بررسی همبستگی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی با تاکید بر مقیاس-زمان*

سهیل رودری [۱]
کاندیدای دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران
مسعود همایونی‌فر [۲]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی،مشهد، ایران
مصطفی سلیمی‌فر [۳]
استاد گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی،مشهد، ایران

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۴/۲۶ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۳/۱۹

چکیده

شبکه بانکی نقش برجسته‌ای در تامین مالی کسب و کارها ایفا می‌نماید. در سال‌های گذشته بواسطه افزایش مخارج جاری دولت و عدم افزایش متناسب درآمدهای دولت، کسری بودجه را ایجاد نموده است و بدلیل وابستگی زیاد بین دولت و شبکه بانکی در برخی موارد افزایش مخارج از طریق اخذ تسهیلات و استقراض از شبکه بانکی تامین شده است. از سوی دیگر همبستگی میان نوسانات مخارج جاری دولت، بدهی دولت به شبکه بانکی و نرخ ارز با توجه به دوره زمانی بروز نوسانات متفاوت باشد. همین منظور در پژوهش حاضر با استفاده از الگوی تبدیل موجک در بازه زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ بصورت ماهانه، نوسانات نرخ ارز

---

* - مقاله پژوهشی

1- Soheil.rudari@mail.um.ac.ir
2- homayounifar@um.ac.ir

۳- نویسنده مسئول: mostafa@um.ac.ir

DOI: 10.22067/pm.v27i19.82009

اسمی، بدهی دولت به شبکه بانکی و مخارج جاری دولت در سه سطح تجزیه شده است. نتایج نشان می‌دهد هرچه دوره زمانی نوسانات افزایش یابد همبستگی نیز افزایش می‌یابد. بر این اساس کمترین همبستگی مثبت در طی زمان مربوط به نرخ ارز و مخارج جاری دولت می‌باشد که در بلندمدت به ۲۸ درصد افزایش می‌یابد. همبستگی میان نوسانات نرخ ارز و بدهی دولت به شبکه بانکی از ۱۷ درصد در کوتاه‌مدت به ۵۳ درصد در بلندمدت می‌رسد و بیشترین میزان همبستگی میان نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی می‌باشد که از ۳۲٫۵ درصد در کوتاه‌مدت به ۷۶ درصد در بلندمدت افزایش می‌یابد. درواقع براساس نتایج شبکه بانکی به عنوان ابزاری جهت پوشش مخارج جاری دولت بوده است و با توجه به بروز نوسانات ارزی در کشور و افزایش مخارج جاری دولت، می‌تواند بدهی دولت به شبکه بانکی نیز افزایش یابد و توان اعتباری شبکه بانکی را کاهش دهد.

واژه‌های کلیدی: نوسانات، نرخ ارز اسمی، مخارج جاری دولت، بدهی دولت به بانک‌ها، تبدیل موجک

طبقه‌بندی JEL: E62,F31,H63

مقدمه

دستیابی به رشد اقتصادی بالا و پایدار، از مهمترین اهداف برنامه‌ریزان اقتصادی هر کشور می‌باشد. از جمله دلایل این امر، دامنه گسترده اثرگذاری و تاثیرپذیری رشد اقتصادی است که این متغیر را به یک شاخص بسیار مهم در ارزیابی عملکرد اقتصاد تبدیل نموده است. بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، دستیابی به رشدهای اقتصادی بالا بدون وجود تامین مالی مناسب داخلی و خارجی میسر نمی‌باشد. بر این اساس، نظام بانکی به عنوان واسطه‌گر مالی، نقش بسیار مهمی را در تامین مالی ایفا می‌کند. شبکه بانکی نقش واسطه‌ای دارد و می‌تواند بطور مستقیم و غیرمستقیم از رشد بخش حقیقی پشتیبانی کند، در کشورهایی که اقتصادشان بانک محور است رشد اقتصادی تا حد بسیار زیادی وابسته به وام‌های بانکی است و انعطاف‌پذیری بخش بانکی به دلیل تغییرات اقتصاد کلان و نقش آن در توسعه اقتصادی دارای اهمیت فراوان است (Mohammadi, et al.,2017). تحولاتی که در حوزه اقتصاد کلان و به‌طور خاص در تقاضای کل همراه با مسیر دارایی و بدهی بانک‌ها شدت یافته است، در بلندمدت به بخش واقعی اقتصاد تسری یافته و به همین جهت نقش واسطه‌گران مالی بسیار حائز اهمیت می‌باشد. اهمیت این مسئله را می‌توان در بحران‌های مالی اخیر اقتصاد جهانی که ریشه در بخش مالی اقتصاد داشته است، مشاهده نمود. در واقع شرایط اقتصادی

می‌تواند با تغییر در عملکرد نظام بانکی مانند مطالبات این بخش، بر وقوع بحران مالی موثر واقع شود. یکی از مهمترین عوامل موثر بر شکل‌گیری بحران مالی بی‌ثباتی در سایر بازارهای مالی بویژه نرخ ارز می‌باشد که با تاثیر بر تولید ناخالص داخلی کشور و همچنین مخارج جاری دولت، عملکرد بخش بانکی را متاثر می‌سازد. نرخ ارز می‌تواند با تاثیر بر بودجه دولت، انگیزه دولت و شرکت‌های وابسته به دولت در اخذ وام و تسهیلات از شبکه بانکی را تحت تاثیر قرار دهد. همچنین افزایش نرخ ارز از طریق افزایش بهای تمام شده کالاها و خدمات، منجر به کاهش درآمد قابل تصرف و متعاقبا کاهش مصرف افراد می‌شود در بخش عرضه اقتصاد نیز نرخ ارز بواسطه افزایش قیمت کالاهای وارداتی (سهم نهاده‌های اولیه و واسطه‌ای در واردات کشور بالا می‌باشد) باعث تغییر در بخش عرضه می‌شود. در چنین شرایطی با افزایش نرخ ارز انتظار می‌رود که توان بازپرداخت تسهیلات دریافتی اشخاص حقیقی و حقوقی کاهش یابد (Boschi & D' Addona, 2019). همچنین از مهمترین عواملی که می‌تواند مطالبات و عملکرد بخش بانکی در این حوزه را تحت تاثیر قرار دهد، مخارج جاری دولت می‌باشد. در واقع حجم بزرگ دولت و غلبه هزینه‌های جاری بر هزینه‌های عمرانی با تکیه بر درآمد نفت، ساختار بودجه عمومی دولت را به گونه‌ای رقم زده است که از اواسط هر سال، بحث عدم تأمین منابع پیش بینی شده در قانون بودجه سالانه مطرح و در نهایت با استقراض یا تأمین توسط بانک مرکزی به پایان می‌رسد و با انباشت و رشد نقدینگی، زمینه کاهش ارزش پول ملی و افزایش سطح عمومی قیمت‌ها فراهم می‌آید. از سوی دیگر بسیاری از شرکت‌های دولتی بواسطه وجود پشتوانه دولت و تکلیف شبکه بانکی به ارائه تسهیلات، در سال‌های اخیر موجب شده‌اند سهم مطالبات شبکه بانکی کشور از بخش دولتی افزایش یابد. نوسانات نرخ ارز که عمدتا ناشی از نوسانات درآمد نفت و بازگشت ارز حاصل از فروش آن (عمده منبع عرضه ارز در کشور) است، نوسانات درآمد کل و تولید ناخالص داخلی را بدنبال داشته است که خود قدرت بازپرداخت بدهی بنگاه‌های اقتصادی را تحت تاثیر قرار می‌دهد و این اثر می‌تواند در افق‌های زمانی گوناگون، متفاوت باشد و به همین صورت خسارت وارد شده به دارایی‌های مالی بانک‌ها نیز متفاوت باشد(Adrian & Shin,2010). براساس آمارهای منتشر شده توسط نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی سهم مطالبات غیرجاری از کل تسهیلات اعطایی نظام بانکی از ۱۰ درصد در سال ۱۳۹۵ به ۱۰,۳ درصد در سال ۱۳۹۶ و به ۱۱,۴ درصد در سه ماهه ابتدایی سال ۱۳۹۷ افزایش داشته است. سهم بدهی دولت به شبکه بانکی نیز از ۲۱۹۷ هزار میلیارد

ریال در سال ۱۳۹۵ به ۲۵۸۳ هزار میلیارد ریال در پایان سال ۱۳۹۶ افزایش یافته است. در واقع روند افزایشی آن می‌تواند حیات نظام بانکی را به مخاطره اندازد و همچنین بخش‌های مختلف اقتصاد را نیز با محدودیت منابع مالی روبرو سازد. با توجه به موارد مطرح شده، آنچه مهم بنظر می‌رسد بررسی ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی در افق‌های زمانی گوناگون می‌باشد که بایستی در مطالعه لحاظ گردد.

در پژوهش حاضر ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی در سه دوره زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با استفاده از رهیافت تبدیل موجک مورد بررسی قرار می‌گیرد. در چارچوب الگوی تبدیل موجک امکان تجزیه پسماندها (نوسانات) به سطوح مختلف (دوره‌های زمانی) وجود دارد که این مهم در الگوهای خانواده آرچ وجود ندارد. انتظار بر این است همبستگی و وابستگی میان نوسانات نرخ ارز، مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی در دوره‌های زمانی گوناگون متفاوت باشد. چارچوب مطالعه به این صورت است که در بخش دوم مبانی نظری و پیشینه تحقیق بیان می‌شود و سپس در بخش سوم روش‌شناسی ، در بخش چهارم نتایج و بحث نشان داده می‌شود و در انتها نیز نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

مبانی نظری و پیشینه تحقیق

در این بخش از پژوهش ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، مخارج جاری دولت و مطالبات شبکه بانکی از بخش دولتی ارائه گردیده است.

ارتباط نوسانات نرخ ارز و مطالبات بانکی

افزایش سطح مطالبات بانکی در بسیاری از کشورهای جنوبی آسیا بار مالی زیادی را برای بخش بانکی در اجرای ماموریت‌های آن مانند اعطای تسهیلات بوجود آورده است. افزایش سطح مطالبات غیرجاری نه تنها بر بخش بانکی بلکه بر شرکت‌ها و حتی خرده‌فروشی تاثیرگذار می‌باشد. عمده افزایش مطالبات غیرجاری در این کشورها پس بحران مالی سال ۲۰۰۸ و همچنین وضع تحریم در برخی از این کشورها دیده می‌شود. روند صعودی در این مهم موجب افزایش بیکاری، درماندگی بازارهای مالی، کاهش اعتبار قرض‌دهنده و افزایش و نوسانات بالای تورم می‌شود

(Rehman,2017).

اثرگذاری نرخ ارز بر مطالبات بانکی به اندازه بخش خارجی اقتصاد گره خورده است و در اقتصادهای با بخش خارجی بزرگتر تاثیر نوسانات این متغیر بر مطالبات بخش بانکی بیشتر نیز می-باشد. در واقع افزایش نرخ ارز از طریق کاهش توان بازپرداخت بدهی به بخش بانکی از طریق افزایش بهای تمام شده در بخش تولیدی و افزایش تورم ناشی از آن، مطالبات این بخش را تحت تاثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر بی‌ثباتی نرخ ارز در کنار سایر عوامل کلان اقتصادی باعث برهم خوردن نظم بازار و ایجاد بحران‌های مالی می‌گردد. با توجه به عملکرد سیستم بانکی در سال‌های اخیر، هنگامی که مشتریان بر اساس نرخ گذشته ارز، اقدام به گشایش اعتبارات اسنادی کردند و مبالغ پیش‌پرداخت خود را بر اساس نرخ ارز زمان گشایش اعتبار پرداخت نمودند، بر اساس نرخ قبل، اقدام به فعالیت‌های تجاری نموده و با افزایش ناگهانی و یکباره نرخ ارز در تادیه تعهدات خود ناموفق بوده و در نتیجه مطالبات بانکی و متعاقبا ریسک اعتباری افزایش یافته است. در کنار این موضوع بی‌ثباتی نرخ ارز تصمیمات سرمایه‌گذاری را نیز با مشکل مواجه می‌سازد و از آنجا که سرمایه‌گذاری یکی از اجزای تشکیل دهنده تولید ناخالص داخلی می‌باشد، آثار چرخه‌ای نیز ایجاد می‌کند که می‌تواند مطالبات بانکی را تحت تاثیر قرار دهد. بی‌ثباتی نرخ ارز از طریق تغییر در ارزش دارایی‌ها و بدهی‌ها، کلیه اقلام ترازنامه‌ای بانکی را تحت تاثیر قرار می‌دهد. به عبارت دیگر این موضوع ریشه در عدم همزمانی سررسید مطالبات و تعهدات بانک‌ها دارد. بی ثباتی بازارهای مالی می‌تواند تاثیر نامساعدی بر ثبات عملکردی بانک‌ها داشته باشد زیرا تاثیر نوسان نرخ ارز با تکنیک‌های مدیریت ریسک قابلیت حذف را ندارد (Gilkeson & Smith,1992). موسسات مالی تنها می‌توانند ریسک تغییرات نرخ ارز را با بکار بستن فعالیت‌های خارج ترازنامه‌ای تا حدی کاهش دهند. در کشورهای در حال توسعه بدلیل بهره‌برداری اندک از ابزارهای مدیریت ریسک اعتباری، در مواجهه با بی‌ثباتی نرخ ارز و سطح عمومی قیمت‌ها، بخش بانکی در معرض آسیب-پذیری بیشتری قرار دارد.

ارتباط نوسانات نرخ ارز و مخارج جاری دولت

در اقتصاد ایران عمده درآمدهای کشور به درآمدهای نفتی گره خورده است و بروز کاهش در این درآمدها موجب ایجاد نوسان در بخش مالی و تجاری می‌شود. در این زمینه دیدگاه‌های

متفاوتی وجود دارد که در دیدگاه سنتی بر این باور است که چنانچه صادرات متناسب با واردات افزایش پیدا نکند کسری خارجی ایجاد می‌شود و همچنین افزایش در مخارج جاری دولت و متعاقبا ایجاد کسری بودجه موجب افزایش نرخ بهره و نرخ ارز در اقتصاد می‌شود. از دیگر دیدگاه‌های موجود در این زمینه می‌توان به دیدگاه ریکاردو اشاره داشت. از منظر وی، کسری-های مالی اهمیت چندانی ندارند زیرا به اعتقاد او افزایش مخارج دولت و کسری بودجه از طریق کاهش در پس‌انداز عمومی، پس‌انداز خصوصی را افزایش می‌دهد و میزان پس‌انداز کل بدون تغییر می‌ماند. بر این اساس نرخ بهره و تقاضای کل تغییر نمی‌کنند. از سایر الگوهای موجود در این حوزه می‌توان به الگوی متعارف که فاقد مبنای اقتصاد خرد می‌باشند و صرفا برپایه اقتصاد کلان بنا شده‌اند اشاره کرد.

الف). الگوی متعارف

این الگو رابطه اتحادی بین پس‌انداز و سرمایه‌گذاری و بخش خارجی اقتصاد را بیان می‌دارد. در قالب این الگو:

$$S-I=X-M \qquad (۱)$$

در رابطه اتحادی فوق S,I,X,M به ترتیب واردات کالا و خدمات، صادرات کالا و خدمات، سرمایه گذاری و پس‌انداز می‌باشد. در رابطه فوق بایستی کسری در حساب جاری با مازاد سرمایه-گذاری همراه باشد. در واقع می‌توان رابطه فوق را به شکل زیر نوشت:

$$(S_p+S_G)-I=X-M \qquad (۲)$$

در رابطه فوق S_p پس‌انداز بخش خصوصی و S_G پس‌انداز بخش دولتی می‌باشد. درواقع افزایش در پس‌انداز بخش دولتی چنانچه با کاهش در پس‌انداز بخش خصوصی جبران نشود، می-تواند باعث کاهش در سرمایه‌گذاری و یا کاهش در کسری تجاری گردد. از سوی دیگر افزایش در مخارج دولت (افزایش کسری بودجه) منجر به کاهش نسبت پس‌انداز کل به سرمایه‌گذاری می‌شود که خود افزایش نرخ بهره واقعی را بدنبال دارد. افزایش نرخ بهره واقعی منجر به ورود سرمایه‌های خارجی و افزایش عرضه ارز و در نهایت کاهش نرخ ارز می‌گردد (Tahmasebi, et al.,2012)

ب). الگوی ماندل-فلمینگ

بر اساس این الگو تحرک و آزادی در ورود و خروج سرمایه، تعادل بازار ارز را تعیین می‌کند

و براساس تغییرات ارزی وضعیت حساب جاری نیز مشخص می‌گردد. انتخاب در بین ثبات نرخ ارز، استقلال پولی و باز بودن اقتصاد کلان نخست توسط ماندل در دهه ۱۹۶۰ مطرح گردیده است. در واقع این الگو بسط الگوی IS-LM کلاسیک می‌باشد. در این الگو نشان داده می‌شود که چگونه رژیم ارزی و تحرک سرمایه بر کارایی سیاست پولی در یک اقتصاد باز تاثیر می‌گذارد (Durringer,2009).

در این الگو یک کشور از بین سه حالت (ثبات نرخ ارز، استقلال پولی و باز بودن اقتصاد) می‌تواند دوحالت را مدنظر قرار دهد و دستیابی همزمان به هر سه مورد غیرممکن می‌باشد. بسیاری از کشورها برای دستیابی به این موارد سه گانه از ابزارهایی مانند کاهش نوسانات نرخ ارز، تنظیم نرخ بهره، عرضه پول و جذب سرمایه‌های خارجی استفاده می‌کنند (Hsing,2012). در واقع یک کشور با سه حالت مواجه می‌باشد:

۱- تثبیت نرخ ارز و باز بودن اقتصاد و غفلت از بخش پولی مستقل
۲- تثبیت نرخ ارز و استقلال در بخش پولی و غفلت از باز بودن اقتصاد
۳- باز بودن اقتصاد و استقلال در بخش پولی و غفلت از تثبیت نرخ ارز

در مورد اول از طریق سیاست پولی نمی‌توان به اهداف اقتصاد داخل دست یافت. چنانچه درصدد کاهش نرخ ارز از طریق افزایش نرخ بهره باشند، بایستی جریان سرمایه از طریق بازار آزاد افزایش یابد که این موضوع با تثبیت نرخ ارز سازگاری ندارد. برای جلوگیری از افزایش بها که در حالت نخست روی می‌دهد، می‌توان از طریق محدود کردن تحرک سرمایه و یا با افزایش هزینه‌ها برای سرمایه‌گذاران خارجی از موازنه درآمدها بواسطه‌ی افزایش نرخ بهره جلوگیری کرد. با انتخاب حالت سوم نیز تثبیت نرخ ارز کنار گذاشته می‌شود و در این حالت نرخ ارز به تقاضای بالاتر بر روی بازار سرمایه واکنش نشان می‌دهد و بها افزایش می‌یابد (Puckelwald,2012).

ج). رویکرد پولی

در این رویکرد فروض اشتغال کامل، ثبات نرخ ارز، برابری نرخ بهره داخلی و خارجی و تامین مالی کسری بودجه از طریق سیاست پولی انبساطی برقرار می‌باشد. درواقع کسری بودجه از طریق اخذ وام و استقراض از شبکه بانکی تامین می‌شود و این موضوع منجر به افزایش نقدینگی و تورم می‌شود و از سوی دیگر تقاضای کالاهای وارداتی را افزایش و صادرات غیرنفتی را کاهش می-

دهد که خود موجب بدتر شدن حساب جاری می‌شود.

ارتباط مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی

آثار اقتصادی کسری بودجه (افزایش مخارج دولت) به چگونگی بوجود آمدن آن، طریق تامین مالی و وضعیت کلان اقتصادی بستگی دارد. چنانچه کسری بودجه ناشی از افزایش مخارج جاری (مصرفی) باشد از طریق افزایش تقاضای کل آثار تورمی به همراه دارد. چنانچه کسری بودجه ناشی از اجرای یک سیاست مالی برای رهایی از شرایط رکودی در اقتصاد باشد می‌تواند در بلندمدت اقتصاد را به سمت اشتغال کامل هدایت کند. در واقع کینز و طرفدارانش از چنین سیاستی برای مقابله با کسری بودجه پشتیبانی می‌کنند. از سوی دیگر پول گرایان این نوع سیاست را بی‌تاثیر و صرفا تورم زا تلقی می‌کنند.

در شرایط تورمی اقتصاد، نرخ بازدهی اوراق بدهی دولت نیز افزایش می‌یابد و با بالارفتن نرخ بازدهی اوراق بدهی، تامین مالی دولت پر هزینه می‌شود. افزایش هزینه‌های تامین مالی در رویکرد انتشار اوراق بدهی، دولت را به سمت تامین منابع مالی از بخش بانکی سوق می‌دهد که پیامدهای تورمی و متعاقبا بر اساس قضیه برابری قدرت خرید، نوسانات ارزی را ایجاد نماید. افزایش تعهدات دولت از طریق بخش بانکی (بدهی دولت به شبکه بانکی) تابع پس‌انداز ناخالص بخش خصوصی، توانایی شبکه بانکی کشور در اخذ سپرده می‌باشد (Eisavi & Ghelich,2014).

پیشینه تحقیق

پیرامون رابطه نوسانات نرخ ارز، مخارج جاری دولت و بدهی دولت به شبکه بانکی بطور مستقیم مطالعه‌ای صورت نگرفته است و در چارچوب کسری بودجه و نرخ ارز، کسری بودجه و عملکرد شبکه بانکی و یا تاثیر نوسانات نرخ ارز بر عملکرد شبکه بانکی مورد مطالعه قرار گرفته است. در ادامه و در قالب دو گروه مطالعات خارجی و داخلی به آن‌ها پرداخته می‌شود.

Pandit (2005) در مطالعه خود به بررسی تاثیر کسری بودجه بر نرخ بهره اسمی بلندمدت در نپال پرداخته است. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد رابطه مثبت و غیرمعناداری بین نرخ بهره اسمی بلندمدت و مولفه‌های کسری بودجه وجود دارد. نتایج تجربی سایر کشورها نیز نشان می‌دهد که رابطه میان بدهی عمومی و نرخ بهره اسمی مبهم می‌باشد.

Castro (2013) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین تحولات اقتصاد کلان و ریسک اعتباری بانکی در کشورهای یونان، ایرلند، پرتغال، اسپانیا و ایتالیا که با بحران مالی مواجه بوده‌اند، پرداخته است. نتایج نشان داد که شاخص قیمت مسکن و رشد اقتصادی تاثیر منفی و نرخ بیکاری، نرخ بهره و نرخ ارز تاثیر مثبت داشته‌اند.

Sayedi (2014) در مطالعه‌ای با عنوان ریسک اعتباری، قدرت بازار و نرخ ارز به عنوان تعیین کننده‌های عملکرد بانکی در نیجریه با استفاده از رگرسیون خطی پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که قدرت بازار تاثیر مثبت و معنادار بر بازدهی دارایی‌های بانکی دارد و نرخ ارز و ریسک اعتباری تاثیر معناداری بر بازدهی دارایی بانکی ندارد. در مدل دیگر قدرت بازار تاثیر مثبت و معنادار بر بازدهی حقوق سهامداران داشته است و نرخ ارز تاثیر منفی و معنادار و ریسک اعتباری تاثیر غیرمعنادار بر بازدهی حقوق سهامداران داشته است.

Dimitrios, et al., (2016) در مطالعه‌ای با عنوان "تعیین کنندگان مطالبات غیرجاری: شواهدی از کشورهای منطقه یورو" با استفاده از الگوی گشتاورهای تعمیم‌یافته برای داده‌های فصلی ۱۹۹۰-۲۰۱۵ برای نخستین بار مباحث درآمدهای مالیاتی و شکاف تولید را در تعیین مطالبات غیرجاری بکار گرفتند. نتایج نشان داد که درآمدهای مالیاتی و شکاف تولید تاثیر معنادار بر مطالبات غیرجاری شبکه بانکی دارند.

Merz (2017) در رساله خود با عنوان تاثیر بدهی ارزی خارجی بر ریسک اعتباری بین‌المللی با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا برای سال‌های ۲۰۱۴-۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج مطالعه نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز تاثیر منفی بر تسهیلات غیرجاری دارد.

Jensen, et al., (2018) در مطالعه‌ای با عنوان تغییر در محدودیت‌های اعتباری، تغییر در چرخه‌های تجاری با استفاده از الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی نتیجه‌گیری کرده‌اند که رشد محدودیت‌های اعتباری منجر به نوسانات بالاتر اقتصاد کلان و همچنین هم‌حرکتی بیشتر بین بدهی و فعالیت‌های واقعی اقتصاد می‌شود.

Radivojevic, et al., (2019) در مطالعه‌ای با عنوان " مدل اقتصادسنجی عوامل تعیین کننده مطالبات غیرجاری" با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا برای کشورهای نوظهور آمریکای لاتین صورت گرفته است. شواهدی مبنی بر تاثیرگذاری نرخ تورم و متغیرهای اقتصاد خرد بر

مطالبات غیرجاری در این پژوهش مشاهده نشده است.

Narman & Serpil, (2019) در مطالعه‌ای با عنوان " عوامل تعیین کننده مطالبات بانکی در کشورهای توسعه یافته و نوظهور: قبل و بعد از بحران مالی جهانی" با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته نتیجه گرفته‌اند که رشد تولید ناخالص داخلی واقعی عامل اصلی تعیین کننده مطالبات بانکی در هر دو گروه از کشورها می‌باشد. همچنین نرخ ارز و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تاثیر معناداری در دوران پسا بحران در کشورهای نوظهور دارد.

Heydari, et al., (2011) تاثیر شاخص‌های اقتصاد کلان بر مطالبات سیستم بانکی را با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون برداری و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی بررسی نموده‌اند. نتایج نشان می‌دهد تاثیر متغیرهایی مانند، تورم، رشد تولید ناخالص داخلی بدون نفت، حجم نقدینگی و نرخ سود تسهیلات دارای بیشترین تاثیر بر مطالبات سیستم بانکی کشور نسبت به سایر متغیرهای کلان اقتصادی بوده است.

Kordbacheh & Noushabadi, (2011) در پژوهشی با عنوان تبیین عوامل موثر بر مطالبات معوق در صنعت بانکداری، به بررسی عوامل اثرگذار بر مطالبات معوق ۱۲ بانک با استفاده از روش داده‌های تابلویی پویا پرداختند. در پژوهش آن‌ها وضعیت اقتصاد کلان اثر معناداری بر مطالبات معوق دارد.

Tahmasebi, et al., (2012) در مطالعه خود به بررسی تاثیر کسری بودجه بر نرخ ارز حقیقی در اقتصاد ایران در بازه زمانی ۱۳۸۸-۱۳۵۰ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد نرخ ارز حقیقی با متغیرهای کسری بودجه و صادرات غیرنفتی ارتباط معکوس و با متغیرهای رابطه مبادله و نقدینگی رابطه مثبت دارد.

Valipour & Arbab,(2016) به بررسی آثار بی‌ثباتی بازار ارز بر بازدهی شبکه بانکی کشور با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که بانک‌های ایرانی در برابر بی‌ثباتی بازار ارز دچار زیان نمی‌شوند و مسائلی مانند نحوه شناسایی سود در بانک‌ها، عدم وجود قوانین و مقررات مربوط به ورشکستگی و دسترسی بانک‌ها به بازار ارز شرایط ویژه‌ای را در جهت فاصله گرفتن از زیان ناشی از فعل و انفعالات اقتصاد کلان، برای شبکه بانکی ایران فراهم می‌کند.

Esmaeili, (2018) در مطالعه خود به بررسی نقش وقوع سیکل‌های تجاری در مطالبات معوق

بانک‌های کشور با استفاده از فیلترهای میان‌گذر پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد مطالبات معوق بانک‌ها رفتار سیکلی داشته، به‌گونه‌ای که در دوران رونق کاهش و در دوران رکود افزایش می‌یابد.

Hakimipour, (2018) در مطالعه خود به ارزیابی چگونگی تاثیرگذاری عوامل بانکی بر مطالبات غیرجاری بانک‌های کشور با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی پویا پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که وقفه گذشته مطالبات غیرجاری، نرخ بازده حقوق صاحبان سهام، نسبت تسهیلات اعطایی به دارایی‌ها، نسبت حقوق صاحبان سهام به دارایی‌ها و نرخ ارائه تسهیلات اعطایی تاثیر معنی‌داری بر ایجاد مطالبات غیرجاری در بانک‌های کشور دارند

روش‌شناسی تحقیق:

از آنجا که در این مطالعه برای استخراج مقادیر عددی نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی از الگوی تبدیل موجک استفاده می‌گردد و همبستگی میان آن‌ها در افق‌های زمانی گوناگون برآورد می‌شود، بنابراین در این بخش و در ابتدا مدل تبدیل موجک تشریح و سپس به اختصار روش رویکرد همبستگی پیرسون شرح داده شده است و در انتها مدل پژوهش ارائه می‌گردد.

مدل تبدیل موجک (Wavelet Transform):

نظریه موجک حاصل بهسازی تحلیل کلاسیک فوریه می‌باشد. در واقع موجک انحراف از روند اصلی را توضیح می‌دهد. جهت بررسی رابطه میان متغیرها استفاده از الگوهایی مانند علیت گرانجر[1] استفاده می‌شود که یک معیار لحظه‌ای از آزمون علیت را ارائه می‌دهد بنابراین، از تحلیل پویایی و پایایی روابط ناتوان است. افزون بر این در این گونه روش‌ها چون می‌توان از مقادیر با وقفه متغیرها استفاده نمود، احتمال حذف اثرات آنی وجود دارد. برای حل این مشکل از تحلیل طیفی[2] استفاده می‌شود. تبدیل فوریه[1] یکی از روش‌های پرکاربرد در تحلیل طیفی می‌باشد که

1 - Granjer Casuality
2 - Spectral Analysis

برای بررسی روابط بین سری‌های زمانی در فرکانس‌های مختلف (افق زمانی مختلف) استفاده می‌شود که بنابر ماهیت نوسانی همبستگی میان برخی سری‌های زمانی در تحلیل بررسی پویایی رابطه میان متغیرها قابل استفاده می‌باشد (Wen,2005). ایراد اساسی در الگوی تبدیل فوریه پایا بودن سری‌های زمانی است (Aguiar, et al.,2008). اما بسیاری از سری‌های زمانی ناپایا بوده و در طول زمان ویژگی آن‌ها تغییر می کند. با توجه به این محدودیت بسیار مهم در الگوی تبدیل فوریه، الگوی تبدیل موجک جایگزین مناسبی برای بررسی روابط میان متغیرها می‌باشد. از توانایی‌های مهم این الگو می‌توان به قابلیت آن در تجزیه سری زمانی به فرکانس‌های مختلف در هر زمان یا به عبارتی تحلیل زمان-فرکانس سری زمانی اشاره کرد. همچنین تبدیل موجک بر پایایی سری‌های زمانی (برخلاف تبدیل فوریه) مبتنی نمی‌باشد (Roueff & Sachs, 2011).

با توجه به اینکه در پژوهش حاضر از تبدیل موجک هار[۲] استفاده شده است در ادامه مبانی این روش ارائه گردیده است.

تبدیل موجک هار

تبدیل موجک با استفاده از توابع پایه‌ای یک سری زمانی را به فضای فرکانس انتقال داده و سپس سری زمانی را در زمان و مقیاس‌های مختلف نشان می‌دهد. موجک‌های دختر[۳] از یک تابع تکی- موجک مادر[۴] $\psi_{u,s}(t)$ که به عنوان تابعی از موقعیت زمان (u) و مقیاس (s) تعریف می‌شود، مشتق می‌شوند. توابع موجک پرکاربرد در حوزه‌ی اقتصاد به دو دسته پیوسته و گسسته تقسیم می‌شوند. تابع موجک پایه‌ای پیوسته عبارت است از:

$$\psi_{u,s}(t)=\frac{1}{\sqrt{s}}\psi\left(\frac{t-u}{s}\right) \qquad (۳)$$

1 - Fourier Transform
2 - Haar
3 - Wavelet Daughters
4 - Wavelet Mother

فرض می‌شود موجک‌ها یک تابع مربع انتگرال پذیر هستند. در رابطه فوق، u پارامتر انتقال[1] می‌باشد که موقعیت موجک را نشان می‌دهد. S پارامتر اندازه مقیاس تابع می‌باشد که نحوه کشیدگی موجک را ارائه می‌دهد. مقیاس یک ابزار ریاضی است که فشردگی موجک در طی زمان را نشان می‌دهد. در مباحث موجک مقیاس بالا با فرکانس پایین و مقیاس کوچک با فرکانس بالا مطابق می‌باشد. در ادامه با توجه به استفاده از موجک گسسته هار در پژوهش حاضر، به معرفی آن پرداخته می‌شود.

در سال ۱۹۱۰ آلفرد هار اولین موجک شناخته شده را معرفی کرد که نشان‌دهنده این است که هر تابع پیوسته f(x) در بازه [0,1] می تواند با استفاده از یک سری از توابع پله، تقریب زده شوند. این توابع بصورت زیر نشان داده می‌شوند:

$$\psi(t) = \begin{cases} ۱ & \left(t\epsilon[۰,۰/۵)\right) \\ -۱ & \left(t\epsilon[۰/۵,۱)\right) \\ ۰ & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad (۴)$$

همچنین با توجه به ویژگی‌های زیر، تابع ψ_{jk} یک تابع Orthonormal می‌باشد.

$$\int(\psi_{jk}.\psi_{lk}) = ۰ \,,\, ((j\neq ۱)\vee(k\neq m)) \qquad (۵)$$

$$\int\left(۲^{j/۲}\psi(۲^{j}x-k)\right)^{۲} dx = ۱ \qquad (۶)$$

تابع انتقال f(x) بصورت زیر بیان می‌شود که در آن Φ (t) موجک پدر می‌باشد که تابع مقیاس‌کننده نیز نامیده می شود.

$$f(x) = c.\phi(t) + \sum_{j=۰}^{n-۱} \sum_{k=۰}^{۲^{j}-۱} c_{jk}\psi_{jk}(t) \qquad (۷)$$

$$\phi(t) = \begin{cases} ۱ & ۰ \leq t < ۱ \\ ۰ & \text{در غیر این صورت} \end{cases} \qquad (۸)$$

1 - Location Parameter

$$\int \phi(t)dt = ۱ \quad و \quad \int \psi(t)dt = ۰ \tag{۹}$$

با استفاده از موجک هار، سیگنال به یک سیگنال اصلی با نام approximation و سیگنال‌های جزئی‌تر با نام details تجزیه می‌شوند (Ghafari & Farhadi, 2016).

رویکرد ضریب همبستگی :

با استفاده از ضریب همبستگی اطلاعاتی در مورد ماهیت، قدرت و معناداری روابط متغیرهای مختلف نشان داده می‌شود. ضریب همبستگی نشان‌دهنده قدرت و شدت رابطه میان متغیرها است. در واقع ضریب همبستگی مقادیری بین ۱- تا ۱+ را شامل می‌شود وجود رابطه مثبت بدین معنا می‌باشد که تغییرات دو متغیر در راستای یکدیگر می‌باشد و هر مقدار این عدد بزرگتر باشد و به ۱+ نزدیکتر باشد یعنی هم‌حرکتی بیشتر می‌باشد و در مورد ضریب همبستگی منفی نیز برعکس این حالت صادق است.

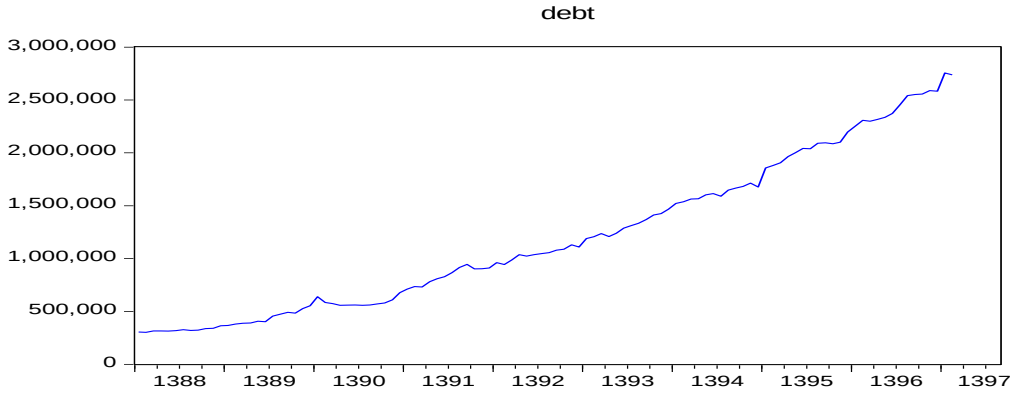
نتایج و بحث

محاسبه نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری دولت و نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی:

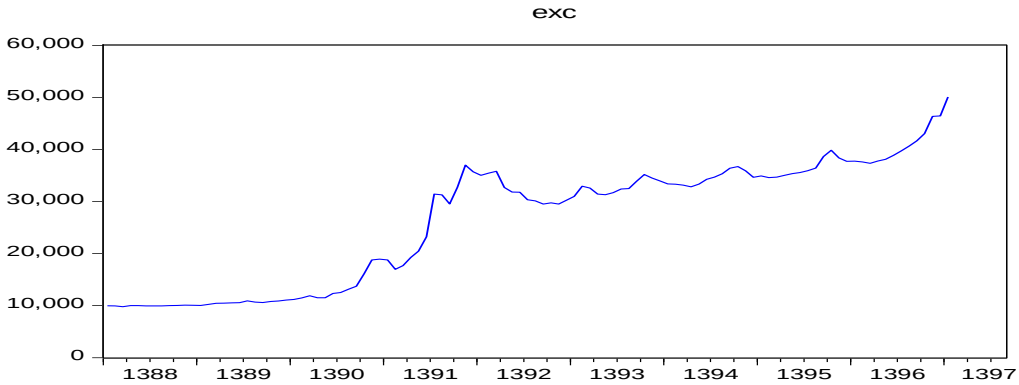
پیش از نمایش سطوح مختلف تجزیه نوسانات متغیرهای ذکر شده، بایستی متذکر شد که اطلاعات مربوط به نرخ ارز اسمی، مخارج جاری دولت از سامانه وزارت اقتصاد و دارایی و اطلاعات مربوط به بدهی دولت به شبکه بانکی نیز از نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج گردیده است. لازم بذکر است تواتر بصورت ماهانه از تاریخ ۱۳۸۸/۰۱ لغایت ۱۳۹۷/۱۲ می‌باشد[1]. برای استخراج نوسانات متغیرهای پژوهش با رویکرد تبدیل موجک از نرم افزار متلب نسخه ۲۰۱۷ استفاده شده است. در ادامه سری زمانی متغیرهای اصلی پژوهش و سری‌های تجزیه شده ارائه گردیده است.

1 - Databank.mefa.ir/data

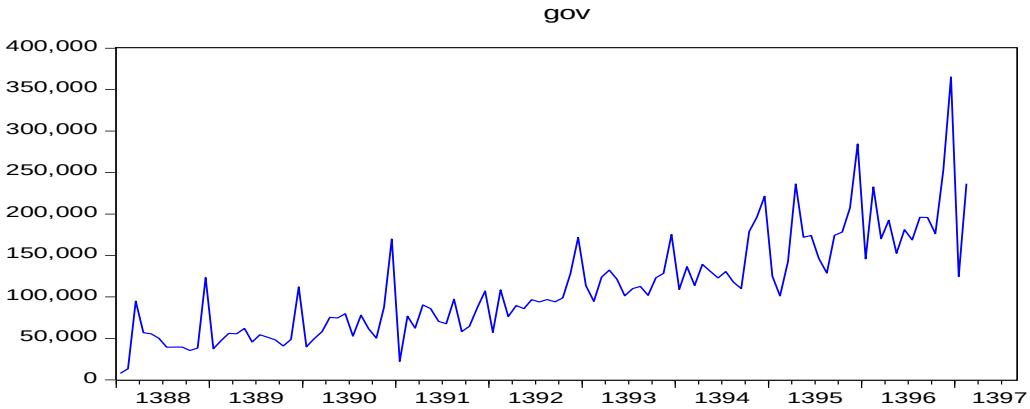
نمودار ۱. سری زمانی اصلی بدهی دولت به شبکه بانکی



نمودار ۲. سری زمانی اصلی نرخ ارز اسمی



نمودار ۳. سری زمانی اصلی مخارج جاری دولت

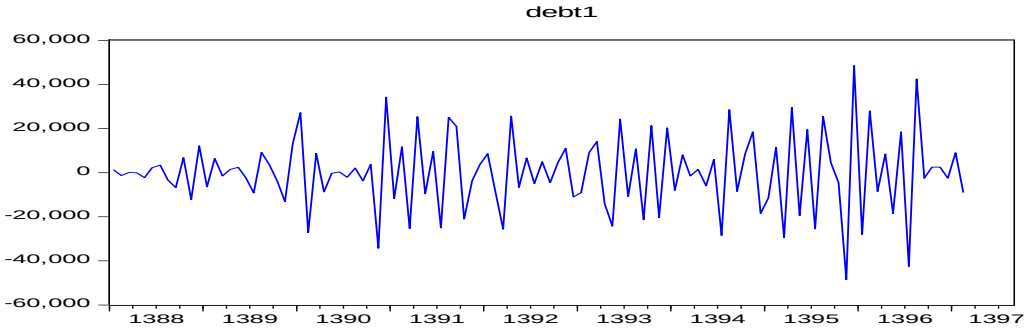


منبع: یافته‌های تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌گردد رفتار هر سه متغیر دارای نوسان می‌باشد که این نوسان نرخ ارز اسمی و مخارج جاری دولت بیش از بدهی دولت به شبکه بانکی می‌باشد. حال پس از ارائه نمودار مربوط به مشاهدات اصلی، سطوح تجزیه مختلف متغیرهای مورد بررسی ارائه می‌شود. در واقع افزایش تعداد سطح تجزیه بستگی به هموار شدن پسماندهای حاصل از تجزیه دارد. در واقع سطح تجزیه تا جایی افزایش می‌یابد که پسماندهای حاصل از تجزیه هموار شود.

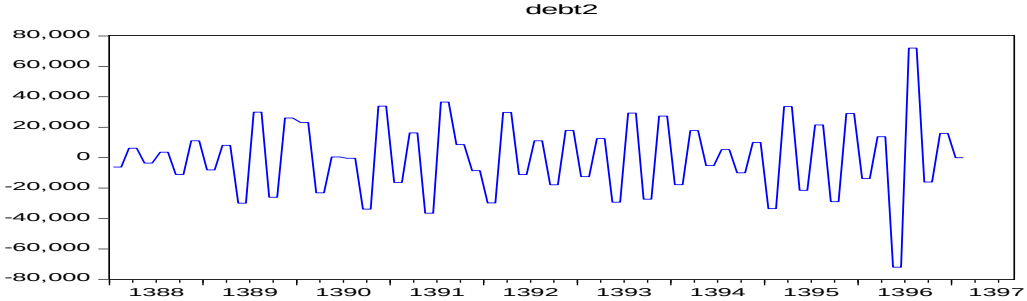
همان‌طورکه در نمودارهای فوق مشخص است در سطح تجزیه سوم تقریبا روند پسماندها (نوسانات) بدهی دولت به شبکه بانکی هموار شده است. به همین دلیل بدهی دولت به شبکه بانکی در سه سطح تجزیه شده است و سطوح تجزیه بیانگر بازه زمانی می‌باشند. در واقع سطح تجزیه نخست بیانگر (۱ الی ۴ ماه) دوره کوتاه‌مدت می‌باشد.

نمودار٤. سطح تجزیه نخست بدهی دولت به شبکه بانکی



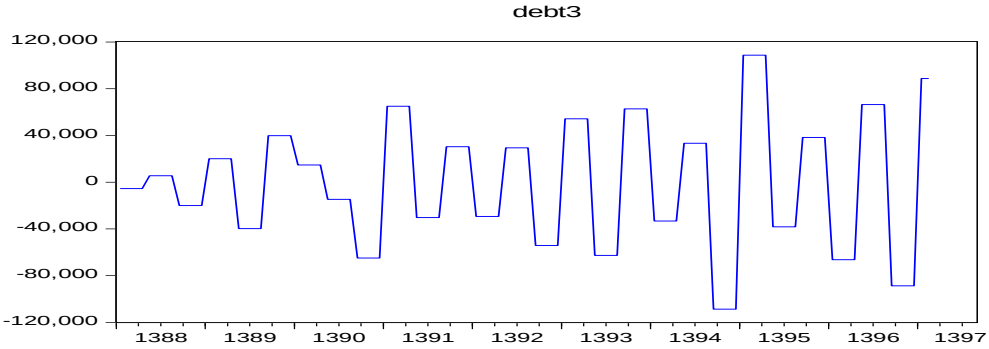
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار٥. سطح تجزیه دوم بدهی دولت به شبکه بانکی



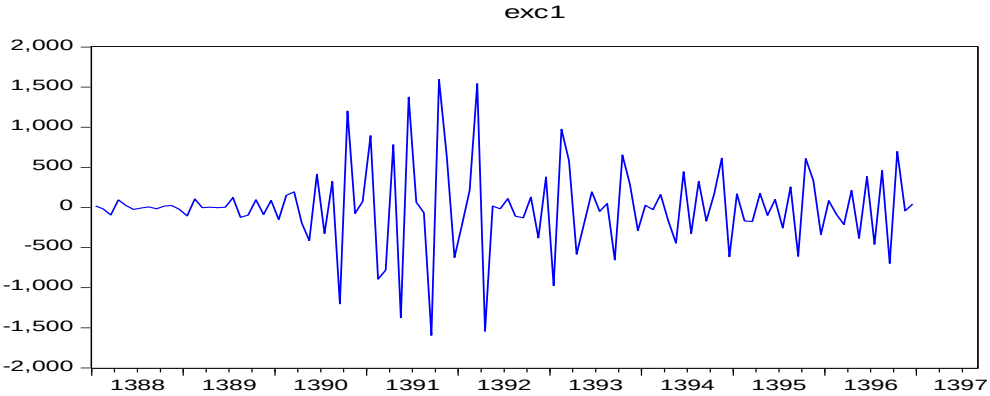
منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار ٦. سطح سوم تجزیه بدهی دولت به شبکه بانکی



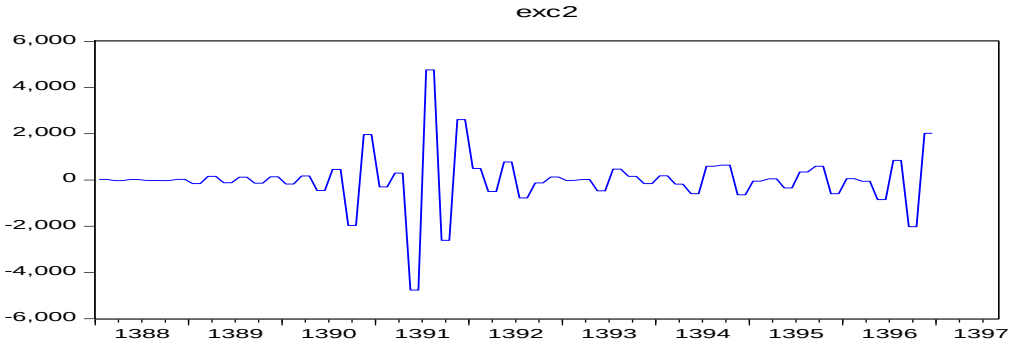
منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار۷. سطح تجزیه اول نرخ ارز اسمی



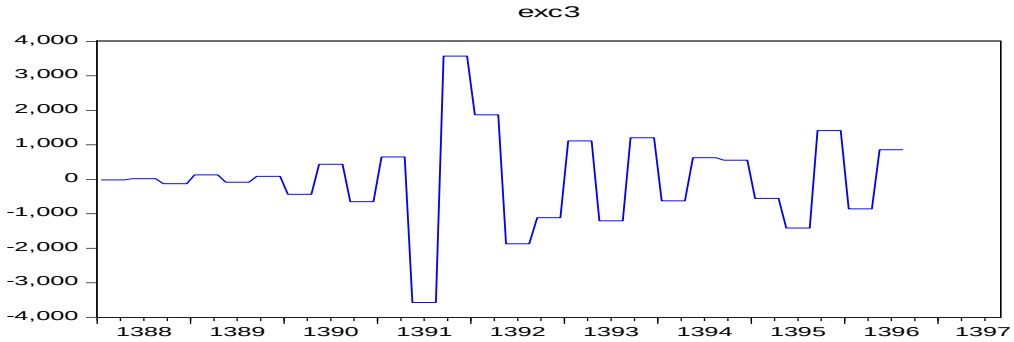
منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار۸. سطح تجزیه دوم نرخ ارز اسمی



منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار۹. سطح تجزیه سوم نرخ ارز اسمی

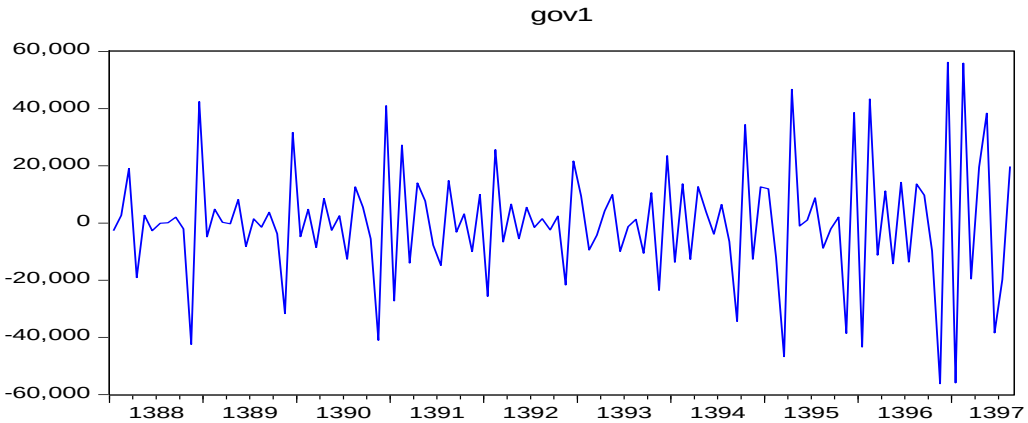


منبع:یافته‌های تحقیق

همانگونه که ملاحظه می‌گردد نرخ ارز اسمی نیز در سطح سوم تجزیه خود تقریبا هموار شده است.

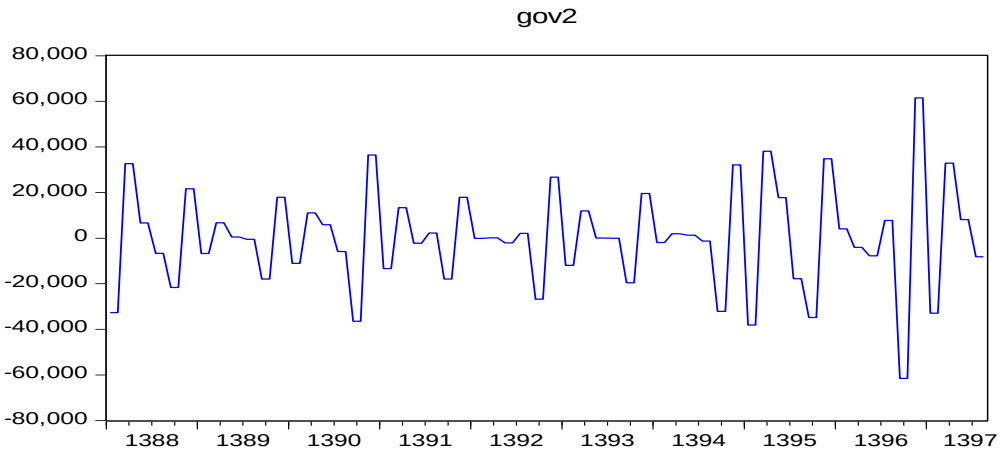
در ادامه میزان هم‌حرکتی و همبستگی میان نوسانات نرخ ارز اسمی، نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی و نوسانات مخارج جاری دولت در سه دوره زمانی کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت ارائه می‌گردد. در واقع بررسی هم‌حرکتی در دوره‌های زمانی گوناگون برای سیاست‌گذاری حائز اهمیت می‌باشد. میزان همبستگی میان نوسانات متغیرهای تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

نمودار۱۰. سطح تجزیه اول مخارج جاری دولت



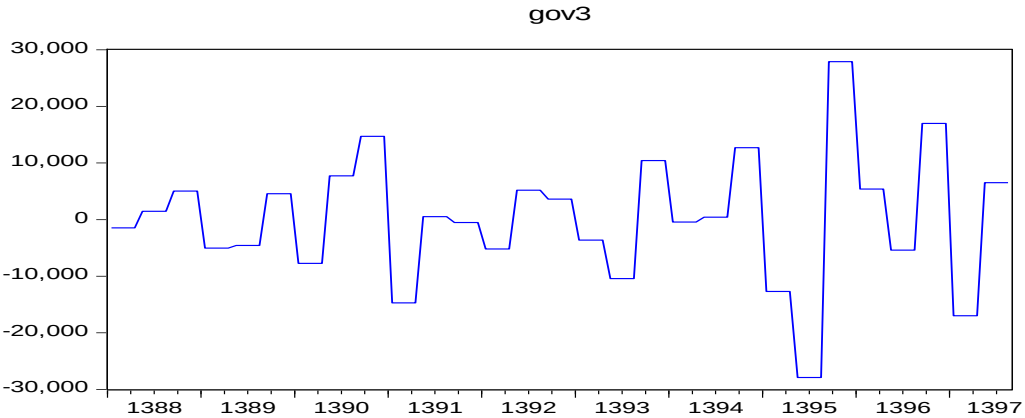
منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار۱۱- سطح تجزیه دوم مخارج جاری دولت



منبع:یافته‌های تحقیق

نمودار۱۲. سطح تجزیه سوم مخارج جاری دولت



منبع:یافته‌های تحقیق

ضریب همبستگی، علیت و رابطه علی و معلولی براساس نتایج جدول (۱)، میان نوسانات نرخ ارز اسمی و نوسانات مخارج جاری دولت در کوتاه‌مدت همبستگی معناداری وجود ندارد. می‌توان گفت نوسانات نرخ ارز اسمی و مخارج جاری دولت در لحظه با یکدیگر ارتباط ندارند و معمولا با وقفه این ارتباط رخ می‌دهد. که برای بررسی صحت این موضوع بایستی میزان همبستگی در افق‌های زمانی دیگر نیز مورد بررسی قرار گیرد. نکته جالب توجه هم‌حرکتی معنادار میان

نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی و نوسانات نرخ ارز می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد که حدود ۱۷ درصد از نوسانات بازار ارز و بدهی دولت به شبکه بانکی همسو می‌باشد و چنانچه هریک از این موارد نوسانی شود حدود ۱۷ درصد مورد دیگر نیز در همان جهت نوسانی می‌شود. این موضوع نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت نوسانات نرخ ارز و بدهی دولت به شبکه بانکی از یکدیگر تاثیر می‌پذیرند. نکته حائز اهمیت همبستگی نسبتا بالای میان نوسانات بدهی دولت به بانک‌ها و نوسانات مخارج جاری دولت در کوتاه‌مدت است و حدود ۳۲/۵ درصد از تغییرات و نوسانات در هر یک منجر به تغییر هم‌جهت در دیگری شده است و در واقع می‌تواند عدم استقلال شبکه بانکی کشور و وابستگی و نگاه دولت برای تامین مخارج جاری از این منبع را نشان دهد. در ادامه به بررسی همبستگی میان نوسانات سه مولفه کلان اقتصادی کشور در دوره میان‌مدت پرداخته شده است.

جدول ۱. همبستگی کوتاه‌مدت

متغیر		نوسانات نرخ ارز (EXC1)	نوسانات مخارج جاری دولت (Gov1)	نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (Debt1)
نوسانات نرخ ارز (EXC1)		**۱**		
نوسانات مخارج جاری دولت (**Gov1**)	ضریب همبستگی	−۰/۰۶	۱	
	آماره **t**	−۰/۶۴		
	سطح احتمال	۰/۵۲		
نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (**Debt1**)	ضریب همبستگی	۰/۱۶۸	۰/۳۲۵	**۱**
	آماره **t**	۱/۷۶۱	۳/۵۴	
	سطح احتمال	*۰/۰۸	***۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق ، علامت*،**،*** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری ۱٪،۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

بر اساس نتایج جدول (۲) میان نوسانات نرخ ارز اسمی و نوسانات مخارج جاری دولت در دوره زمانی میان‌مدت همبستگی مثبت و معنادار وجود دارد. البته تنها حدود ۱۹ درصد نوسانات در هر یک بطور مثبت نوسانات دیگری را بدنبال دارد. در حالی‌که در دوره کوتاه‌مدت میان نوسانات نرخ ارز اسمی و نوسانات مخارج جاری دولت هم‌حرکتی مشاهده نشد. در واقع این موضوع نشان می‌دهد که هم‌حرکتی میان نوسانات نرخ ارز و نوسانات مخارج جاری در طی زمان ایجاد می‌شود

و با وقفه این همبستگی شکل می‌گیرد. در دوره زمانی میان‌مدت هم‌حرکتی میان نوسانات نرخ ارز و نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی نسبت به کوتاه‌مدت افزایش می‌یابد (۰/۲۶) و این موضوع نیز می‌تواند از آثار باوقفه نرخ ارز حکایت داشته باشد. در واقع با گذر زمان و بروز آثار حقیقی نوسانات نرخ ارز، همسویی و هم‌حرکتی بیشتری را میان این دو مولفه شاهد خواهیم بود. نکته جالب توجه همبستگی بالای میان نوسانات بدهی دولت به بانک‌ها و نوسانات مخارج جاری دولت می‌باشد و در دوره زمانی بزرگتر نوسانات این دو از منظر شدت و جهت همراهی بیشتری را تجربه می‌کند و با گذر زمان نوسانات آن‌ها با شدت بیشتری می‌تواند یکدیگر را متاثر سازد. در ادامه به بررسی همبستگی میان نوسانات سه مولفه کلان اقتصادی کشور در دوره بلندمدت پرداخته شده است.

جدول ۲. همبستگی میان‌مدت

متغیر		نوسانات نرخ ارز (EXC2)	نوسانات مخارج جاری دولت (Gov2)	نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (Debt2)
نوسانات نرخ ارز (**EXC2**)		۱		
نوسانات مخارج جاری دولت (**Gov2**)	ضریب همبستگی	۰/۱۹	۱	
	آماره **t**	۲/۰۳		
	سطح احتمال	**۰/۰۴		
نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (**Debt2**)	ضریب همبستگی	۰/۲۶	۰/۵۴	۱
	آماره **t**	۲/۷۷	۶/۶۳	
	سطح احتمال	***۰/۰۰۶	***۰/۰۰۰	

منبع: یافته‌های تحقیق ، علامت*،**،*** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری ۱٪،۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

همبستگی میان نوسانات نرخ ارز اسمی و مخارج جاری دولت در بلندمدت نسبت به سایر موارد کمتر افزایش یافته است (۹ درصد). در واقع اینگونه بنظر می‌رسد که نوسانات میان این دو تا حدی همسویی و همراهی داشته باشند و امکان افزایش و هم‌حرکتی بالا ندارند. در خصوص همبستگی میان نوسانات بدهی دولت و نوسانات نرخ ارز عامل زمان نقش بسیار مهمی را ایفا می‌نماید. همبستگی میان این دو مورد از حدود ۰/۱۷ در کوتاه مدت شروع و به ۰/۵۳ در بلندمدت رسیده است. لحاظ عامل زمان در خصوص نوسانات مخارج جاری و نوسانات بدهی دولت به

بانک‌ها بیشتر از سایر موارد خود را نشان داده است. همبستگی میان نوسانات این دو از ۳۲/۵ درصد در کوتاه‌مدت به ۷۶ درصد در بلندمدت رسیده است. این موضوع نشان می‌دهد که چنانچه هر یک از این دو مورد بنابر هر دلیلی متلاطم گردد این تلاطمات به شکل مثبتی و به میزان قابل توجهی در بلندمدت تلاطمات دیگری را بدنبال دارد و نشان می‌دهد در صورت عدم استقلال شبکه بانکی کشور، دولت در افق‌های زمانی گوناگون و با شدت مختلف (بلندمدت به میزان بیشتر) منجر به تغییر در اقلام ترازنامه‌ای شبکه بانکی (تغییر در دارایی‌های جاری) می‌شود. درواقع وابستگی بالای میان نوسانات مخارج جاری دولت و بدهی دولت به بانک‌ها می‌تواند آثار مخرب دیگری مانند کاهش توان اعطای تسهیلات به بخش خصوصی را بدنبال داشته باشد که بی‌تردید بر تولید و اشتغال نیز موثر خواهد بود.

جدول ۳. همبستگی بلندمدت

متغیر		نوسانات نرخ ارز (EXC3)	نوسانات مخارج جاری دولت (Gov3)	نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (Debt3)
نوسانات نرخ ارز (**EXC3**)		۱		
نوسانات مخارج جاری دولت (**Gov3**)	ضریب همبستگی	۰/۲۸	۱	
	آماره **t**	۲/۴۴		
	سطح احتمال	**۰/۰۱۱		
نوسانات بدهی دولت به شبکه بانکی (**Debt3**)	ضریب همبستگی	۰/۵۳	۰/۷۶	۱
	آماره **t**	۶/۳۱	۲/۴۰۲	
	سطح احتمال	***۰/۰۰۰	**۰/۰۱۸	

منبع: یافته‌های تحقیق ، علامت*، **، *** به ترتیب نشان‌دهنده سطح معناداری ۱٪،۵٪ و ۱۰٪ می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

بر اساس ادبیات اقتصاد کلان، دستیابی به رشدهای اقتصادی بالا بدون وجود تامین مالی مناسب داخلی و خارجی میسر نمی‌باشد. بر این اساس، نظام بانکی به عنوان واسطه‌گر مالی، نقش بسیار مهمی را در تامین مالی ایفا می‌کند. شبکه بانکی نقش واسطه‌ای دارد و می‌تواند بطور مستقیم و غیرمستقیم از رشد بخش حقیقی پشتیبانی کند، در کشورهایی که اقتصادشان بانک محور است رشد اقتصادی تا حد بسیار زیادی وابسته به وام‌های بانکی است.

تحولاتی که در حوزه اقتصاد کلان و به‌طور خاص در تقاضای کل همراه با مسیر دارایی و بدهی بانک‌ها شدت یافته است، در بلندمدت به بخش واقعی اقتصاد تسری یافته و به همین جهت نقش واسطه‌گران مالی بسیار حائز اهمیت می‌باشد.

نرخ ارز از متغیرهای مهم در نظام اقتصادی است و در کشورهایی نظیر ایران که قسمت عمده درآمد دولت از محل عایدات ارزی ناشی از صدور مواد معدنی تأمین می‌شود، با به هم خوردن ثبات نرخ ارز و ایجاد نااطمینانی در آن روند سرمایه‌گذاری غیرمنطقی شده و تخصیص بهینه منابع امکان پذیر نخواهد بود. همچنین نوسانات نرخ ارز بخش تولید کشور را به دلیل واردات محور بودن بسیار از صنایع تولیدی در کشور (سهم واردات کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای از واردات کشور بالای ۶۰ درصد می‌باشد) بخش حقیقی اقتصاد مانند تولید و اشتغال متاثر می‌گردد. بطور کلی تغییر نرخ ارز، مجموعه‌ای از تغییرات متفاوت و حتی متضاد را در بخش خارجی و داخلی اقتصاد به همراه دارد که برآیند آن می‌تواند عملکرد اقتصاد کشور را تحت تأثیر قرار دهد. لازم به‌ذکر است که بی‌ثباتی متغیرهای اقتصاد کلان مانند نرخ ارز و مخارج جاری دولت (با تغییر در کسری بودجه) داخلی بر اساس واقعیت کشور و همچنین مطالعات صورت گرفته، می‌توانند به میزان قابل توجهی مطالبات بانک‌ها را تحت تاثیر قرار دهند. مهمترین وظیفه بخش بانکی گردآوری سپرده ها و اعطای تسهیلات می‌باشد. بنابراین بررسی میزان همبستگی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات بدهی دولت به بانک‌ها و نوسانات مخارج جاری دولت در دوره‌های زمانی گوناگون از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. در این پژوهش ارتباط میان نوسانات نرخ ارز، بدهی دولت به شبکه بانکی و مخارج جاری دولت در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ با تواتر ماهانه مورد بررسی قرار گرفت. بدین منظور جهت استخراج نوسانات مذکور و لحاظ افق زمانی از رویکرد تبدیل موجک و از موجک مادر هار استفاده شده است. نتایج سه سطح تجزیه و تفکیک به دوره-های زمانی کوتاه‌مدت،میان‌مدت و بلندمدت را نشان داد. سپس هم‌حرکتی و همبستگی میان نوسانات در بازه‌های زمانی مختلف مورد بررسی قرار گرفت. در سایر رویکردها مانند خانواده آرچ امکان لحاظ افق‌های زمانی و تفکیک میسر نمی‌باشد که این مهم در رویکرد موجک قابل دستیابی می‌باشد. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هرچه به سمت دوره زمانی بلندمدت حرکت کنیم وابستگی میان نوسانات نرخ ارز اسمی، بدهی دولت به بانک‌ها و مخارج جاری دولت بیشتر می-شود و این وابستگی و هم‌حرکتی در خصوص نوسانات مخارج جاری دولت و نوسانات بدهی

دولت به شبکه بانکی شدیدتر می‌باشد. این موضوع نشان می‌دهد دولت و شبکه بانکی ارتباط نزدیک با یکدیگر دارند و این ارتباط بواسطه دولتی بودن خیلی از بانک‌های کشور در بلندمدت بیشتر نیز می‌باشد. در واقع یکی از دلایل اصلی ایجاد مطالبات غیرجاری در شبکه بانکی کشور نیز همین موضوع می‌باشد و دولت برای پوشش مخارج جاری خود که در سال‌های گذشته بسیار پرنوسان بوده است، با استفاده از قدرت چانه‌زنی خود، از بخش بانکی تسهیلات دریافت نموده و در موعد مقرر نیز پرداخت ننموده است که همبستگی مثبت بالا میان این دو نیز موید این موضوع است. همچنین نتایج نشان داد که نوسانات نرخ ارز و مخارج جاری دولت در کوتاه‌مدت وابستگی به یکدیگر ندارند و وابستگی و حرکت همسو در دوره‌های میان‌مدت و بلندمدت به چشم می‌خورد که می‌تواند ناشی از آثار با وقفه نرخ ارز اسمی باشد. همچنین میان نوسانات نرخ ارز و بدهی دولت به بانک‌ها همبستگی و هم‌حرکتی وجود دارد اما این هم‌حرکتی در طی زمان افزایش می‌یابد و در بلندمدت به ۵۳ درصد افزایش می‌یابد. این موضوع می‌تواند ناشی از تحت تاثیر قرار گرفتن بودجه دولت و مخارج جاری دولت از نوسانات نرخ ارز باشد. بر اساس نتایج پژوهش میان نوسانات نرخ ارز و مخارج جاری دولت همبستگی مثبت وجود دارد و این همبستگی دربلندمدت به ۲۸ درصد می‌رسد. برهمین اساس نوسانات نرخ ارز می‌تواند از طریق تغییر در مخارج جاری دولت، نوسانات در بدهی دولت به شبکه بانکی را توضیح دهد. بر اساس نتایج پژوهش نوسانات نرخ ارز با تغییر در سمت عرضه و تقاضای اقتصاد، تغییر در بودجه دولت را سبب می شود و از سوی دیگر با توجه به ارتباط نزدیک شبکه بانکی و دولت در کشور، زمینه برای استقراض و اخذ تسهیلات از شبکه بانکی فراهم می‌شود. بنابراین در وهله نخست بایستی نوسانات نرخ ارز در کشور حداقل شود و از سوی دیگر ارتباط میان دولت و شبکه بانکی حداقل گردد تا انگیزه دولت برای استقراض و اخذ تسهیلات ارزان قیمت و مدت‌دار جهت پوشش مخارج جاری حداقل گردد. شایان ذکر است در هیچ مطالعه‌ای با لحاظ افق‌های زمانی گوناگون به بررسی وابستگی و هم‌حرکتی میان نوسانات نرخ ارز، نوسانات مخارج جاری و بدهی دولت به بانک ها پرداخته نشده است. اما در مطالعات نزدیک به این موضوع مانند Khan, et al.,2002، Saysombath & Kyophlavong,2013، Auerbach &Gorodnichenko, 2016، Hsing,2016 ارتباط میان مخارج دولت و نرخ ارز بررسی گردیده است و وجود ارتباط تایید شده است. اما با توجه به وجود نوسانات زیاد این موارد در اقتصاد ایران و ارتباط متفاوت در افق‌های زمانی با چنین

رویکردی تاکنون بررسی نشده است.

Skarica, 2014، Yakubik & Reininger,2014، Ghosh,2015 و Radivojevic, et al.,2019 بـه بررسی عوامل تعیین کننده مطالبات غیرجاری بانک‌ها (بدهی معوق و مشکوک‌الوصـول دولـت و بخش خصوصی به شبکه بانکی) پرداخته‌اند و بر نقش و اهمیت نرخ ارز تاکید کرده‌اند و رویکـرد و نتایج مطالعاتی آن‌ها با مطالعه حاضر متفاوت می‌باشد.

همچنین در مطالعات Dimitrios, et al.,2016 ، Makri, et al.,2014 ارتبـاط میـان بـدهی معـوق دولت به شبکه بانکی و مخارج دولت درنظر گرفته شده است که ایـن مطالعـات در سـطوح زمـانی گوناگون صورت نپذیرفته است. همچنین می‌توان با انجام تحقیقاتی در ارتبـاط بـا شناسـایی عوامـل ایجادکننده نوسانات نرخ ارز، نوسانات بدهی دولت به بانک‌ها و نوسـانات مخـارج جـاری دولـت، امکان کاهش و کنترل نوسانات در این موارد را فراهم آورد زیـرا بـر اسـاس شـواهد تجربـی هـم-حرکتی بعضا شدیدی بویژه در بلندمدت وجود دارد و می‌تواند با بروز نوسان در یک مورد مـوارد دیگر را نیز متاثر سازد.

References

[1] Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of financial intermediation*, 19(3), 418-437.

[2] Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. J. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical mechanics and its Applications*, *387*(12), 2863-2878.

[3] Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2016). Effects of fiscal shocks in a globalized world. *IMF Economic Review*, *64*(1), 177-215.

[4] Boschi, M., & d'Addona, S. (2019). The stability of tax elasticities over the business cycle in European countries. *Fiscal Studies*, 40(2), 175-210.

[5] Castro, V. (2013). Macroeconomic determinants of the credit risk in the banking system: The case of the GIPSI. *Economic Modelling*, 31, 672-683.

[6] Dimitrios, A., Helen, L., & Mike, T. (2016). Determinants of non-performing loans: Evidence from Euro-area countries. *Finance research letters*, *18*, 116-119.

[7] Durringer, F. (2009). *The Trilemma: An Empirical Assessment over 35 years since the 1970s* (No. gd09-069). Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

[8] Eisavi, M., Ghelich,V.(2014). The ability of Islamic bonds to offset the government budget deficit as a policy tool. *Journal of Economic research*, 15(56), 105-134 (In Persian).

[9] Ghaffari, F., & Farhadi, A. (2016). An Analysis of Improving the Capability

of Explaining ARCH model and State Space Using Haar Wavelet Transform and Monte Carlo simulation (The case study of the prediction of the TAIPX index). *Journal of Financial Engineering and Management of Securities*, 26, 143-159 (In Persian).

[10] Ghosh, A. (2015). Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states. *Journal of Financial Stability*, *20*, 93-104.

[11] Gilkeson, J. H., & Smith, S. D. (1992). The convexity trap: pitfalls in financing mortgage portfolios and related securities. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, 77(6), 14.

[12] Hakimipur, N. (2018). Evaluation of the Effective Banking Factors on Nonperforming loans of Iranian Banking (GMM -Dynamic Panel Model Approach), *Journal of Financial Economics*, 12(42), 99-119 (In Persian).

[13] Heidari, H., Zvarian, Z., & Nourbakhsh, I. (2011). A survey on the effect of macroeconomic indicators on Nonperforming loans, *Journal of Economics Research*, 11(1), 43-65 (In Persian).

[14] Hsing, Y. (2012). Impacts of the trilemma policies on inflation, growth and volatility in Greece. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *2*(3), 373-378.

[15] Hsing, Y. (2016). Impacts of Government Debt, the Exchange Rate and Other Macroeconomic Variables on Aggregate Output in Croatia. *Managing Global Transitions: International Research Journal*, *14*(3).

[16] Ismaili, B. (2018). The role of the occurrence of business cycles in Nonperforming loans by using intermediate filters, *Journal of Financial Economics*, 12(44), 161-188 (In Persian).

[17] Jakubík, P., & Reininger, T. (2014). *What are the key determinants of nonperforming loans in CESEE?* (No. 26/2014). IES Working Paper.

[18] Jensen, H., Ravn, S. H., & Santoro, E. (2018). Changing credit limits, changing business cycles. *European Economic Review*, *102*, 211-239.

[19] Khan, R. E. A., Akhtar, A. A., & Rana, A. S. (2002). Relationship between Exchange Rate and Budgetary Deficit: Empirical Evidence from Pakistan. *Journal of Applied Sciences*, *2*(8), 839-842.

[20] Kordbacheh, H., & Noushabadi, L. (2011). The Explanation of Factors Affecting Nonperforming loans in the Banking Industry of Iran, *Journal of Economic Research of Iran*, 16(49) (In Persian).

[21] Kuzucu, N., & Kuzucu, S. (2019). What Drives Non-Performing Loans? Evidence from Emerging and Advanced Economies during Pre-and Post-Global Financial Crisis. *Emerging Markets Finance and Trade*, *55*(8), 1694-1708.

[22] Makri, V., Tsagkanos, A., & Bellas, A. (2014). Determinants of non-performing loans: The case of Eurozone. *Panoeconomicus*, *61*(2), 193-206.

[23] Merz, N. (2017). The impact of foreign currency debt on credit risk (Doctoral dissertation).

[24] Mohammadi, Timur, Shakeri, Abbas, Eskandari, Farzad and Karimi, Davood

(2017). Investigating the Impact of Exchange Rate volatilities on Non-performing loans in Iran's Banking System, *Journal of Planning and Budget*, 21(2), 24-24(In Persian).

[25] Pandit, R. (2005). The Impact of Fiscal Deficit on Long-term Nominal Interest Rate in Nepal. *Economic Review, Occasional Paper, 17*.

[26] Pazoki, N., Hamidian, A., Mohammadi, S., & Mahmoudi, V. (2013). Use wavelet transform to Survey the correlation between different exchange rates, Oil price, Gold Price and Tehran Stock Exchange Index at different time scales. *Journal of Investment knowledge*, 2(7), 131-148 (In Persian).

[27] Puckelwald, J. (2012). The influence of the macroeconomic trilemma on monetary policy-A functional coefficient approach for the Taylor rule. In *16th Conference of the Research Network Macroeconomics and Macroeconomic Policies (FMM)*.

[28] Rehman,O. (2017). Determinants of Non-Performing Loan in South Asia: The Role of Financial Crisis. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 10(20),105-124.

[29] Roueff, F., & Von Sachs, R. (2011). Locally stationary long memory estimation. *Stochastic Processes and their Applications*, *121*(4), 813-844.

[30] Sayedi, S. N. (2014). Credit risk, market power and exchange rate as determinants of banks performance in Nigeria. Journal of Business and Management, 16(1), 35-46.

[31] Saysombath, P., & Kyophilavong, P. (2013). Budget deficit and Real exchange rate: Further Evidence from cointegration and causality test for in the Lao PDR. *Handbook on the Economic, Finance and Management Outlooks*, *1*, 1-5.

[32] Škarica, B. (2014). Determinants of non-performing loans in Central and Eastern European countries. *Financial theory and practice*, *38*(1), 37-59.

[33] Tahmasebi, B., Jafarisamimi, A., & Amiri, H. (2012). The Effect of Budget deficit on real exchange rate in Iran. *Journal of Audit knowledge*, 12(49) (In Persian).

[34] Valipour pashah, M., & Arbab Afzali, M. (2016). The effects of the foreign exchange rate volatility on the returns of the Iranian banking network, *the policy paper of the Central Bank of the Islamic Republic of Iran* (In Persian).

[35] Wen, Y. (2005). Understanding the inventory cycle. *Journal of Monetary Economics*, *52*(8), 1533-1555.

بررسی اثر شوک‌های سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر تورم و رشد اقتصادی در ایران*

محسن نیازی محسنی[۱]

دکتری رشته اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران،

حمید شهرستانی[۲]

دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران

کامبیز هژبرکیانی[۳]

استاد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران

فرهاد غفاری[۴]

دانشیار اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم تحقیقات، تهران، ایران

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۱۰/۲۵ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۶/۳

چکیده

همواره وابستگی پولی و مالی به بخش نفتی در ایران (به‌عنوان یکی از کشورهای صادرکننده نفت) وجود داشته است که همین امر باعث شده سیاست‌های پولی در کشور به‌عنوان یکی از چالش‌های عمده برای

---

* - مقاله پژوهشی

1- .niazimohseni@yahoo.com

۲- نویسنده مسئول h-shahrestani@srbiau.ac.ir

3- k-kiani@srbiau.ac.ir

4- ghaffari@srbiau.ac.ir

DOI: 10.22067/pm.v27i19.85109

سیاست‌گذاران اقتصادی مطرح باشد. در واقع و بر اساس آمارهای منتظر شده، بخش قابل ملاحظه‌ای از مصارف بودجه از منابع ارزی حاصل از صادرات نفت و برداشت از حساب ذخیره ارزی تامین می‌شود که بانک مرکزی ناگزیر به خرید ارز و در نتیجه آن افزایش پایه پولی می‌شود. یکی از چالش‌هایی که مقامات پولی در ایران با آن مواجه هستند، عدم امکان پیش‌بینی دقیق درآمدهای نفتی و در نتیجه آن نااطمینانی از درآمدهای نفتی برای بودجه‌ریزی بر اساس آن است. از این‌رو می‌توان گفت سیاست‌گذاران بخش پولی برای برنامه‌ریزی دقیق جهت ایجاد ثبات اقتصادی نیاز به شناسایی چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی با توجه درآمدهای نفتی هستند بررسی اثر سیاست‌های پولی در اقتصاد با ارائه نظریه مقداری پول آغاز شد. صاحب‌نظران اقتصادی در مورد چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی اختلاف نظر دارند. بر اساس ادبیات نظری و تجربی، سیاست‌های پولی آثار متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند؛ از طرف دیگر اثر این سیاست‌ها در ایران تحت تاثیر درآمدهای نفتی قرار گرفته و از این‌رو اثرگذاری آن با ابهامات بیشتری مواجه خواهد شد

بر اساس ادبیات موجود در زمینه سیاست‌های پولی، چگونگی اعمال سیاست پولی در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت با یکدیگر متفاوت است. در کشورهای واردکننده نفت به هنگام افزایش قیمت نفت، بانک‌های مرکزی برای کنترل تورم اقدام به افزایش نرخ بهره کرده و سیاست پولی انقباضی اعمال می‌کنند.. اما در کشورهای صادرکننده نفت، به هنگام افزایش قیمت، درآمدهای ارزی که عمدتاً در اختیار دولت است، افزایش یافته و دولت برای تأمین مخارج خود با تبدیل بخشی از دلارهای نفتی به پول داخلی، خواسته یا ناخواسته حجم پول را افزایش می‌دهد. بنابراین می‌توان گفت، در کشورهایی مانند ایران که صادرکننده نفت هستند، درآمدهای نفتی علاوه بر اینکه بصورت مستقیم می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد، بصورت غیر مستقیم و از طریق سیاست‌های پولی نیز بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار خواهد بود. از این‌رو هدف این مطالعه بررسی آثار ناشی از اعمال سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با توجه به درآمدهای نفتی است. در این مطالعه به منظور سیاست پولی از متغیرهای نرخ سود تسهیلات بانکی و همچنین نرخ ذخیره قانونی استفاده شده است؛ استفاده از چنین متغیرهایی برای سیاست پولی در مطالعات مختلف اقتصادی چه در داخل و چه در خارج مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به محدودیت دسترسی به اطلاعات و همچنین سایر محدودیت‌های موجود، متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته شده در این مطالعه نیز نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم هستند. برای اندازه‌گیری نرخ رشد اقتصادی از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده شد. نرخ تورم نیز از نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) بدست آمد. در این مطالعه از داده‌های متغیرهای توضیح داده شده برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ استفاده شد. تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم افزار STATA انجام شده است.

نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش نرخ سود بانکی، نرخ رشد اقتصادی را حداقل تا دو سال پس از اعمال

شوک کاهش داده است و پس از ان اثر شوک به سمت صفر میل پیدا می‌کند. با افزایش نرخ سود بانکی، از یک طرف هزینه تامین سرمایه کاهش پیدا کرده و باعث می‌شود میل به سرمایه‌گذاری و در نهایت سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سود سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند. از طرف دیگر با افزایش نرخ سود بانکی نرخ تورم کاهش پیدا کرده است. همان‌طور که مشخص است، یک انحراف معیار شوک در نرخ سود تسهیلات بانکی، تا سه دوره پس از اعمال شوک اثر مثبت بر نرخ تورم برجای گذاشته و پس از آن اثر آن کاهش پیدا کرده و به سمت صفر میل پیدا می‌کند. بررسی اثر نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که این متغیر نیز به مانند نرخ تسهیلات بانکی اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته است. بصورتی‌که افزایش نرخ ذخیره قانونی تا یک دوره پس از اعمال شوک بوده و از دوره دوم به سمت صفر میل پیدا می‌کند.از طرف دیگر اثر نرخ ذخیره قانونی بر نرخ تورم مثبت بوده و نشان داده شده است که یک انحراف معیار شوک در نرخ ذخیره قانونی، نرخ تورم را کاهش می‌دهد. افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی تا دو دوره پس از اعمال شوک شده و پس از آن به سمت صفر میل پیدا کرده است. با افزایش درآمدهای نفتی و در نتیجه آن افزایش درآمدهای دولت، مخارج دولت افزایش پیدا کرده و باعث افزایش تقاضا در داخل و در نتیجه آن افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

کلید واژگان: سیاست پولی، نرخ رشد اقتصادی، نرخ تورم، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)

طبقه بندی JEL: D43, L71, E31

مقدمه

بررسی اثر سیاست‌های پولی در اقتصاد با ارائه نظریه مقداری پول آغاز شد. صاحب‌نظران اقتصادی در مورد چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی اختلاف نظر دارند (Palesa,2014). بر اساس این نظریه پول اثری بر متغیرهای حقیقی اقتصاد نداشته و فقط قیمت‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. اقتصاددانان دیگر مانند کینز و سایر اقتصاددانان مکتب کمبریج بررسی اثر پول بر اقتصاد را ادامه داده و از نظر این دسته از اقتصاددانان پول می‌تواند اثر غیرمستقیمی بر متغیرهای اقتصادی داشته باشد. از نظر کینز عرضه پول می‌تواند از طریق افزایش مخارج، باعث افزایش اشتغال و همچنین محرک رشد اقتصادی باشد. پولی‌گرایان سنتی[1] نشان

1- Traditional Monetarists.

دادند که سیاست‌های پولی به شکل هدف‌گذاری نرخ پایین رشد پول کوتاه‌مدت، می‌تواند با تغییر نرخ بهره، متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد (Onyeiwu, 2012; Niazi Mohseni et. al., 2018).

همواره وابستگی پولی و مالی به بخش نفتی در ایران (به‌عنوان یکی از کشورهای صادرکننده نفت) وجود داشته است که همین امر باعث شده سیاست‌های پولی در کشور به‌عنوان یکی از چالش‌های عمده برای سیاست‌گذاران اقتصادی مطرح باشد. در واقع و بر اساس آمارهای منتظر شده، بخش قابل ملاحظه‌ای از مصارف بودجه از منابع ارزی حاصل از صادرات نفت و برداشت از حساب ذخیره ارزی تامین می‌شود که بانک مرکزی ناگزیر به خرید ارز و در نتیجه آن افزایش پایه پولی می‌شود. یکی از چالش‌هایی که مقامات پولی در ایران با آن مواجه هستند، عدم امکان پیش‌بینی دقیق درآمدهای نفتی و در نتیجه آن نااطمینانی از درآمدهای نفتی برای بودجه‌ریزی بر اساس آن است. از این‌رو می‌توان گفت سیاست‌گذاران بخش پولی برای برنامه‌ریزی دقیق جهت ایجاد ثبات اقتصادی نیاز به شناسایی چگونگی اثرگذاری سیاست‌های پولی با توجه درآمدهای نفتی هستند (Khiabani and Amiri, 2014). بطور خلاصه می‌توان گفت بر اساس ادبیات نظری و تجربی، سیاست‌های پولی آثار متفاوتی بر متغیرهای کلان اقتصادی دارند؛ از طرف دیگر اثر این سیاست‌ها در ایران تحت تاثیر درآمدهای نفتی قرار گرفته و از این‌رو اثرگذاری آن با ابهامات بیشتری مواجه خواهد شد، از این‌رو در این مطالعه به بررسی اثر سیاست‌های پولی و درآمدهای نفتی بر متغیرهای کلان اقتصادی تحت یک مدل خودرگرسیون برداری ساختاری[1] (SVAR) پرداخته خواهد شد. به این منظور مطالعه حاضر در شش بخش ارائه شده است. در بخش دوم و پس از بیان مقدمه به بررسی مبانی نظری موجود ارائه شده و در بخش سوم به بررسی پیشینه پژوهش پرداخته می‌شود. بخش چهارم این مطالعه ارائه مدل تحقیق و روش تحقیق بوده و در بخش پنجم نتایج تحقیق ارائه خواهد شد. بخش ششم و پایانی این مطالعه نیز به بیان نتیجه‌گیری و همچنین ارائه پیشنهادهای تحقیق می‌پردازد.

1- Structural Vector Auto Regressive Model

مبانی نظری

از سیاست‌های پولی تعاریف متفاوتی ارائه شده است که می‌توان گفت همه این تعاریف در برگیرنده یک مفهوم است و آن کنترل حجم پول توسط مقامات پولی در یک کشور است. در برخی از مطالعات سیاست پولی را بصورت زیر تعریف کرده‌اند (Nibeza and Tumusherure, 2015):

« سیاست پولی یک سیاست کلان اقتصادی است که توسط بانک مرکزی صورت می‌گیرد. در این سیاست با مدیریت عرضه پول و نرخ بهره و همچنین سیاست‌های دولتی مربوط به طرف تقاضای اقتصاد، به دنبال دسترسی به اهداف خاصی همچون تورم، مصرف، رشد اقتصادی و همچنین نقدینگی هستند».

Mumtaz and Zanetti (2013) سیاست پولی را بصورت زیر تعریف می‌کند:

«سیاست پولی فرایندی است که به وسیله دولت، بانک مرکزی و یا مقامات پولی هر کشور، با کنترل پول و هزینه پول و یا به عبارت دیگر نرخ بهره به دنبال دسترسی به اهدافی همچون ثبات و یا رشد در هر کشور هستند. این اهداف شامل ثبات قیمت‌ها، تحریک رشد اقتصادی، اشتغال کامل، کاهش نوسانات تجاری، جلوگیری از بحران‌های مالی و ثبات بلندمدت در نرخ بهره و نرخ ارز است».

Waty (2014) در تعریفی سیاست پولی را اینگونه تفسیر می‌کند:

«سیاست پولی دستکاری در عرضه پول به منظور اثرگذاری بر متغیرهای اقتصادی همچون نرخ رشد تولید ناخالص داخلی، تورم، بیکاری و نرخ ارز است. سیاست پولی بسته به چگونگی اجرای آن می‌تواند باعث تورم و یا کاهش قیمت‌ها شود. سیاست‌های پولی انبساطی با افزایش حجم پول می‌تواند سطح قیمت‌ها را افزایش داده و سیاست‌های پولی انقباضی با کاهش حجم پول می‌تواند باعث تحریک رشد اقتصادی، سطح قیمت‌ها و بیکاری شود.»

اعمال سیاست‌های پولی در سه مرحله انجام می‌شود. در مرحله اول بانک مرکزی با استفاده از ابزار خود مانند پایه پولی، مدیریت سپرده‌های دولتی، موافقت‌نامه‌های بانک مرکزی در بازار شبانه، عملیات بازار باز به دنبال دستیابی به هدف خویش است. در مرحله دوم و با تغییرات ابزارهای بانک مرکزی حجم پول، نرخ بهره و یا نرخ تورم تغییر کرده و در مرحله سوم با فرض

دسترسی به اهداف میانی در جهت مطلوب، اقتصاد به سوی اهداف نهایی مانند سطح خاصی از تورم، نرخ خاصی از بیکاری، نرخ معین ارز، رشد اقتصادی، ثبات نسبی نرخ بهره و ثبات بازارهای مالی هدایت خواهد شد. زمانی که بانک‌های مرکزی اقدام به اجرای سیاست پولی می‌کنند مجموعه‌ای از تغییرات پدید می‌آید که از تأثیر بر بازارهای مالی و پولی شروع شده و به تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها یا به طور مشخص‌تر، تورم می‌انجامد. کینزین‌ها و پولیون درخصوص اینکه با افزایش حجم پول افراد چه نوع از داراییها را جایگزین پول می‌کنند، اختلاف نظر دارند. کینزینها تغییرات در تقاضای کل را منشاء عدم ثبات در اقتصاد می‌دانند. نرخ بهره نیز در واکنش به تغییرات تقاضای کل تغییر کرده و تقاضای پول را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با فرض چسبندگی قیمت‌ها و دستمزدها، افزایش تقاضا برای پول منجر به کاهش تولید و اشتغال می‌گردد. کینزین‌ها اوراق قرضه و خزانه را جانشین خوبی برای پول می‌دانند. به همین دلیل با افزایش عرضه پول نرخ بهره کاهش یافته و تقاضا برای این اوراق افزایش می‌یابد و منجر به افزایش قیمت و کاهش بازده آنها می‌گردد. به دنبال افزایش قیمت این نوع دارایی‌ها نرخ بهره کاهش می‌یابد و تقاضای سرمایه‌گذاری را افزایش داده و از آن طریق تقاضای کل را افزایش می‌دهد. در مقابل پولیون معتقدند که پول دارای جانشین‌های متعددی از جمله دارایی‌های مالی نظیر اوراق قرضه و خزانه و دارایی‌های فیزیکی مانند ساختمان و کالاهای بادوام است که با کاهش بازده پول به دلیل افزایش عرضه آن، با جانشین کردن دیگر دارایی‌ها به جای پول منجر به افزایش سرمایه‌گذاری می‌شوند و تقاضای کل را افزایش می‌دهد. در مدلهای مبتنی بر دیدگاه پولیون فرض می‌شود که تقاضای پول نسبت به تغییرات نرخ بهره غیرحساس است در این دیدگاه افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضای کل می‌شود. حال اگر در بازار کار تعدیل دستمزدها با تأخیر انجام پذیرد و یا قیمتها انعطاف‌ناپذیر باشند، سطح قیمت و محصول افزایش می‌یابد. ولی اگر تعدیل کامل دستمزدها صورت پذیرد فقط منجر به افزایش قیمت می‌گردد بنابراین بطور کلی در دیدگاه پولیون افزایش حجم پول موجب افزایش تولید اسمی می‌گردد که با گذشت زمان دستمزدها کاملا تعدیل شده و افزایش حجم پول خود را در افزایش قیمت‌ها نشان می‌دهد و تولید به سطح اولیه‌اش باز می‌گردد (Niazi Mohseni et.al, 2018).

بر اساس ادبیات موجود در زمینه سیاست‌های پولی، چگونگی اعمال سیاست پولی در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت با یکدیگر متفاوت است. در کشورهای واردکننده نفت

به هنگام افزایش قیمت نفت، بانک‌های مرکزی برای کنترل تورم اقدام به افزایش نرخ بهره کرده و سیاست پولی انقباضی اعمال می‌کنند.. اما در کشورهای صادرکننده نفت، به هنگام افزایش قیمت، درآمدهای ارزی که عمدتاً در اختیار دولت است، افزایش یافته و دولت برای تأمین مخارج خود با تبدیل بخشی از دلارهای نفتی به پول داخلی، خواسته یا ناخواسته حجم پول را افزایش می‌دهد (Cologni and Manera, 2008; Samadi et al. 2018). بنابراین می‌توان گفت، در کشورهایی مانند ایران که صادرکننده نفت هستند، درآمدهای نفتی علاوه بر اینکه بصورت مستقیم می‌تواند متغیرهای کلان اقتصادی را تحت تاثیر قرار دهد، بصورت غیر مستقیم و از طریق سیاست‌های پولی نیز بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار خواهد بود.

مطالعات پیشین

با استفاده از روشهای متعددی در مطالعات مختلف به بررسی اثر شوک‌های پولی و شوک‌های سیاست پولی بر متغیرهای اقتصادی پرداخته شده است .در مطالعات داخلی Hante et al. (2018) به بررسی خنثایی پول در اقتصادی ایران پرداختند. در این مطالعه با استفاده از متدولوژی کاتبرتسون و تیلور، و همچنین طبق روش شناسی پسران با استفاده از دو رویکرد نئوکلاسیکی و نئوکینزی، نشان داده شد که پول پیش‌بینی‌شده در کوتاه مدت خنثی بوده ولی پول پیش‌بینی‌نشده بر تولید موثر است. Haji Ghasemi et. al. (2017) در مطالعه‌ای به بررسی اثر ابزارهای سیاست پولی شامل نرخ بهره و نرخ ذخیره قانونی بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداختند. آنان در این مطالعه نشان دادند که افزایش نرخ بهره واقعی باعث کاهش تولید ناخالص داخلی، تورم و بیکاری و افزایش نرخ ذخیره قانونی نیز موجب کاهش تورم و افزایش تولید ناخالص داخلی می‌شود. Khiabani and Amiri (2014) در چارچوب یک مدل DSGE به بررسی تأثیر شوک‌های قیمت و تولید نفت خام بر متغیرهای پولی و مالی و کلان اقتصادی پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد شوک-های قیمت تأثیر مثبت و معنادار بر مخارج دولت، درآمدهای مالیاتی و اجزای پایه پولی دارند. Mehrara and Shahab Lavasani (2012) در مطالعه‌ای با استفاده از مدل خودرگرسیون‌برداری، به بررسی تعامل میان شش متغیر، چرخه‌های قیمت مسکن، نرخ ارز واقعی درآمدهای واقعی نفت، عرضهٔ پول و نرخ بهره پرداختند. نتایج این مطالعه حاکی از افزایش در

بخش ادواری قیمت مسکن به‌دنبال بروز شوک‌های مثبت در چرخه‌های درآمدهای واقعی نفت بود.

در مطالعات خارجی نیز به بررسی اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای مختلف اقتصادی پرداختند. Mumtaz, H., & Zanetti (2013) به بررسی اثر نوسانات شوک‌های سیاست پولی با استفاده از روش SVAR و DSGE پرداختند. نتایج این مطالعه نشان داد که یک افزایش در نوسانات سیاست پولی، رشد تولید و تورم را کاهش داده است. Waty (2014) نیز در مطالعه‌ای دیگر در مطالعه‌ای به بررسی اثر ابزارهای سیاست پولی بر رشد اقتصادی اندونزی پرداخت. نتایج این مطالعه نشان داد که عملیات بازار باز، نرخ ذخیره قانونی و نرخ بهره یک رابطه‌ای با رشد اقتصادی در اندونزی دارند. Filis and Chatziantoniou (2014) برای گروهی از کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت خام به این نتیجه دست یافته‌اند که تأثیرپذیری نرخ بهره از شوک‌های نفتی به نوع رژیم سیاست پولی کشورها بستگی دارد. Nibeza and Tumusherure (2015) در مطالعه‌ای با استفاده از الگوی تصحیح خطا بدست آوردند که سیاست‌های پولی اثر معنی‌داری بر عرضه پول و نرخ ارز دارد است. چن و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای با بررسی اثربخشی سیاست‌های پولی در چین نشان داد که سیاست‌های پولی در چین بر تولید در ابتدا اثر مثبت و سپس اثر منفی برجای گذاشته است.

بررسی مطالعات پیشین نشان می‌دهد که اثرگذاری سیاست‌های پول در مطالعات مختلف در ایران مورد تایید و یا رد قرار گرفته شده است و همواره این سوال مطرح بوده است که با توجه به شرایط اقتصادی ایران، آیا سیاست‌های پولی در ایران بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران مانند رشد اقتصادی و تورم اثرگذار بوده است یا خیر؟ آنچه مشخص است درآمدهای نفتی می‌تواند اثرگذاری سیاست‌های پولی را تحت تاثیر قرار داده و دو متغیر نرخ ذخیره قانونی و نرخ تسهیلات به عنوان دو متغیر سیاست پولی می‌توانند بر متغیرهای کلان اقتصادی اثرگذار باشند. بررسی‌ها نشان می‌دهد که در مطالعات پیشین اثر همزمان متغیرهای سیاست پولی و همچنین درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی و تورم در چارچوب یک الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) مورد بررسی قرار نگرفته است که در این مطالعه به بررسی این موضوع پرداخته خواهد شد.

روش مورد استفاده و تصریح مدل

شکل ساختاری مدل‌های SVAR بصورت زیر است:

$$A_0 y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{T} A_i y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۱)$$

که در آن ε_t نشان‌دهنده بردار اختلالات ساختاری بوده که بصورت سریالی و متقابل ناهمبسته هستند. فرض می‌کنیم که u_t نشان‌گر اختلالات VAR تعدیل یافته باشد، بصورتی‌که داریم:

$$\varepsilon_t = A_0^{-1} u_t \quad (۲)$$

اختلالات ساختاری با لحاظ محدودیت‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت بر روی A_0^{-1} استخراج می‌شوند. مدل مورد نظر یک ساختار بازگشت بلوکی بر روی رابطه همزمان بین اختلالات تعدیل یافته و اختلالات ساختاری مربوط را لحاظ می‌کند.

بنابراین می‌توان گفت رابطه اصلی برقرار شده بین شوک‌های فرم خلاصه شده و شوک‌های ساختاری در یک مدل SVAR بصورت رابطه زیر قابل ارائه است:

$$A\varepsilon_t = BU_t \quad (۳)$$

که در رابطه فوق، ε_t بردار جملات فرم خلاصه شده و U_t بردار جملات اخلال فرم ساختاری هستند که هر دو بردارهایی $K \times 1$ بوده و بردارهای A و B ابعادی $K \times K$ دارند.

با توجه به ساختار مدل‌های خودرگرسیو برداری ساختاری و همچنین بر اساس مبانی نظری موجود نزدیک به تحقیق، معادله ۰ در تحقیق حاضر بصورت زیر فرض شده است:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{gr} \\ \varepsilon_{inf} \\ \varepsilon_{mb} \\ \varepsilon_{oilr} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} \\ 0 & 0 & b_{33} & b_{34} \\ 0 & 0 & 0 & b_{44} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} u_{gr} \\ u_{inf} \\ u_{mb} \\ u_{oilr} \end{bmatrix} \quad (۴)$$

در رابطه ۰ ε_{gr} شوک‌های ساختاری نرخ رشد اقتصادی، ε_{inf} شوک‌های ساختاری نرخ تورم، ε_{mp} شوک‌های ساختاری ابزار سیاست پولی، و ε_{oir} شوک‌های ساختاری لگاریتم درآمدهای نفتی است. با استفاده از رابطه ۰، معادلات مربوط به شوک‌های ساختاری را می‌توان بصورت زیر ارائه داد:

$$\varepsilon_{gr} = b_{11} u_{gr} + b_{12} u_{inf} + b_{13} u_{mp} + b_{14} u_{oilr} \quad (۵)$$

$$\varepsilon_{inf} = b_{21} u_{gr} + b_{22} u_{inf} + b_{23} u_{mp} + b_{24} u_{oilr} \quad (۶)$$

$$\varepsilon_{mb} = b_{33}u_{mb} + b_{34}u_{oilr} \quad (۷)$$

$$\varepsilon_{oilr} = b_{55}u_{oilr} \quad (۸)$$

در روابط ۰ تا ۰ چگونگی ارتباط بین شوکهای ساختاری و شوک‌های فرم تعدیل یافته در مدل SVAR مورد استفاده در تحقیق ارائه شده است.

محدودیت بیان شده در معادله ۰ نشان می‌دهد که شوک‌های رشد اقتصادی تحت تاثیر خود این متغیر و متغیرهای نرخ تورم، سیاست پولی و همچنین درآمدهای نفتی قرار می‌گیرد. با توجه به اینکه ایران یک کشور صادرکننده نفت است، تغییرات قیمت نفت با تغییرات درآمدهای نفتی می‌تواند نرخ رشد اقتصادی در ایران را تحت تاثیر قرار دهد. در بخش مبانی نظری چگونگی اثرگذاری سیاست پولی و درآمدهای نفتی بر رشد اقتصادی بیان شد؛ اثرگذاری نرخ تورم و همچنین قیمت نفت بر رشد اقتصادی نیز در مطالعات داخلی مورد تایید قرار گرفته است که این اثرگذاری هم در کوتاه‌کدت و هم در بلندمدت تایید شده است.

در این مطالعه به منظور سیاست پولی از متغیرهای نرخ سود تسهیلات بانکی و همچنین نرخ ذخیره قانونی استفاده شده است؛ استفاده از چنین متغیرهایی برای سیاست پولی در مطالعات مختلف اقتصادی چه در داخل و چه در خارج مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به محدودیت دسترسی به اطلاعات و همچنین سایر محدودیت‌های موجود، متغیرهای کلان اقتصادی در نظر گرفته شده در این مطالعه نیز نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم هستند. برای اندازه‌گیری نرخ رشد اقتصادی از نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت استفاده شد. نرخ تورم نیز از نرخ رشد شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) بدست آمد. در این مطالعه از داده‌های متغیرهای توضیح داده شده برای دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷ استفاده شد. تجزیه و تحلیل اطلاعات با استفاده از نرم افزار STATA انجام شده است.

نتایج تجربی

در این مطالعه نتایج واکنش متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم به متغیر سیاست پولی یعنی نرخ سود بانکی و نرخ ذخیره قانونی در چارچوب الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) ارائه می‌شود. با توجه به محدودیت‌های موجود در تعداد صفحات مقاله، در این بخش فقط به بررسی واکنش رشد اقتصادی و نرخ تورم به تغییرات در نرخ سود بانکی، نرخ ذخیره

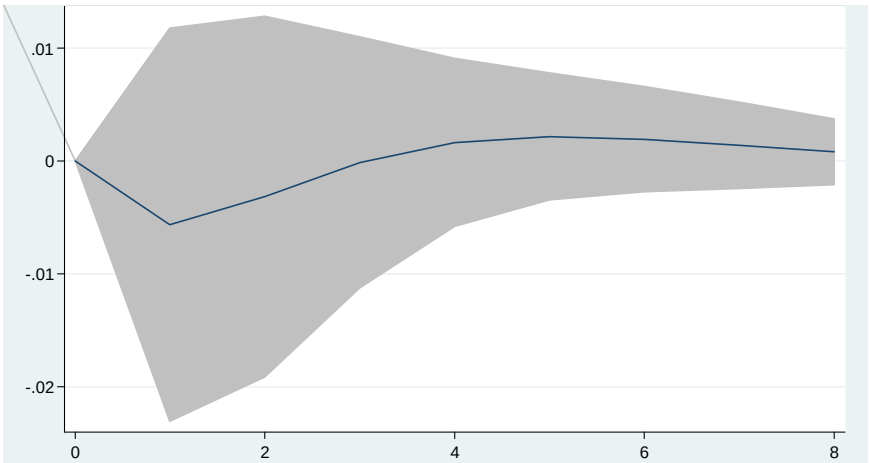
قانونی و همچنین درآمدهای نفتی پرداخته می‌شود. ضمن اینکه بررسی‌های این مطالعه نشان دادند که متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق در سطح پایا هستند. از طرف دیگر بررسی‌ها نشان داد که در این مطالعه و بر اساس آماره شوارتز، تعداد وقفه بهینه برای هر دو مدل برآوردی برابر با ۱ است. بجز ابزار واکنش به ضربه، ابزار دیگری که الگوهای VAR مورد استفاده قرار می‌گیرد، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی است. به استفاده از این ابزار، سهم بی‌ثباتی هر متغیر در مقابل شوک‌های اعمال شده در متغیرهای دیگر الگو تعیین می‌شود. تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در این مطالعه نشان داد که بیشترین سهم واریانس خطای پیش‌بینی متغیرهای نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم توسط خود این متغیرها توضیح داده شده و پس از آن متغیرهای درآمدهای نفتی، نرخ ذخیره قانونی و نرخ سود تسهیلات بانکی واریانس خاطای پیش‌بینی نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم در ایران را توضیح می‌دهند. با توجه به توضیحات بیان شده، در ادامه به ارائه توضیحات مربوط به واکنش نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم به شوک‌های سیاست پولی و همچنین درآمدهای نفتی ارائه خواهد شد.

• واکنش نرخ رشد اقتصادی به یک انحراف معیار شوک در نرخ سود بانکی را نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل نیز مشخص است، افزایش نرخ سود بانکی، نرخ رشد اقتصادی را حداقل تا دو سال پس از اعمال شوک کاهش داده است و پس از ان اثر شوک به سمت صفر میل پیدا می‌کند. با افزایش نرخ سود بانکی، از یک طرف هزینه تامین سرمایه کاهش پیدا کرده و باعث می‌شود میل به سرمایه‌گذاری و در نهایت سرمایه‌گذاری به دلیل کاهش سود سرمایه‌گذاری کاهش پیدا کند. از طرف دیگر با افزایش نرخ سود بانکی، انگیزه برای سرمایه‌گذاری فیزیکی کاهش پیدا کرده و منابع مالی بجای بکارگرفته شدن در فرایند تولید و ایجاد سرمایه فیزیکی به سمت بانکها جریان پیدا کرده و رشد اقتصادی کاهش پیدا می‌کند.

واکنش نرخ تورم به یک انحراف معیار شوک در نرخ سود بانکی در ۰ آورده شده است. همان‌طور که در شکل نیز مشخص است، با افزایش نرخ سود بانکی نرخ تورم کاهش پیدا کرده است. همان‌طور که مشخص است، یک انحراف معیار شوک در نرخ سود تسهیلات بانکی، تا سه دوره پس از اعمال شوک اثر مثبت بر نرخ تورم برجای گذاشته و پس از آن اثر آن کاهش پیدا کرده و به سمت صفر میل پیدا می‌کند. افزایش نرخ تورم به معنی افزایش هزینه تامین مالی بنگاه‌ها و در نتیجه آن افزایش قیمت تمام شده کالا برای بنگاه‌ها و در نتیجه افزایش نرخ تورم است.

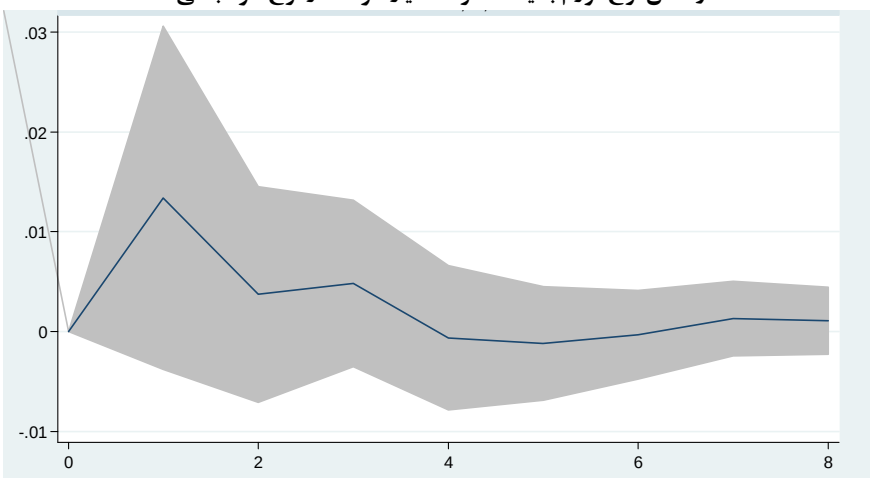
بررسی شرایط اقتصادی ایران نیز نشان می‌دهد همواره پس از افزایش نرخ سود بانکی با تورمی به همین اندازه اقتصاد مواجه شده است.

واکنش نرخ رشد اقتصادی به یک انحراف معیار شوک در نرخ سود بانکی



منبع: یافته‌های تحقیق

واکنش نرخ تورم به یک انحراف معیار شوک در نرخ سود بانکی

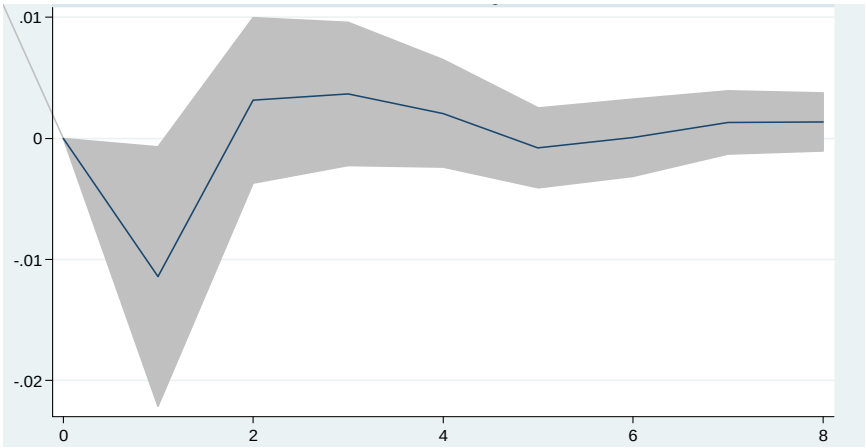


منبع: یافته‌های تحقیق

در این مطالعه اثر دو متغیر نرخ سود بانکی و نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی و نرخ تورم به منظور بررسی اثر سیاست پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی بررسی شده است. حال بر این اساس

در ادامه به بررسی اثر دیگر ابزار سیاست پولی یعنی نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی و تورم پرداخته می‌شود. واکنش نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم نسبت به شوک در نرخ ذخیره قانونی ۰ و ۰ ارائه می‌شود. بررسی اثر نرخ ذخیره قانونی بر رشد اقتصادی نشان می‌دهد که این متغیر نیز به مانند نرخ تسهیلات بانکی اثر منفی بر رشد اقتصادی ایران داشته است. بصورتی‌که افزایش نرخ ذخیره قانونی تا یک دوره پس از اعمال شوک بوده و از دوره دوم به سمت صفر میل پیدا می‌کند.از طرف دیگر اثر نرخ ذخیره قانونی بر نرخ تورم مثبت بوده و نشان داده شده است که یک انحراف معیار شوک در نرخ ذخیره قانونی، نرخ تورم را کاهش می‌دهد. با افزایش نرخ ذخیره قانونی، قدرت وام‌دهی بانکها کاهش پیدا کرده و در نتیجه آن نرخ رشد نقدینگی کاهش پیدا می‌کند. همین امر باعث می‌شود که تورم کنترل شده و نرخ تورم کاهش پیدا کند.

واکنش نرخ رشد اقتصادی به یک انحراف معیار شوک در نرخ ذخیره قانونی

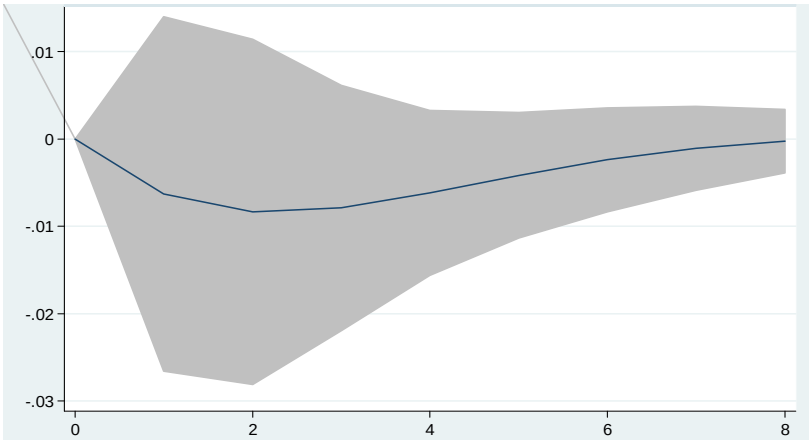


منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به وابستگی ایران به درآمدهای نفتی، همواره شوک‌های افزایشی قیمت نفت نرخ رشد اقتصادی ایران را تحت تاثیر قرار داده است؛ از این‌رو یکی دیگر از متغیرهای لحاظ شده در مدل مورد بررسی، درآمدهای نفتی است. واکنش نرخ رشد اقتصادی نسبت به یک انحراف معیار شوک در لگاریتم درآمدهای نفتی در ۰ آورده شده است. مطابق با انتظار افزایش درآمدهای نفتی باعث افزایش نرخ رشد اقتصادی تا دو دوره پس از اعمال شوک شده و پس از آن به سمت صفر میل پیدا کرده است. با افزایش درآمدهای نفتی و در نتیجه آن افزایش درآمدهای دولت، مخارج

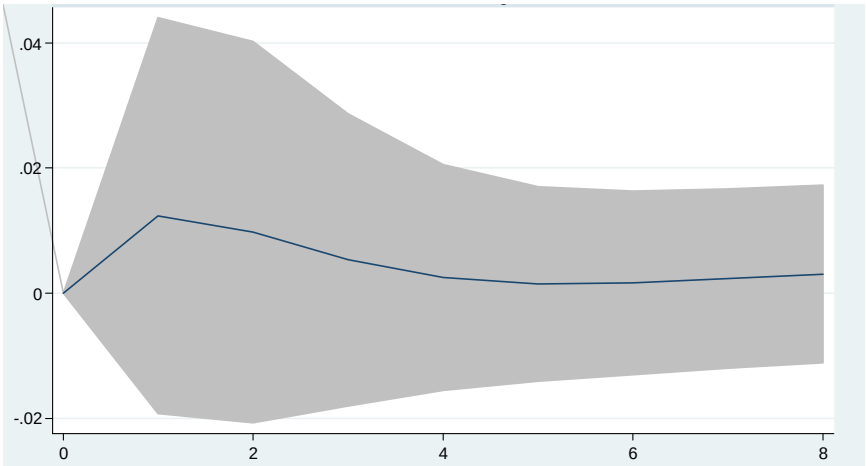
دولت افزایش پیدا کرده و باعث افزایش تقاضا در داخل و در نتیجه آن افزایش رشد اقتصادی می‌شود.

واکنش نرخ تورم به یک انحراف معیار شوک در نرخ ذخیره قانونی



منبع: یافته‌های تحقیق

واکنش نرخ رشد اقتصادی به یک انحراف معیار شوک در درآمدهای نفتی

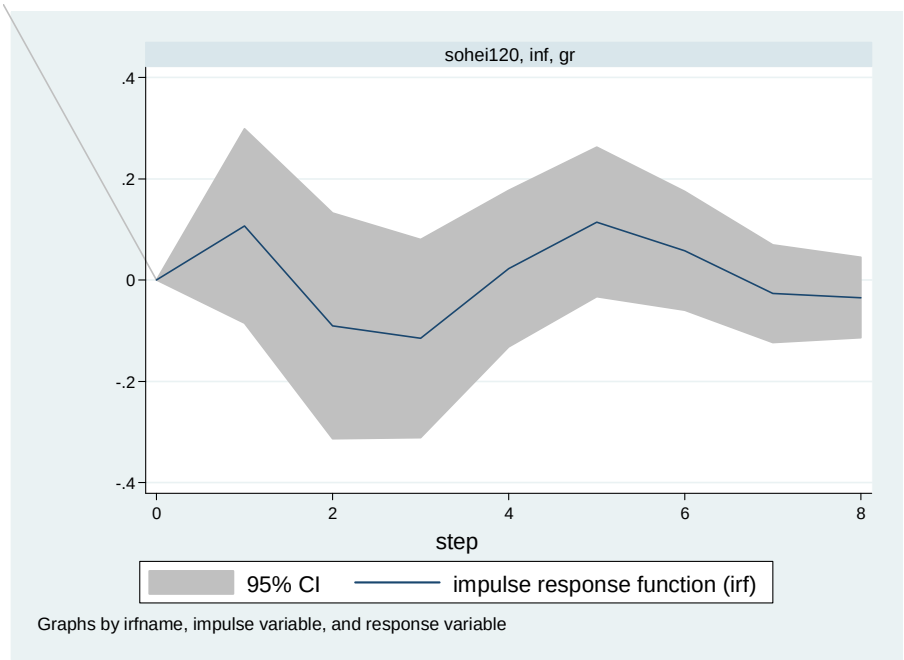


منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه در این مطالعه در چارچوب یک مدل خودرگرسیون برداری اثر سیاست‌های پولی بر رشد اقتصادی مورد بررسی قرار گرفته است، می‌توان اثر هر یک از متغیرها را بر متغیرهای

دیگر مورد بررسی قرار داد. با توجه به اهمیت نرخ تورم بر رشد اقتصادی، در ادامه اثر نرخ تورم بر رشد اقتصادی نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد. در ۰ واکنش نرخ رشد اقتصادی نسبت به یک انحراف معیار شوک در نرخ تورم نشان داده شده است. همان‌طور که در شکل نیز مشخص است، یک انحراف معیار شوک در نرخ تورم، باعث ایجاد نوساناتی در نرخ رشد اقتصادی در ایران خواهد شد. بنابراین می‌توان گفت افزایش نرخ تورم با ایجاد نااطمینانی باعث نوساناتی در نرخ رشد اقتصادی و ناطمینانی در نرخ رشد اقتصادی می‌شود.

واکنش نرخ رشد اقتصادی به یک انحراف معیار شوک در نرخ تورم



منبع: یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری

بررسی اثر سیاست‌های پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی از دیدگاه نظریات مختلف اقتصادی شامل کینزین‌ها، پولیون، کلاسیک‌ها، کینزین‌های جدید و کلاسیک‌های جدید نتایج متفاوتی را ارائه داده است. ایران نیز همواره سیاست‌های پولی را با استفاده از ابزارهای مختلف اعمال شده

است و نتایج متفاوتی بدست آورده است. از طرف دیگر ایران یک کشور وابسته به نفت و درآمدهای نفتی بوده و این درآمدها هواره توانسته است هم بر سیاست‌های پولی و هم بر اثربخشی این سیاست‌ها اثرگذار باشد. از این‌رو در این مطالعه به بررسی آثار ناشی از اعمال سیاستهای پولی بر متغیرهای کلان اقتصادی با توجه به درآمدهای نفتی پرداخته شده است. در این مطالعه به منظور دسترسی به اهداف تحقیق از داده‌های دوره زمانی ۱۳۵۷ تا ۱۳۹۷، الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) و ابزار آن یعنی تابع واکنش به ضربه استفاده شد. نتایج این مطالعه نشان داد که افزایش نرخ سود تسهیلات بانکی، نرخ رشد اقتصادی را کاهش و نرخ تورم را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر دیگر ابزار سیاست پولی نیز باعث کاهش نرخ رشد اقتصادی و نرخ تورم شده است. نتایج این مطالعه همچنین نشان داد که افزایش درامدهای نفتی با افزایش تقاضای ایجاد شده در اقتصاد می‌تواند نرخ رشد اقتصادی را افزایش دهد. بر اساس نتایج بدست امده می‌توان گفت مطابق با انتظار اعمال سیاست پولی در ایران باعث کاهش نرخ رشد اقتصادی شده است که این مورد با شرایط ایران نیز سازگار است، از این‌رو به سیاست‌گذاران اقتصادی توصیه می‌شود به منظور تحریک رشد اقتصادی ابزاری بجز سیاست پولی را در دستور کار قرار دهند.

References

[1] Cologni, A., & Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. Energy economics, 30(3): 856-888.

[2] Filis, G., & Chatziantoniou, I .(2014) .Financial and monetary policy responses to oil price shocks: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, *42*(4), 709-729 .

[3] Haji Ghasemi, S., Nejati, M., Salehi Asfeji, N. (2017). Evaluating the Effects of Real Interest Rate and Reserve Requirements on the Selected Macro Variables of the Iranian Economy. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 4(3), 117-142. (In Persian)

[4] Hante, M. Askari, M. Khataee, M. (2018). Evaluate Money Neutrality in Iran's economy, Financial Economics, 12 (42), 47-74. (In Persian)

[5] Kapetanios, G., Mumtaz, H., Stevens, I., & Theodoridis, K. (2012). Assessing the economy-wide effects of quantitative easing. *The Economic Journal*, *122*(564) .

[6] Khiabani, N., Amiri, H. (2014). The Position of Monetary and fiscal Policies with emphasizing on Oil Sector with DSGE Models (the case of Iran).

Economics Research, 14(54), 133-173.
[7] Levhari, D., & Patinkin, D. (1968). The role of money in a simple growth model. *The American Economic Review, 58*(4), 713-753 .
[8] Mehrara M, Shahab Lavasani K. (2012). he Effects of Oil Price Shocks and Monetary Policy on Behaviour of Housing Price Cycles . jemr. 2 (7) :1-26. (In Persian)
[9] Mumtaz, H., & Zanetti, F. (2013). The impact of the volatility of monetary policy shocks. *journal of Money* ,*Credit and Banking, 45*(4), 535-558 .
[10] Niazi Mohseni, M. Shahrestani, H. Hojabr Kiani, K. Ghafari, F. (2018). The Effect of Monetary Policy Shocks on Macroeconomic Variables with Focusing on Central Bank Independence, JMBR 11(36): 151-182. (In Persian)
[11] Nibeza, S., & Tumusherure, W. (2015). The Impact of Monetary Policy on Rwanda's Economy: Analysis of Vector Error correction Model (1980-2006). *International Journal of Contemporary Applied Sciences, 2*(5), 12-28 .
[12] Onyeiwu, C. (2012). Monetary policy and economic growth of Nigeria. *Journal of Economics and Sustainable Development, 3*(7), 62-70 .
[13] Palesa, M. K., (2014), Impact of Monetary Policy on Economic Growth: A Case Study of South Africa, Mediterranean Journal of Social Sciences, 5: 76-84.
[14] Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2015). Central bank transparency and the interest rate channel: Evidence from emerging economies. *Economic Modelling, 48*, 167-174 .
[15] Peterson, p. G. (2001). The transmission mechanism of monetary policy: Analysing the financial market pass-through.
[16] Precious, C., & Makhetha-Kosi, P. (2014). Impact of Monetary Policy on Economic Growth: A Case Study of South Africa. *Mediterranean Journal of Social Sciences, 5*(15), 76 .
[17] Rakić, B., & Rađenović, T. (2013). The effectiveness of monetary and fiscal policy in Serbia. Industrija, 41(2), 103-122.
[18] Rey, H. (2015). Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence (No. w21162). National Bureau of Economic Research.
[19] samadi, S., sarkhosh-sara, A., Amini Darrevazan, O. (2018). Examine The Asymmetric Effects of oil Price shocks on Iran's Economic Growth and Interest Rate: Nonlinear VAR Model. Economic Modeling, 12(41), 27-52. (In Persian)
[20] Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Rational expectations and the theory of economic policy. *Rational Expectations and Econometric Practice, 1*, 199-214 .

[21] Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 113-144.
[22] Sulaiman, L. A., & Migiro, S. O. (2014). The nexus between monetary policy and economic growth in Nigeria: a causality test. Public and Municipal Finance, 3(2).
[23] Thornton, J. (2016), Inflation targeting in developing countries revisited, Finance Research Letters, 16: 145–153.
[24] Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 671-684 .
[25] Waty, F. (2014). Interdependency between monetary policy instruments and Indonesian economic growth. *Journal of Economics and International Finance*, *6*(9), 203 .

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارهٔ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

تاثیر جهانی شدن بر توسعه بیمه‌های بازرگانی: مطالعه مقایسه ای بین کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یافته*

سعید اسدی قراگوز[1]

دانشجوی دکتری علوم اقتصادی، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.

علیرضا دقیقی اصل[2*]

استادیار ، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.

غدیر مهدوی[3]

دانشیار، موسسه آموزش عالی بیمه اکو ، دانشگاه علامه طباطبائی

مرجان دامن کشیده[4]

استادیار ، گروه اقتصاد، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران.

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۱/۲۱ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۷/۲۰

چکیده

پدیده ادغام جهانی نه تنها از جنبه اقتصادی بلکه از جنبه‌های سیاسی و اجتماعی رویدادی غیر قابل انکار می باشد که کلیه متغیرها و شاخص‌های کشورها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. کشورهایی که نتوانند از این پدیده

---

* - نوع مقاله پژوهشی

1- S.asadi9800@Gmail.com

۲ - نویسنده مسئول : daghighiasli@iauctb.ac.ir

3- Mahdavi@atu.ac.ir

4- Mar.daman_keshideh@iauctb.ac.ir

DOI:10.22067/pm.v27i19.79671

استقبال کنند از موهبت‌های آن محروم خواهند بود. صنعت بیمه به عنوان یکی از مهمترین رئوس مثلث توسعه مالی متأثر از پدیده جهانی شدن می‌باشد.
بنا به اهمیت موضوع، پژوهش حاضر با بهره‌گیری از رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته، اثرات ثابت و تصادفی به بررسی تأثیر ادغام جهانی از جوانب اقتصادی، سیاسی و اجتماعی کشورها بر ضریب نفوذ بیمه، ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی و ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی در دو گروه کشورهای توسعه یافته و کشورهای چشم انداز ایران در طول دوره ۲۰۱۷-۱۹۹۷ می پردازد.
نتایج حاصل اکیداً بر تأثیر معنی‌دار شاخص‌های جهانی‌شدن بر روی ضریب نفوذ بیمه اشاره دارد. برخلاف کشورهای توسعه یافته که کلیه جوانب جهانی‌شدن به خصوص جهانی شدن اجتماعی بر ضریب نفوذ بیمه تأثیر دارد، در کشورهای چشم انداز ایران جهانی‌شدن صرفاً از بعد اقتصادی و سیاسی بیشتر ضریب نفوذ بیمه را تحت تأثیر قرار می‌دهد. به علت سهم بالای بیمه‌های زندگی در کشورهای توسعه یافته، اثر جهانی شدن بر این گروه بیمه‌ای چشمگیرتر از کشورهای چشم انداز ایران می باشد.

طبقه بندی JEL: F60، G22
کلمات کلیدی: جهانی شدن، ضریب نفوذ بیمه، کشورهای توسعه‌یافته، کشورهای چشم انداز ایران.

مقدمه

صنعت بیمه همچون سایر صنایع تحت تأثیر جهانی‌شدن می‌باشد. تسهیل فرآیند جهانی‌شدن در صنعت بیمه باعث می‌گردد شرکت‌های بیمه بین‌المللی حضور فعالی در بازار کشورهای توسعه‌یافته به خصوص کشورهای درحال توسعه پیدا کنند که این پدیده باعث گرم شدن رقابت بین بیمه‌گران داخلی و بین‌المللی می‌گردد. پدیده جهانی‌شدن در کشورهای در حال توسعه می‌تواند اثرات متفاوتی بر روی صنعت بیمه بگذارد که این اثرات می‌تواند باعث توسعه صنعت بیمه در شرایط رقابت بین‌المللی و یا تضعیف صنعت بیمه کشورهای درحال توسعه شود. وجود این سوال در صنعت بیمه باعث شده است در پژوهش حاضر تأثیر پدیده جهانی شدن را به صورت مقایسه‌ای در کشورهای در حال توسعه منطقه چشم انداز در کنار ایران و کشورهای توسعه یافته بر روی صنعت بیمه بررسی گردد. از طرفی در سال های اخیر کشور ایران درگیر تحریم های بین المللی غیرعادلانه‌ای گردیده که فرآیند جهانی شدن را با مشکل مواجه کرده است به نحوی که دیگر نتوان از مواهب آن بهره مؤثر جست. پژوهش حاضر به صورت مقایسه‌ای تأثیر جهانی‌شدن را بر توسعه صنعت بیمه در دو گروه کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یافته نشان می‌دهد که می‌توان

از نتایج آن به اهمیت جهانی‌شدن به خصوص برای کشور ایران پی برد و آن را تهدیدی برای جامعه ایران ندانست. بخشی از جامعه آماری این تحقیق کشورهای در حال توسعه چشم انداز ایران می‌باشند. علت انتخاب کشورهای چشم انداز ایران این است که یکی از اهداف مهم نظام جمهوری اسلامی ایران توسعه کشور طی سند چشم انداز ۲۰ ساله است. در پژوهش حاضر از بین ۲۴ کشور حوزه سند چشم انداز، ۱۲ کشور درکنار ایران به دلیل وجود داده در نشریه زیگما به عنوان جامعه هدف انتخاب گردیدند.

مرور ادبیات و سوابق مربوطه

پیشینه داخلی

فتاحی و گل خندان (Fattahi & Golkhandan, 2015) به بررسی ارتباط بین جهانی‌شدن و بیمه در کشورهای D8 به صورت محدود و با بهره‌گیری از روش علیت گرنجر پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که علیت دوطرفه بین جهانی‌شدن و بیمه برای کشورهای مالزی، اندونزی رابطه یکطرفه از سمت جهانی‌شدن به بیمه برای کشورهای ایران، ترکیه و بنگلادش وجود دارد. در پژوهش مذکور مدلسازی اقتصادسنجی صورت نگرفته و صرفاً به بررسی علیت اکتفا شده است. جلالی و همکاران (Jalalee, et al., 2014) با بهره‌گیری از معادلات سیستمی اقتصاد کلان و برآورد اقتصاد سنجی به بررسی تأثیر توسعه مالی بر فرآیند جهانی‌شدن اقتصاد در ایران در طول دوره ۲۰۰۷-۱۹۶۵ پرداخته‌اند. بر اساس نتایج بدست آمده، توسعه مالی از کانال توسعه تخصیص اعتبارات بانکی به بخش خصوصی منجر به افزایش ۰,۱۱ سرمایه گذاری بخش خصوصی شده و به دنبال آن منجر به رشد اقتصادی می‌گردد. راستی و رضائی (Rasti & Rezaei, 2013) با بهره‌گیری از رهیافت داده‌های تابلویی در طول دوره ۲۰۰۶-۱۹۸۰، به بررسی تأثیر توسعه مالی بر درجه بازبودن تجاری کشورهای عضو سازمان تجارت جهانی پرداخته‌اند. نتایج نشان می دهد که توسعه مالی تأثیر مثبت بر تجارت کل و تأثیر منفی بر تجارت خدمات دارد.

پیشینه خارجی

ویلیام و بالکیلار (Williams & Balcilar, 2020) در مقاله ای تحت عنوان "بررسی اثر جهانی‌شدن بر فعالیت‌های بیمه در اقتصادهای نوظهور" با بهره گیری از تکنیک تخمین واریانس و

علیت گرنجر (بلند مدت) به بررسی اثر جهانی شدن در شاخص‌های اقتصادی، اجتماعی به صورت جداگانه بر صنعت بیمه پرداختند. نتایج تجربی نشان می‌دهد وابستگی مقطعی و عدم تجانس بین کشورهای درحال ظهور وجود دارد. علیت در اقتصادهای نوظهور بزرگ با شرایط مختلف، متفاوت است. نتایج نهائی نشان می‌دهد که همه ابعاد جهانی شدن به طور مثبت بر بیمه‌های زندگی و بیمه‌های غیرزندگی تاثیر معنی داری می گذارد. چیانگ و یین (Chien-Chiang & Yi-Bin, 2016) در مقاله‌ای تحت عنوان "جهانی‌شدن و صنعت بیمه مطالعه موردی کشورهای صنعتی و بازارهای نوظهور"، به این نتیجه رسیدند که رابطه منفی بین جهانی‌شدن و فعالیت‌های بیمه‌ای وجود دارد. همچنین به این نتیجه رسیدند که تأثیر جهانی‌شدن در کشورهای صنعتی بیشتر از کشورهای نوظهور می‌باشد. چن و همکاران (Chen, et al., 2013) با استفاده از آزمون علیت گرنجری تلفیقی مبتنی بر بوت استراپ، به بررسی رابطه علیت بین جهانی‌شدن و بیمه های عمر و غیر عمر در ۸ کشور آسیای شرقی در دوره ۲۰۰۸-۱۹۷۹ پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده وجود رابطه علیت یکطرفه از بیمه‌های عمر و غیر عمر به جهانی‌شدن در کشور کره، علیت یکطرفه از جهانی‌شدن به بیمه عمر در کشور مالزی، علیت یکطرفه از بیمه غیرعمر به جهانی‌شدن در کشورهای هند و ژاپن و رابطه علیت دوطرفه بین جهانی‌شدن و بیمه غیر عمر در کشور فلیپین است. در مورد کشورهای دیگر نیز رابطه علیتی بین متغیرهای یاد شده مشاهده نشد. چانگ و لی (Chang & Lee, 2012)، تأثیر جهانی‌شدن را بر روی بازار بیمه عمر بین المللی در ۳۹ کشور جهان در طی دوره ۲۰۰۷-۱۹۷۹ مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این پژوهش با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی در داده‌های تلفیقی و شاخص جهانی‌شدن KOF [۱] حاکی از تأثیر معنادار جهانی‌شدن بر توسعه بازارهای بیمه عمر بین‌المللی است.

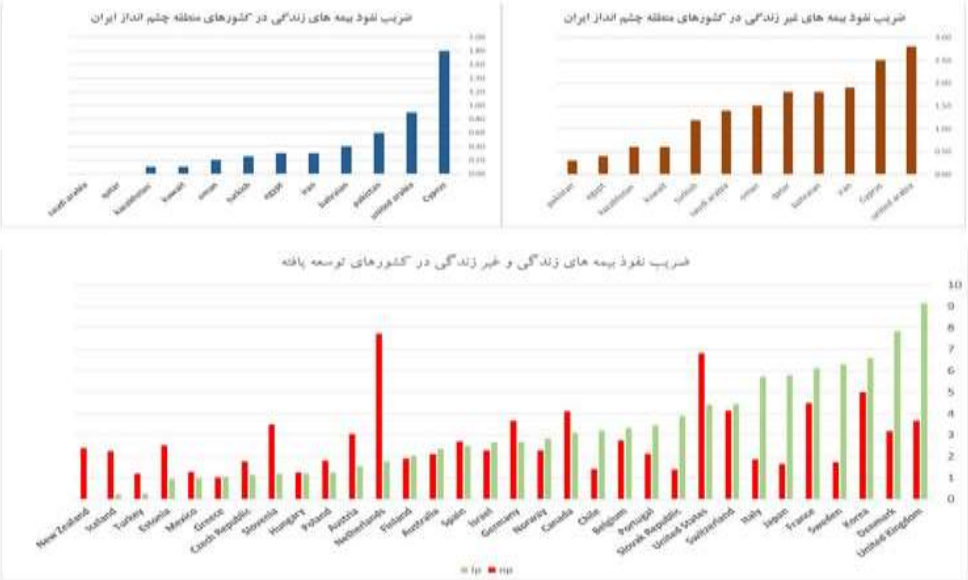
مبانی نظری پژوهش

صنعت بیمه نقش قابل توجهی در اقتصاد ایفا می کند به نحوی که سهم صنعت بیمه از کل

۱- واژه KOF مخفف عبارت آلمانی "K onjunktur forschungsstelle" می باشد و توسط موسسه اقتصادی در سوئیس "موسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار" منتشر می‌گردد.

تولید ناخالص داخلی جهان در سال ۲۰۱۷، ۶ درصد می باشد که معادل ۴۸۹۱ بیلیون دلار است که ۳٫۳ درصد سهم بیمه‌های زندگی و ۲٫۷ درصد نیز سهم بیمه‌های غیرزندگی بوده است. در کل از سال ۱۹۸۰ میزان کل حق بیمه‌های تولیدی در جهان از ۴۶۶ بیلیون دلار به ۴۸۹۱ بیلیون دلار در سال ۲۰۱۷ رسیده است که بیانگر نرخ رشد سالانه ۸٫۸۴ درصدی حق بیمه بوده است. نرخ رشد واقعی حق بیمه با لحاظ نرخ تورم از سال ۲۰۱۵ از ۴٫۳ درصد به ۱٫۵ درصد در سال ۲۰۱۷، کاهش یافته است ولی همچنان نرخ رشد حق بیمه تولیدی مثبت می‌باشد. ضریب نفوذ بیمه در بازارهای پیشرفته در سال ۲۰۱۷ معادل ۷٫۸ درصد بوده است که برای بیمه‌های زندگی ۴٫۲ درصد و برای بیمه‌های غیرزندگی معادل ۳٫۶ درصد می‌باشد. در حالیکه برای بازارهای نوظهور و در حال توسعه ضریب نفوذ بیمه معادل ۳٫۳ درصد می‌باشد که برای بیمه‌های زندگی ۱٫۹ درصد و برای بیمه‌های غیرزندگی ۱٫۵ درصد می‌باشد. اختلاف بین ضریب نفوذ بیمه در بازارهای نوظهور و پیشرفته نشان دهنده وجود ظرفیت بالقوه موجود در راستای رشد ضریب نفوذ بیمه به اندازه دو برابر در کشورهای درحال توسعه می‌باشد (Sigma, 2017). بررسی آمارهای تطبیقی طبق نمودار ۱ نشان می دهد که سهم بیمه های زندگی از GDP در کشورهای چشم انداز ایران بسیار پایین‌تر از کشورهای توسعه یافته می‌باشد ولی از لحاظ ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی نزدیک به کشورهای توسعه یافته می‌باشند. جهانی شدن مجموعه‌ای از فرآیندهای پیچیده و چند بعدی می‌باشد که عرصه‌های متعدد از جمله سیاست، اقتصاد، فرهنگ، محیط زیست و ایدئولوژی را در برمی‌گیرد. منطق جهانی‌شدن در تفکر سرمایه‌داری یعنی حفظ و گسترش فرآیند تکاثر سرمایه، نهفته است (Gills, 2002).

در عرصه جهانی شدن اقتصادهای محلی و ملی در اقتصاد جهانی ادغام می‌گردد که با جریان کالا و خدمات، اطلاعات، فن آوری، سرمایه در فراسوی مرزهای ملی همراه است. در دنیای کنونی فرآیند جهانی شدن چنان شتابان صورت می‌گیرد که باعث بوجود آمدن بازارهای مجازی شده است به نحوی که بازارها از حالت سنتی از طریق ایجاد ارزهای دیجیتالی بین المللی به سمت بازارهای پیشرفته مجازی سوق پیدا کرده‌اند. نمودار ۲ فرآیند جهانی‌شدن در ایران را نشان می دهد.



نمودار ۱. ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی در کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یافته در سال ۲۰۱۷

منبع : یافته‌های تحقیق برگرفته از آمار منتشر شده سامانه "سیگما اکسپلورر[1]" زیر نظر شرکت بیمه سوئیس ری[2]

نمودار ۲. فرآیند جهانی‌شدن در ابعاد اقتصادی، سیاسی، اجتماعی (منبع: KOF)

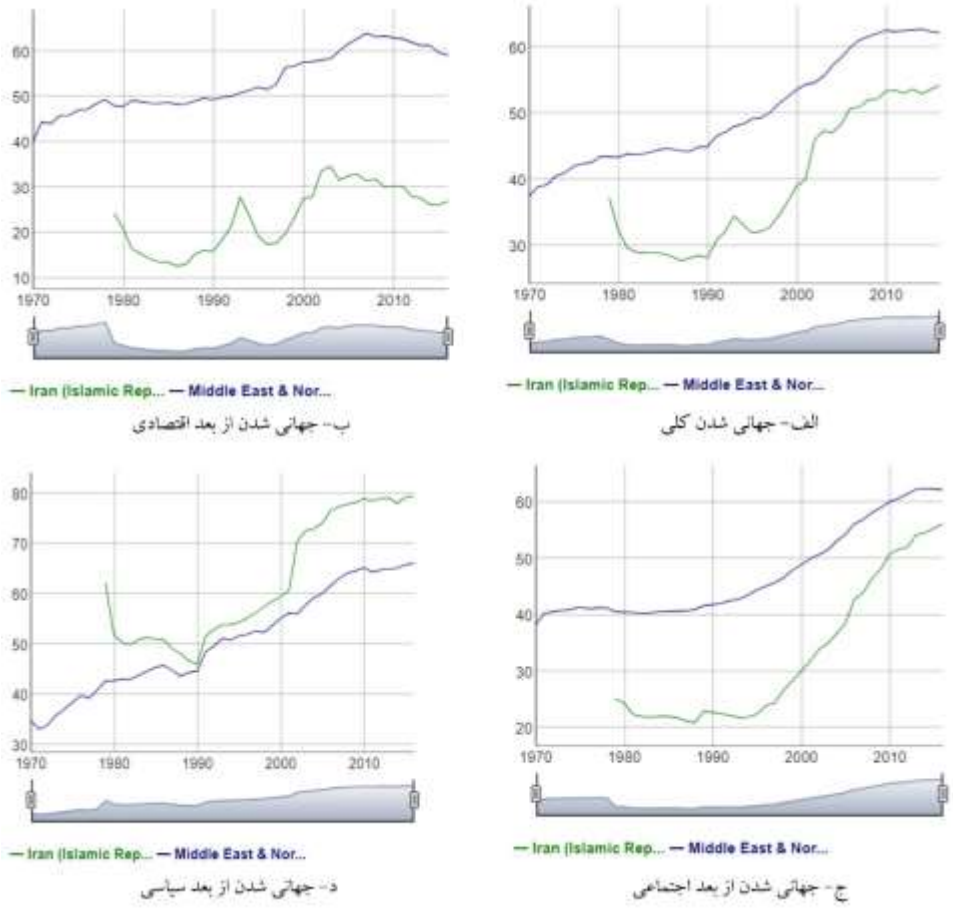
منبع : نتایج تحقیق

1- Sigma-explorer
2- Swiss Re

مطابق نمودار ۲ مشاهده می‌شود که جهانی‌شدن در کلیه ابعاد افزایش یافته است که نشانگر غیر قابل انکار بودن پدیده جهانی‌شدن می‌باشد لذا به جای ایستادن در مقابل آن باید مسیر آن را به نفع کشور تغییر داد. نمودار ۳ نشان می دهد که وضعیت جهانی شدن به صورت کلی در ایران طی سال های ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۷ در مقایسه با کشورهای منطقه منا (برخی جزو کشورهای چشم انداز ایران نیز می باشند) علیرغم اینکه فرآیند رشد آن در طی زمان مثبت بوده، همچنان پایین می‌باشد. وضعیت سری زمانی جهانی شدن اقتصادی ایران در مقایسه با کشورهای در حال توسعه منطقه منا بسیار پایین است که بیشتر ناشی از مسائل سیاسی و تحریم‌های اقتصادی است. وضعیت جهانی شدن اجتماعی نیز علیرغم رشد خوب در سال‌های اخیر همچنان زیر سایه سایر کشورهای در حال توسعه منطقه منا می‌باشد. از بعد جهانی شدن سیاسی با افزایش دانش سیاسی و تقویت قدرت نظامی در منطقه خاورمیانه، وضعیت رو به رشد و بالاتری نسبت به کشورهای منطقه دارا می‌باشد. لذا بنا به اهمیت فراگیر بودن جهانی شدن و توسعه صنعت بیمه، هدف پژوهش حاضر بررسی مقایسه‌ای تأثیر جنبه‌های سیاسی، اجتماعی و اقتصادی جهانی‌شدن بر روی ضریب نفوذ بیمه به تفکیک بیمه‌های زندگی، غیرزندگی و کلی بین کشورهای در حال توسعه منطقه چشم انداز و ایران با کشورهای توسعه‌یافته می‌باشد.

اثرات جهانی شدن برای شرکت های بیمه

در طی ۳۰ سال گذشته جهانی شدن در بازارهای کسب و کار چنان توسعه یافته است که نقش آن در بازارهای مالی را نمی‌توان انکار کرد. موانع زمانی و مکانی که بیمه‌گران و بیمه‌گران اتکایی برای خود تعریف می‌کردند، در حال حاضر دیگر معنی ندارد. برای مثال چگونه می‌توانیم شرکت بیمه‌ای که در آمریکا به ثبت رسیده است را تصور کنیم که با پرسنل ایرلندی به مشتریان آمریکای جنوبی ارائه خدمات می‌نماید و یا شرکت بیمه‌ای را تصور کنیم که در فرانسه به ثبت رسیده و به کشورهای حاشیه خلیج فارس ارائه خدمات می‌کند؟ این مثال‌های واقعی هستند که ناشی از ثمره جهانی شدن می‌باشد.



نمودار ۳. سری زمانی جهانی شدن در ایران در کلیه ابعاد در مقایسه با میانگین کشورهای منطقه منا

منبع:KOF

تحولات شتابان در فن‌آوری و ارتباطات، نیروی محرکه تحولات صنعت بیمه می‌باشد. کارائی فزاینده درون بخش‌های مختلف این صنعت رقابت بازیگران فعالیت های بیمه‌ای را تشدید کرده است. افزایش بهره وری هزینه‌های نهائی را کاهش داده و ظرفیت مازاد در صنعت بیمه جهانی پدید آمده است. ظرفیت‌های مازاد در بازارهایی که مقررات دست و پاگیر دارند، به وضوح به چشم می‌خورند. در نتیجه، آزاد سازی بازارهای بیمه، تبدیل سریع صنعت بسیار تخصصی و تجزیه شده به صنعتی که بتواند به طور کارآمدی در محیط جهانی شده رقابت کند، ضرورت کامل یافته است. آزادسازی که در عین حال بسیار هم دشوار حاصل خواهد شد. طی دو دهه اخیر، آن قدر

که بانک‌ها به سرعت در هم ترکیب و ادغام شده اند، شرکت‌های بیمه در هم ادغام نشده‌اند. ماهیت تجزیه و جزء جزء شده صنعت بیمه به دلیل موانع اقتصادی و قانونی ادغام، باکندی، تغییر سازمانی را پذیرفته است. در نتیجه، ظرفیت مازاد درون بازارهای اولیه بیمه در آمریکا و اروپا ایجاد شده است. چنین شرایطی آثار عمده‌ای بر بازارهای بیمه اتکایی آمریکا و اروپا داشته است. به همراه جهانی شدن مشتریان شرکت‌های بیمه، بیمه‌گران بازارهای اولیه بیمه جهان نیز ناچار فعالیت خود را در سطح جهانی گسترش داده‌اند. بیمه‌گران متمرکز در یک کشور خاص، درچنین شرایطی به دشواری می‌توانند استقلال خود را حفظ کنند. بیمه‌گران محلی که سرمایه ناچیزی دارند، در مقایسه با شرکت‌های بزرگ بیمه که در پهنه جغرافیایی گسترده‌تری به مشتریان خود خدمت می‌دهند، نمی‌توانند رقابت کنند. بازار بیمه اتکایی از سال‌های دورتر حتی قبل از اینکه بازارهای جهانی در بیمه مستقیم ظهور کند، ماهیتاً جهانی بوده است. چنین وضعی، هم از ماهیت بیمه اتکایی به مثابه منبع تنوع بخشی ریسک و تنوع جغرافیایی بیمه‌گران مستقیم ناشی می‌شود، و هم از نظر تاریخی، ساختار بیمه اتکایی به طور کلی کمتر تابع مقررات محدود کننده بوده است. برخلاف بازارهای بیمه مستقیم که در همه کشورها تابع مقررات سخت بوده است، بازارهای بیمه اتکایی سال های طولانی بدون کمترین دخالت قانونی کارکرده است. نیازهای بسیار پیچیده مشتریان صنعت بیمه، وجود مقررات را ضروری ساخته بود. مقرراتی خود به مثابه موانعی بود که به وضوح در بازارهای خدمات مالی خرده فروشی به چشم می‌خورد، در حالی که از این موانع در بازارهای بیمه اتکایی کمتر وجود داشته و بنابراین تغییر در آنها آسان‌تر بود. این واقعیت باعث شد که به رغم وضعیت در حال تحول صنعت بیمه مستقیم و نیز تحولات بازارهای تجاری و مالی، صنعت بیمه اتکایی به تغییرات پرشتاب در بازارهای جهانی بهتر پاسخ دهد (Abdeh Tabrizi, 2002). البته صنعت بیمه مستقیم نیز در حال حاضر توسط شرکت‌های بزرگ بیمه‌ای بین المللی همچون آکسا[1]، آلیانز[2] در بازارهای نوظهور موفق عمل نموده‌اند به نحوی که سهم زیادی از بازار این کشورها را به خود اختصاص داده اند. نتایج متناقض مطالعات پیشین در زمینه تاثیر جهانی شدن بر صنعت بیمه در کشورهای توسعه یافته و بازارهای نوظهور ضرورت پژوهش حاضر را نشان می

1- Axa s.a.
2- Allianz group

دهد که آیا کشورهای نوظهور در راستای حمایت از صنعت بیمه ملی، در مقابل این پدیده بایستند و یا همچون کشورهای توسعه یافته راه را در عرصه جهانی شدن هموار نمایند.

در تحقیق حاضر با بهره‌گیری از الگوی ریاضی تأثیر جهانی‌شدن نه تنها از جنبه اقتصادی بلکه جنبه های سیاسی، اجتماعی و کلی نیز بر روی ضریب نفوذ بیمه به تفکیک بیمه‌های زندگی، غیرزندگی و کلی در دو گروه کشورهای منتخب توسعه یافته و گروه کشورهای چشم انداز ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد.

اثرات متغیرهای اقتصادی بر ضریب نفوذ بیمه

عوامل متعددی بر صنعت بیمه ، رشد و گسترش آن تاثیرگذار است که مطالعه و شناخت فراگیر درباره آنها و اقدام در زمینه رفع و یا کنترل اثرات منفی هر یک می تواند به نوبه خود در پیشرفت این بازار بالقوه، تاثیر بسزایی داشته باشد. از مهترین عوامل، حضور برخی از متغیرهای اقتصادی، مانند تورم درآمد سرانه و نرخ شهرنشینی می باشد. از متغیرهای مذکور در ادبیات نظری متعددی به عنوان متغیر کنترل در کنار متغیرهای اصلی موثر برضریب نفوذ بیمه، یاد شده است (Mahdavi & Majed, 2011).

هنگام تورم بالا و غیر قابل پیش بینی، برای بیمه گران و بیمه گذاران مشکل کمبود نقدینگی به وجود می‌آید. به همین دلیل هزینه های عملیاتی شرکتها افزایش می یابد از طرفی تورم بالا باعث کاهش قدرت خرید بیمه گذاران گردیده که باعث می شود آنان به صورت ناخواسته بیمه های اختیاری را از سبد کالاها و خدمات مورد نیاز خود حذف نموده و تقاضای خود را بیشتر به سوی کالاها و خدمات ضروری سوق دهند. بیمه های زندگی به عنوان مهمترین متغیر موثر بر توسعه مالی و رشد اقتصادی بیشتر از بیمه های غیر زندگی متاثر از تورم می باشد. بیمه های عمر از این لحاظ که جنبه سرمایه گذاری نیز داشته در شرایط تورمی برای مردم جاذبه سرمایه گذاری بلند مدت کمتری نسبت به بازارهای ارز و طلا و ... دارد (Asadiqaragoz, et al., 2020). افزایش شهرنشینی هم با ارائه خدمات مطلوب نیز همبستگی بالایی دارد. در کشورهای در حال توسعه که ارائه خدمات بیمه ای عمدتا متمرکز در مناطق شهری بوده، افزایش شهرنشینی باعث افزایش ضریب نفوذ بیمه می گردد ولی در کشورهای توسعه یافته که عرضه خدمات بیمه ای در کلیه

مناطق همگن بوده، شهرنشینی تاثیر چندانی بر ضریب نفوذ بیمه ندارد (Asadigharagoz, et al., 2017). درآمد سرانه نیز یکی از استراتژی ترین متغیرهای موثر بر هر شاخص اقتصادی می باشد که ضریب نفوذ بیمه نیز از آن مثتثنی نیست. با افزایش درآمد سرانه قدرت مانور خرید مصرف کنندگان افزایش یافته که می توان این تغییر را در مقایسه درآمد سرانه کشورها و ضریب نفوذ بیمه مشاهده نمود. برخی از عوامل امکان خرید و تقاضای بالفعل را فراهم کرده و برخی دیگر مانع از آن می شوند. برای مثال در اکثر کشورها، افزایش درآمد سرانه، کاهش تورم، افزایش نرخ شهرنشینی و بعد خانوار، تقاضای بیمه را افزایش می دهد (Asadiqaragoz, et al., 2019).

روش شناسی پژوهش و تجزیه و تحلیل نتایج

در پژوهش حاضر بر اساس روش استاندارد اقتصاد سنجی با استفاده از نرم افزارهای Eveiws و STATA و با بهره گیری از روش داده های تابلویی اقدام به تخمین مدل می‌نماییم و بر اساس نتایج بدست آمده سیاست‌هایی را در راستای توسعه صنعت بیمه، پیشنهاد می‌کنیم. این مدل برگرفته از مدل مطالعه چیانگ و یبین (Chiang & Yi-Bin, 2016)، اسدی و همکاران (AsadiGharagoz, et al., 2017) و ویلیام و بالکیلار (Williams & Balcilar, 2020) می‌باشد. مدل ریاضی و مفهومی تحقیق به شرح جدول ۱ است

جدول ۱. مدل های ریاضی پژوهش برای کشورهای توسعه یافته.

مدل	جهانی شدن و صنعت بیمه	مدل	جهانی شدن و بیمه‌های زندگی	مدل	جهانی شدن و بیمه‌های غیرزندگی
۱	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۵	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۹	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$
۲	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$	٦	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۰	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$
۳	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۷	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۱	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$
٤	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۸	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۲	$\beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$

منبع : یافته های تحقیق

برای کشورهای درحال توسعه وقفه متغیر وابسته حذف می گردد و مدل ها به صورت ایستا در نظر گرفته می‌شوند.

تعریف متغیرهای مدل

PEN_{it} (متغیر وابسته): **ضریب نفوذ بیمه برای کشور i در زمان t برگرفته از انتشارات سالیانه داده‌های آمار بیمه‌ای[1] سازمان همکاری اقتصادی و توسعه و نشریه زیگما[2].**

ضریب نفوذ بیمه: برای مقایسه وضعیت صنعت بیمه کشور با کل اقتصاد از شاخص ضریب نفوذ بیمه استفاده می‌شود. این شاخص حاصل تقسیم حق بیمه تولیدی به تولید ناخالص داخلی است و بیانگر حرکت سریعتر (یا آهسته‌تر) صنعت بیمه در مقایسه با مجموعه اقتصاد کشور است.

Lp_{it} (ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی): سهم بیمه‌های زندگی از تولید ناخالص داخلی برای کشور i در زمان t.

Np_{it} (ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی): سهم بیمه‌های غیرزندگی از تولید ناخالص داخلی برای کشور i در زمان t.

$gtot_{it}$: شاخص جهانی‌شدن کلی برای کشور i در زمان t

شاخص جهانی شدن مخفف عبارت آلمانی Konjunkturforschungsstelle، به معنای موسسه تحقیقات در زمینه کسب و کار و عنوان یک موسسه اقتصادی درسوئیس است که در قسمت فدرال تکنولوژی دانشگاه ETH[3] در گروه‌های مدیریت، فناوری و اقتصاد فعالیت می‌کند. شاخص جهانی شدن KOF سالانه از سوی این موسسه منتشر می شود. شاخص جهانی شدن درسال ۲۰۰۲ توسط این موسسه ساخته شد و در هر (Dreher, 2006) آن را بسط داد. این شاخص مهمترین و جامعترین شاخص اندازه‌گیری جهانی شدن بوده و از ترکیب سه زیرشاخص، جهانی شدن اقتصادی با وزن ۳۶ درصد، جهانی شدن اجتماعی با وزن ۳۸ درصد و جهانی شدن سیاسی با وزن ۲۶ درصد به شرح زیر با بهره‌گیری از روش هایی چون PCA[4] تشکیل شده است[5]. منبع داده‌های

1- OECD insurance statistics publication
2- sigma 3/2018: World insurance in 2017: solid, but mature life markets weigh on growth
3- Eldgenossische Technische Hochschule Zurich
4- Principal component analysis
۵- به منظور آشنایی بیشتر با این زیرشاخص ها، اجزای آنها و نحوه وزن دهی به این اجزا و همچنین، چگونگی ساخت شاخص جهانی شدن به مطالعه گلخدان و همکاران (۱۳۹۳) مراجعه کنید

این شاخص موسسه اقتصادی KOF[1] می باشد.

$\mathbf{X_{it}}$: متغیرهای کنترل برای کشور i در زمان t برگرفته از انتشارات سالیانه بانک جهانی

تولید ناخالص داخلی واقعی، نرخ تورم، نرخ شهرنشینی و رشد جمعیت از مهمترین شاخص هایی می‌باشد که در اکثر مطالعات پیشین در توضیح تغییرات ضریب نفوذ بیمه‌های بازرگانی به عنوان متغیر کنترل استفاده گردیده‌اند به نحوی که حذف هر یک از این متغیرها باعث تورش ضرایب می گردد.

$RGDP_{it}$: تولید ناخالص داخلی واقعی برای کشور i در زمان t (البته i صرفاً برای کشور ایران برابر صفر است چون مدل سری زمانی می باشد)

تولید ناخالص داخلی تولید ناخالص داخلی (GDP) ارزش کل کالاها و خدمات نهایی تولید شده در کشور در یک بازه زمانی معین است که با واحد پول جاری کشور اندازه‌گیری می‌شود. منظور از کالاها و خدمات نهایی، آن دسته از کالاها و خدماتی است که در انتهای زنجیره تولید قرار گرفته‌اند و خود آنها برای تولید و خدمات دیگر خریداری نمی‌شوند. افزایش تولید ناخالص دارای اثرات مستقیم و غیر مستقیم بر ضریب نفوذ بیمه می تواند داشته باشد. به صورت مستقیم

$Linf_{it}$: نرخ تورم شاخص قیمت مصرف کننده برای کشور i در زمان t (البته i صرفاً برای کشور ایران برابر صفر است چون مدل سری زمانی می‌باشد)

URB_{it}: نرخ شهرنشینی برای کشور i در زمان t (البته i صرفاً برای کشور ایران برابر صفر است چون مدل سری زمانی می‌باشد)

$Popg_{it}$: نرخ رشد جمعیت برای کشور i در زمان t (البته i صرفاً برای کشور ایران برابر صفر است چون مدل سری زمانی می‌باشد).

جامعه آماری

بخشی از جامعه آماری در پژوهش حاضر، ۱۲ کشور منتخب از بازارهای نوظهور منطقه چشم انداز ایران است که شامل ایران، کویت، قطر، بحرین، عربستان صعودی، امارات، عمان، پاکستان،

1- https://kof.ethz.ch/en/

ترکیه، مصر، قبرس و قزاقستان، می‌باشد. بخش دیگر جامعه آماری، ۳۳ کشورهای عضو OECD می‌باشد و داده‌های مربوط به آن از طریق منابع رسمی بیمه مرکزی، مرکز آمار ایران، بانک جهانی و بانک اطلاعات OECD و نشریه زیگما جمع آوری شده است. بازه زمانی پژوهش بین سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ می‌باشد[۱].

آزمون وابستگی مقاطع[۲]

ابتدا آزمون وابستگی مقاطع مقطعی پسران CD[۳] و پسران scaled[۴] طبق جداول ۲ و ۳ برای کلیه متغیرها و هم برای مدل اصلی پژوهش انجام گردید. با توجه به مقدار آماره این آزمون‌ها و مقادیر بحرانی آنها که از توزیع نرمال برخوردار است، وابستگی بین اعضای نمونه در این پژوهش نتیجه‌گیری می‌گردد.

جدول ۲. آزمون وابستگی مقاطع برای کشور های چشم انداز ایران.

نام آزمون	مقدار آماره	احتمال	نتیجه گیری
Pesaran scaled LM	۱,۷۸۲۴۷۵	۰,۰۷۴۷	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای نمونه نتیجه گیری می شود.
Pesaran CD	۲,۲۶۲۷۵۵	۰,۰۲۳۷	فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه گیری می شود.

جدول ۳. آزمون وابستگی مقاطع برای کشور های توسعه یافته.

نام آزمون	مقدار آماره	احتمال	نتیجه گیری
Pesaran scaled LM	۸,۱۷۴۲۹۷	۰,۰۰۰۰	فرضیه صفر مبنی بر یکسان بودن شیب تمام مقاطع رد و عدم تجانس بین اعضای نمونه نتیجه گیری می شود.
Pesaran CD	۰,۷۰۳۶۹۰	۰,۰۸۱۶	فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی مقطعی رد و وابستگی بین مقاطع نتیجه گیری می شود.

منبع : یافته های تحقیق : خروجی نرم افزار EViews10

ایستایی متغیرها

ابتدا قبل از انجام آزمون ریشه واحد برای داده‌های تابلویی آزمون هم‌خطی بین متغیرهای

۱- علت قرار دادن سال ۱۹۹۷ به عنوان سال پایه این است که برای برخی کشورهای چشم انداز ایران داده های آماری قبل از سال ۱۹۹۷ موجود نمی باشد و آخرین داده منتشر شده مربوط به سال ۲۰۱۷ می باشد.

2- cross-country dependence

3- Pesaran CD

4- Bias-corrected scaled LM

مستقل با بهره گیری از ماتریس همبستگی[1] هم برای کشورهای توسعه یافته و هم برای کشورهای چشم انداز ایران آزمون گردید. نتایج آزمون نشانگر مطلوب بودن هم‌خطی جهت انجام آزمون‌های مورد نظر طبق مدل اصلی تحقیق برای کشورهای توسعه‌یافته و کشورهای چشم انداز می باشد. هم‌خطی محسوس بین متغیر های جهانی شدن مشاهده گردید که برای رفع خطای موجود در ۴ مدل جداگانه برآورد صورت گرفت. باتوجه به اینکه مدت تحقیق از لحاظ آماری "بلندمدت" می‌باشد، ابتدا باید متغیرها را از نظر ایستایی (مانایی یا پایایی) مورد آزمون قرار داد. ناایستایی متغیرها چه در مورد داده‌های سری زمانی و چه در مورد داده‌های تابلویی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌گردد (sameti, et al., 2012)

براساس نوع داده های پژوهش حاضر و پیرو ادبیات اقتصاد سنجی (Hlouskova & Wagner, 2006)، (Baltagi, 2013) و (Maddala & Wu, 1999) و همچنین راهنمای نرم افزار Stata ، آزمون های مناسب برای بررسی ایستایی متغیرها برای دوگروه کشورهای چشم انداز ایران و توسعه یافته به شرح ذیل است :

جدول٤. نوع آزمون های پایایی تحقیق

ردیف	جامعه آماری	تعداد مقاطع	دوره زمانی	وضعیت	آزمون پیشنهادی
۱	کشورهای چشم انداز ایران و ایران	۱۲ کشور	۲۱ سال	T>N N: finite	ADF Fishertype tests
۲	کشورهای OECD	۳۳ کشور	۲۱ سال	N>T N→fixed, T: finite	Im–Pesaran–Shin

منبع : دستورالعمل نرم افزار استاتا

فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد (ناایستایی متغیرها) و فرضیه یک مبنی بر عدم وجود ریشه واحد (ایستایی متغیرها) می‌باشد.

آزمون ایم پسران شین و دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مدل در دوحالت بدون تفاضل برای دوگروه از کشورهای مورد مطالعه و با یکبار تفاضل گیری(بدون عرض از مبداء و روند در

1- Correlation

سطح) برای کشورهای چشم انداز ایران صورت گرفته است. با توجه به مقایسه مقادیر محاسبه شده با مقادیر بحرانی جدول، مطابق جدول ۵ کلیه متغیر های مربوط به کشورهای توسعه یافته مانا نتیجه گیری می گردد اما برای کشورهای چشم انداز ایران کلیه متغیرها نامانا بوده که با یکبار تفاضل گیری مانا می گردند.

جدول ۵. آزمون پایایی داده‌های تابلویی کشورهای توسعه یافته و چشم انداز ایران

		آماره آزمون برای کشورهای OECD Im, Pesaran and Shin W-stat		آماره آزمون برای کشورهای چشم انداز ADF - Fisher Chi-square	
ردیف	**نام متغیرها**	**احتمال در سطح بدون روند و عرض از مبدا**	**نتیجه بدون نیاز به تفاضل گیری**	**احتمال در سطح بدون روند و عرض از مبدا**	**احتمال بایک بار تفاضل گیری**
۱	pen	۰,۰۲۱۲	مانا	۰,۹۹۹۷ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۲	np	۰,۰۰۱۹	مانا	۰,۹۹۹۷ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۳	lp	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۱۶۷۲ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۴	geco	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۹۱۵۹ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۵	gsoc	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۹۹۹۹۷ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۶	gpol	۰,۰۰۰۰	مانا	نامانا ۱,۰۰۰۰	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۷	gtot	۰,۰۰۰۰	مانا	۱,۰۰۰۰ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۸	rgdp	۰,۰۰۰۰	مانا	۱,۰۰۰۰ نامانا	۰,۰۶۰۸ / با یک تفاضل مانا
۹	popg	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۶۶۳۹ نامانا	۰,۰۰۴۸ / با یک تفاضل مانا
۱۰	urb	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۹۹۸۰ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۱۱	inf	۰,۰۰۰۰	مانا	۰,۷۶۸۲ نامانا	۰,۰۰۰۰ / با یک تفاضل مانا
۱۲	جمله خطا	۰,۰۰۰۰	مانا		

منبع : یافته های تحقیق: خروجی نرم افزار **EViews10**

آزمون هم‌انباشتگی

تفاضل گیری جهت رفع ناایستایی متغیرها باعث از بین رفتن مقدار اصلی داده‌ها می گردد و

نتایج تحقیق مخدوش می گردد، لذا برای رفع این نوع نقض، اقدام به آزمون همجمعی (هم انباشتگی) می‌نماییم تا ایستایی ترکیب خطی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد، چون یک مجموعه متغیر انباشته از درجه یکسان، زمانی هم انباشته هستند که ترکیب خطی از آنها مانا باشد.

نتایج جدول ۵ نشان می دهد که کلیه متغیرهای مربوط به" کشورهای چشم انداز ایران" نامانا می باشد لذا با توجه به مقادیر آماره هر دو آزمون وابستگی مقاطع در جدول شماره ۲ ، فرض صفر مبنی بر عدم وجود وابستگی مقطعی در سطح ۹۹ درصد رد می شود . در نتیجه استفاده از آزمون های نسل دوم هم انباشتگی ضرورت می یابد زیرا این نسل از آزمون ها با لحاظ وابستگی، نتایج کاراتری را ارائه می کنند. اخباری و طایی (akhbari & taee, 2017) برای کشورهای منتخب OECD نیازی به آزمون هم انباشتگی به دلیل مانایی کلیه متغیرها مشاهده نگردید.

در پژوهش حاضر از روش هم انباشتگی وسترلاند[1] برای داده های تابلویی[2] با استفاده از نرم افزار STATA15 بهره گیری می کنیم.

در این روش فرضیه H0 نشانگر عدم وجود هم انباشتگی می باشد. نتایج جدول۶ نشانگر وجود هم انباشتگی می باشد.

بررسی علیت گرنجری و تخمین مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته

پیش از برآورد مدل به روش گشتاورهای تعمیم یافته در این قسمت به بررسی اثرات علیت بین متغیر جهانی شدن و صنعت بیمه و همچنین بررسی اثرات شوک‌های جهانی شدن بر صنعت بیمه در دو گروه کشورهای توسعه یافته و چشم انداز ایران می‌پردازیم.

کشورهای چشم انداز ایران

پس از تعیین طول وقفه بهینه $p = 4$ بر اساس آزمون های آکائیک (AIC) و معیار خطای پیش بینی نهائی (FPE) وآزمون LR با بهره‌گیری از آزمون های اثر (trace) حداقل یک بردار همگرایی و طبق آزمون ماکزیمم مقدار ویژه، حداقل دو بردار همگرایی در رابطه بلند مدت اثبات می‌شود.

---

1 Westerland
2 Panel data

جدول ٦. آزمون هم انباشتگی برای کشورهای چشم انداز و ایران منبع: یافته تحقیق

آزمون هم انباشتگی نسل دوم وسترلاند برای کشورهای چشم انداز و ایران				
مدل	مدل ریاضی	Statistic	p-value	نتیجه
۱	pen gtot rgdp popg urb inf	−۲,۱۳۵۸	۰,۰۱۶۳	هم انباشته
۲	pen geco rgdp popg urb inf	−۱,۷۴۶۲	۰,۰۴۰۴	هم انباشته
۳	pen gsoc rgdp popg urb inf	−۱,۵۱۹۳	۰,۰۶۴۳	هم انباشته
۴	pen gpol rgdp popg urb inf	−۱,۵۸۸۲	۰,۰۵۶۱	هم انباشته
۵	np gtot rgdp popg urb inf	−۲,۲۶۰۸	۰,۰۱۱۹	هم انباشته
۶	np geco rgdp popg urb inf	۴,۱۶۵۶	۰,۰۰۰۰	هم انباشته
۷	np gsoc rgdp popg urb inf	۱,۸۸۹۳	۰,۰۲۹۴	هم انباشته
۸	np gpol rgdp popg urb inf	−۱,۵۹۹۵	۰,۰۵۴۹	هم انباشته
۹	lp gtot rgdp popg urb inf	−۲,۷۷۰۴	۰,۰۰۲۸	هم انباشته
۱۰	lp geco rgdp popg urb inf	−۱,۹۲۰۵	۰,۰۲۷۴	هم انباشته
۱۱	lp gsoc rgdp popg urb inf	−۱,۵۸۱۵	۰,۰۵۶۹	هم انباشته
۱۲	lp gpol rgdp popg urb inf	−۱,۴۰۳۴	۰,۰۸۰۲	هم انباشته

جدول۷. رابطه بلند مدت بین متغیرهای توضیحی درونزا و صنعت بیمه در کشورهای چشم انداز ایران.

ضرایب نرمال هم انباشتگی (خطای استاندارد)					
RGDP	POPG	URB	INF	GTOT	PEN
7.10E-11 (1.3E-11)	2.709 (0.735)	-0.135 (0.0852)	0.429 (0.1890)	-0.074 (0.099)	1.000000

منبع : یافته های تحقیق

با توجه به جدول ۷ مشاهده می‌شود که ضریب GTOT مثبت می‌باشد که رابطه بلند مدت مثبت (معکوس علامت جدول) بین جهانی شدن و ضریب نفوذ بیمه وجود دارد.

کشور های توسعه یافته

پس از تعیین طول وقفه بهینه p = 4 بر اساس آزمون های آکائیک (AIC) و معیار خطای پیش بینی نهائی (FPE) وآزمون LR با بهره‌گیری از آزمون های اثر (trace) حداقل یک بردار همگرایی و طبق آزمون ماکزیمم مقدار ویژه و همچنین حداقل یک بردار همگرایی در رابطه بلند مدت اثبات می شود.

جدول ۸. رابطه بلند مدت بین متغیرهای توضیحی درونزا و صنعت بیمه در کشورهای توسعه یافته.

ضرایب نرمال هم انباشتگی (خطای استاندارد)					
RGDP	POPG	URB	INF	GTOT	PEN
1.84E-12 (1.3E-12)	-15.73 (4.055)	-0.087 (0.182)	12.17 (0.706)	-0.108 (0.153)	1.000000

منبع : یافته های تحقیق

با توجه به جدول ۸ مشاهده می‌شود که ضریب GTOT مثبت می‌باشد که رابطه بلند مدت مثبت (معکوس علامت جدول) بین جهانی شدن و ضریب نفوذ بیمه وجود دارد . در این مطالعه از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) نیز در کنار حداقل مربعات معمولی جهت تخمین مدل استفاده شده است. این مدل از یکسو، نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال نداشته و اساس آن بر این فرض استوار است که جملات اختلال در معاملات، با مجموعه متغیرهای ابزاری غیرهمبسته است. از سوی دیگر، به لحاظ احتمال وجود همبستگی جمله خطا با متغیر توضیحی در مدل اثرات ثابت، از اعتبار بالایی برخوردار است (Movahed Manesh, 2016). بسیاری از مدل‌های داده‌های پانل، در اصل پویا می‌باشند و لحاظ این پویایی‌ها در مدل‌های پانل به صحت و استحکام نتایج بدست آمده کمک خواهد نمود. در مدل‌های پانل با ورود وقفه های متغیر وابسته به عنوان متغیر مستقل در سمت راست مدل، فرم پویایی مدل حاصل می گردد. در چارچوب پنل پویا تخمین به روش GLS تورش دار می باشد و روش GMM کارآتر خواهد بود. بالتاجی (Baltagi, 2008) بر اساس نوع داده‌های این پژوهش، برآوردگر گشتاورهای تعمیم یافته برآوردگر پرتوانی است که بر خلاف روش حداکثر درست نمایی نیاز به اطلاعات دقیق توزیع جملات اختلال ندارد مشکی (Meshki, 2011). وجود وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل پانل منجر می‌شود که فرض عدم خود همبستگی میان متغیرهای مستقل (توضیحی) و جملات اختلال به عنوان یکی از فروض کلاسیک نقض شود (Arellano and Bond, 1991).

استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) با به کارگیری متغیر های ابزاری این ایراد یعنی درون زایی متغیرهای توضیحی را برطرف می‌نماید و جهت حذف تورش ناشی از درون زایی متغیرهای توضیحی، اجازه می‌دهد تمام متغیرهای رگرسیونی حتی با وقفه، اگر همبستگی با اجزاء اخلال ندارند به عنوان متغیر ابزاری وارد مدل شوند (Green, 2012). روش GMM به واسطه انتخاب ابزارهای صحیح و با اعمال یک ماتریس وزنی می‌تواند برای شرایط ناهمسانی

واریانس و نیز خود همبستگی‌های ناشناخته، برآوردگر پرتوانی محسوب شود (Meshki, 2011). همچنین این روش دارای مزیت هایی مانند لحاظ نمودن ناهمسانی واریانس انفرادی، حذف تورش در رگرسیون های مقطعی می باشد (Nadiri & Mohammadi, 2011). نتایج برآورد تأثیر جهانی‌شدن بر روی توسعه صنعت بیمه به روش GMM (پنل دیتای پویا) برای حدود **۳۳** کشور توسعه یافته بین سال‌های **۱۹۹۷** تا **۲۰۱۷** در جداول **۹** الی **۱۱** نشان داده شده است.

جدول ۹. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته.

متغیر وابسته	Pen									
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی		جهانی‌شدن اجتماعی		جهانی‌شدن سیاسی		جهانی‌شدن کلی			
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال		
pen(-1)	۰,۶۷۷۴۳	۰,۰۰۰۰	۰,۶۵۴۵۸	۰,۰۰۰۰	۰,۶۶۴۲۱۲	۰,۰۰۰۰	۰,۶۶۳۲۴	۰,۰۰۰۰		
geco	۰,۰۴۳۳۲۵	۰,۰۰۰۹	–	–	–	–	–	–		
gsoc	–	–	۰,۲۵۲۰۳	۰,۰۰۰۰	–	–	–	–		
gpol	–	–	–	–	۰,۰۵۵۴۰۰	۰,۰۰۰۰	–	–		
gtot	–	–	–	–	–	–	۰,۰۸۶۵۶۶	۰,۰۰۰۰		
rgdp	9.74 e-13	۰,۰۱۷۲	1.08e-12	۰,۱۱۰۸	4.67e-13	۰,۱۵۷۲	9.13e-13	۰,۰۰۲۱		
popg	−۰,۲۲۸۶۳۶	۰,۰۲۱۹	−۰,۵۶۰۹	۰,۰۰۰۰	−۰,۴۷۲۴۳	۰,۰۰۰۰	−۰,۳۱۶۶۳۰	۰,۰۰۰۱		
urb	−۰,۱۹۸۱۰۸	۰,۶۰۱۹	−۰,۳۸۵۵	۰,۳۳۸۰	−۰,۲۱۰۸۵	۰,۴۴۲۵	−۰,۲۳۱۶۰۷	۰,۱۲۰۸		
inf	۰,۰۸۸۸۵۷	۰,۰۰۶۵	۰,۰۶۸۱۹	۰,۰۰۱۰	۰,۱۴۶۵۶۵	۰,۰۰۰۰	۰,۱۱۲۴۴۰	۰,۰۰۰۰		
J-statistic	۲۷,۱۸۶۸۴	۰,۴۵۳۷۵۰	۲۹,۱۵۶۸۳	۰,۳۵۳۳	۲۵,۷۸۵۰۰	۰,۵۳۰۵۵۶	۲۷,۸۱۰۵۸	۰,۴۲۰۷۸۹		
AR(1)	−۹,۸۷۷۹۲۸	۰,۰۰۰۰	−۹,۷۱۲۹۵	۰,۰۰۰۰	−۹,۳۳۳۱۲	۰,۰۰۰۰	−۹,۶۹۲۹۲۵	۰,۰۰۰۰		
AR(2)	−۳,۲۰۸۸۱۸	۰,۲۳۱۳	−۳,۲۵۱۴۰	۰,۴۲۱۱	−۳,۲۵۵۶۰	۰,۲۳۱۱	−۳,۲۴۹۱۱۷	۰,۱۴۱۲		

منبع : یافته های تحقیق

آزمون سارگان جهت بررسی همبستگی بین ابزارها و خطاها استفاده می‌گردد. زمانی ابزارها معتبر می‌باشند که بین ابزارها و جملات خطا همبستگی وجود داشته باشد. فرضیه صفر آزمون J اشاره به معتبر بودن ابزارها دارد. نتایج بدست آمده نشان می‌دهد که ابزارها در هر **۱۲** مدل مورد بررسی معتبر می‌باشند.

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته.

متغیر وابسته	np							
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی		جهانی‌شدن اجتماعی		جهانی‌شدن سیاسی		جهانی‌شدن کلی	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
np(-1)	۰,۷۳۵۵۹	۰,۰۰۰۰	۰,۷۲۷۴۹	۰,۰۰۰۰	۰,۷۲۱۶۹۱	۰,۰۰۰۰	۰,۷۲۳۲۳۲	۰,۰۰۰۰
geco	−۰,۰۱۷۳	۰,۰۰۰۰	–	–	–	–	–	–
gsoc	–	–	−۰,۰۰۷۶	۰,۰۰۱۰	–	–	–	–
gpol	–	–	–	–	4.67e-05	۰,۹۵۴۷	–	–
gtot	–	–	–	–	–	–	−۰,۰۰۴۴۹۷	۰,۰۰۴۲
rgdp	6.46e-14	۰,۰۰۲۴	1.17e-13	۰,۰۰۰۰	1.20e-13	۰,۰۰۰۰	1.07e-13	۰,۰۰۰۰
popg	−۰,۰۸۹۶	۰,۰۴۳	−۰,۰۳۷۴	۰,۰۱۵۲	−۰,۰۴۹۲۲۱	۰,۰۰۰۱	−۰,۰۳۵۰۲۹	۰,۰۰۶۵
urb	۰,۰۱۷۸۳	۰,۶۹۸۵	۰,۰۳۰۲۱	۰,۶۵۸۹	۰,۰۲۳۸۳۸	۰,۷۷۸۹	۰,۰۲۵۱۳۳	۰,۹۹۲۵
inf	۰,۰۲۸۷۲	۰,۰۰۰۰	۰,۰۲۰۸۶	۰,۰۰۰۰	۰,۰۱۹۱۷۴	۰,۰۰۰۰	۰,۰۱۹۶۹۹	۰,۰۰۰۰
J-statistic	۲۳,۳۵۳۴۵	۰,۷۱۵	۲۹,۷۶۹۹۵	۰,۳۲۴۵	۳۰,۰۰۴۲۰	۰,۳۱۳۹۶۵	۲۷,۱۰۶۲۵	۰,۵۱۲۴۶۷
AR(1)	−۱۰,۶۸۶۵	۰,۰۰۰۰	−۱۱,۲۱۶۴	۰,۰۰۰۰	−۱۱,۱۱۶۷	۰,۰۰۰۰	−۱۱,۲۱۹۰۶	۰,۰۰۰۰
AR(2)	−۰,۰۴۲۰۱	۰,۹۶۶	۰,۰۴۱۴۱۴	۰,۹۶۷	−۰,۰۵۵۹۶	۰,۹۵۵	۰,۰۲۴۴۹۹	۰,۹۸۰۵

جدول ۱۱. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته.

متغیروابسته	lp							
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی		جهانی‌شدن اجتماعی		جهانی‌شدن سیاسی		جهانی‌شدن کلی	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
lp(-1)	۰,۲۷۸۵	۰,۰۰۰۰	۰,۲۷۵۱۹۹	۰,۰۰۰۰	۰,۲۲۳۷۳۴	۰,۰۰۰۰	۰,۲۷۶۱۵۸	۰,۰۰۰۰
geco	۰,۰۳۸۹	۰,۰۰۰۰	–	–	–	–	–	–
gsoc	–	–	۰,۱۳۴۵۳۶	۰,۰۰۰۰	–	–	–	–
gpol	–	–	–	–	۰,۰۳۲۲۲۸	۰,۰۵۷۹	–	–
gtot	–	–	–	–	–	–	۰,۰۳۸۸۳۲	۰,۰۰۰۰
rgdp	3.99e-13	۰,۰۰۰۰	4.12e-13	۰,۰۰۰۳	3.45e-13	۰,۰۰۰۰	1.02e-13	۰,۰۰۰۰
popg	۱,۰۷۲۲	۰,۰۰۰۰	۰,۴۵۴۶۴۶	۰,۰۰۰۰	۰,۷۷۸۳۶۷	۰,۰۰۰۰	۰,۰۴۳۷۸۰	۰,۰۰۰۰
urb	۰,۳۸۵۴	۰,۴۷۸۵	۰,۳۴۵۴۲۵	۰,۱۲۰۸	۰,۲۰۸۵۸۱	۰,۹۹۳۲	۰,۳۳۷۹۹۵	۰,۶۵۸۹
inf	۰,۱۰۳۰	۰,۰۰۰۰	۰,۱۱۱۸۵۸	۰,۰۰۰۰	۰,۱۳۶۳۰۴	۰,۰۰۰۰	۰,۱۱۶۵۸۶	۰,۰۰۰۰
J-statistic	۲۶,۸۷۵۳۴	۰,۴۷۰۵	۲۶,۷۱۹۱۶	۰,۴۷۹۰۲	۲۷,۸۷۰۸۹	۰,۴۷۱۳۰۵	۳۰,۰۸۵۹۴	۰,۳۵۹۱۲۲
AR(1)	−۲,۰۹۴۹۵۴	۰,۰۳۶۲	−۲,۱۲۰۵۶	۰,۰۳۴۰	−۳,۲۴۵۷	۰,۰۰۱۲	−۲,۱۷۶۲۸۴	۰,۰۲۹۵
AR(2)	−۱,۱۲۹۲۱	۰,۱۴۱۲	−۲,۱۹۴۴۲	۰,۱۹۶۵	−۱,۵۶۸۱	۰,۱۴۳۲	−۱,۱۳۵۶۹۲	۰,۱۹۵۸۳

منبع : یافته های تحقیق

همچنین نتایج آزمون خود همبستگی (AR) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه اول رد و عدم و جود خودهمبستگی سریالی مرتبه دوم رد نمی شود که مطابق ادبیات اقتصاد سنجی روش گشتاورهای تعمیم یافته می‌باشد. بر اساس جداول ۹ الی ۱۱ و طبق کلیه مدل‌های مورد مطالعه تأثیر وقفه اول متغیرهای وابسته، بر متغیرهای وابسته مثبت و معنادار است. این نتیجه نشان از پویایی الگوهای مورد مطالعه در طی زمان برای کشورهای توسعه یافته است، به طوری که توسعه گروه‌های بیمه‌ای در دوره جاری به دوره بعد نیز گسترش می‌یابد. جهانی شدن در کلیه ابعاد تأثیر مثبت و معنی دار در سطح ۹۹ درصد بر ضریب نفوذ بیمه و ضریب نفوذ بیمه های زندگی گذاشته است که در این میان جهانی شدن اجتماعی بیشترین تأثیر را در بین ابعاد جهانی شدن بر صنعت بیمه کشورهای توسعه یافته گذاشته است. جهانی شدن از بعد اجتماعی موجب می‌گردد که افراد مقیم یک کشور با محصولات جدید بیمه و نیز محصولات عرضه شده در خارج از یک کشور آشنا شده که خود موجب افزایش عرضه علاوه بر تقاضا برای محصولات بیمه در مواجه با انواع ریسک‌های جدید نیز می‌شود. جهانی‌شدن اقتصادی: با از بین رفتن محدودیت‌های تجاری و ورود شرکت‌های بین المللی به عرضه رقابت و افزایش رقابت و با امکان پخش ریسک و انتقال به شرکت‌های خارجی قدرت ریسک پذیری شرکت‌های بیمه افزایش می‌یابد که باعث افزایش تقاضای بیمه با هر ریسکی می‌گردد که در نهایت باعث افزایش ضریب نفوذ بیمه می‌گردد. مطابق جدول ۹، در بین ابعاد جهانی شدن به ترتیب جهانی شدن اجتماعی، سیاسی و اقتصادی بیشترین تأثیر را بر ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی گذاشته است. مطابق نتایج جدول ۱۰، جهانی شدن تأثیر منفی و معنی‌داری بر توسعه بیمه‌های غیر زندگی در کشورهای توسعه یافته گذاشته است که ناشی از توسعه رقابت‌های بین المللی اقتصادی بیمه‌گران اتکایی بزرگ است. همانطور که انتظار می‌رفت تأثیر تورم (INF) بر روی ضریب نفوذ بیمه در کلیه مدل‌ها برای کشورهای توسعه یافته، مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد. تأثیر تورم بر بیمه‌های زندگی بیشتر از بیمه‌های غیرزندگی می‌باشد، زیرا حساسیت بیمه‌های زندگی به تورم بیشتر از بیمه‌های غیرزندگی و اجباری می‌باشد. حق بیمه‌ها معمولاً در اکثر کشورهای دنیا در کلیه رشته‌های بیمه‌ای متناسب با افزایش سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد که به نوبه خود باعث افزایش ضریب نفوذ بیمه می‌گردد. همانطور که انتظار می رفت تأثیر نرخ شهرنشینی (URB) بر روی ضریب نفوذ بیمه در اکثر مدل‌ها برای کشورهای توسعه یافته تأثیر معنی داری ندارد و علت

آن نیز این است که کلیه مردم در کلیه نقاط (چه شهر، چه روستا) به امکانات بیمه هم به صورت فیزیکی و هم به صورت آنلاین دسترسی برابر دارند. تأثیر رشد جمعیت (popg) بر روی ضریب نفوذ بیمه و ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی در کلیه مدل‌ها، برای کشورهای توسعه یافته، منفی و حدودا در سطح ۹۵ درصد معنی دار می‌باشد و علت آن نیز این است که با افزایش جمعیت درآمد سرانه کاهش یافته که به کاهش قدرت خرید بیمه‌های غیرزندگی می‌انجامد اما تأثیر رشد جمعیت بر ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنی دار می‌باشد.

تأثیر تولید ناخالص داخلی واقعی (rgdp) بر روی ضریب نفوذ بیمه درکلیه مدلها، برای کشورهای توسعه یافته، مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنی دار می باشد. تأثیر تولید ناخالص داخلی بر ضریب نفوذ بیمه های غیرزندگی تاحدودی بیشتر از بیمه‌های زندگی می باشد. طبق نتایج جداول فوق در بین متغیر های کنترل به ترتیب رشد جمعیت، شهرنشینی، تورم و جهانی شدن بیشترین تأثیر را بر روی ضریب نفوذ بیمه در کشورهای توسعه یافته داشته است. مطابق جداول ۱۰و ۱۲، جهانی شدن در کلیه مدل ها و ابعاد تأثیر مثبت و معنی داری در سطح ۹۹ درصد بر روی توسعه صنعت بیمه گذاشته است که در این بین جهانی شدن اجتماعی بیشترین تأثیر را بر توسعه صنعت بیمه از کانال فرهنگ سازی دارد.

نتایج برآورد مدل برای کشورهای منطقه چشم انداز ایران

ابتدا قبل از تخمین مدل ریاضی باید از pool یا panel بودن داده‌ها مطمئن گردیم که برای این کار از آزمون f لیمر استفاده شده است. آزمون f لیمر وجود هر نوع اثرات ثابت را در سطح ۹۹ درصد رد می نماید و اشاره به پانل بودن هر ۴ مدل مورد نظر دارد. با توجه به اینکه برای کشورهای چشم انداز ایران تعداد مقاطع (تعداد ۱۲ کشور) کوچکتر از زمان مورد تحقیق (۱۷ سال)، روش حداقل مربعات معمولی برای داده‌های تابلویی روش مناسبی می‌باشد. سپس آزمون مدل اثرات ثابت فردی و زمانی را انجام می دهیم. نتایج آزمون F و کای دو[1] در جداول ۱۲، ۱۳ و ۱۴ نشانگر وجود اثرات انفرادی و عدم وجود اثراتی زمانی است یعنی کشورهای چشم انداز ایران از لحاظ تقاضای بیمه های بازرگانی با هم تفاوت معنی داری دارند . نتایج برآورد تأثیر

1- Chi-square

جهانی‌شدن بر روی توسعه صنعت بیمه به روش حداقل مربعات معمولی تابلویی برای کشورهای منطقه چشم انداز و ایران بین سال‌های ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ به شرح ذیل می‌باشد:

$$Y_{it}=\beta+\beta_1 X'_{it}+u_{it} \qquad i=1, 2, 3, \ldots, 12 \qquad , t= 1997.1998, \ldots, 2017$$ معادله.۱

Yit نشانگر متغیر وابسته که همان ضریب نفوذ بیمه (کلی، زندگی و غیرزندگی) در زمان t برای کشور i می‌باشد. β_0 یک اسکالر و β_1 بردار (k*1) و Xit بردار متغیرهای مستقل (متغیرهای جهانی شدن، رشد جمعیت، تولید ناخالص داخلی، شهرنشینی، تورم) در زمان t برای کشور i به ترتیب جدول شماره ۱ می باشد.

$$U_{it}=\mu_i+v_{it}$$

که در آن μ_i نشان دهنده اثر خاص انفرادی مشاهده نشده هریک از کشورهای چشم انداز می باشد که در طول زمان ثابت است (مثل دین ، فرهنگ، آرمان های سیاسی، .....) و v_{it} نشان دهنده اثر باقیمانده جزء اخلال می باشد لذا اجزای خطا در مدل تحقیق یک طرفه[1] در نظر گرفته شده است اگر μ_i ها را پارامتر های ثابتی ببینیم که قصد تخمین زدنشان را داریم، معادله ۱ به معادله زیر تبدیل می‌شود که مدل با اثرات ثابت می‌باشد. روش اثرات ثابت این امکان را فراهم می‌کند که ویژگی انفرادی هریک از کشورهای چشم انداز با یکدیگر متفاوت باشد که این ناهمگونی در اثرات انفرادی، در عرض از مبدأ واحدها نشان داده می‌شود (Baltaji, 2008). بنابراین مدل رگرسیون به صورت معادله ۲ خواهد بود:

$$Y_{it}=\beta+\beta_1 X'_{it}+\sum \mu_i D_i+v_{it}$$ معادله.۲

مدل اثرات تصادفی را می توان به منزله مدل رگرسیونی با عرض از مبدا تصادفی بیان کرد. اگر اثرات انفرادی با تخمین زننده‌ها همبستگی نداشته باشند احتمالاً مناسبتر خواهد بود تا از واحدهای مقطعی تصادفی برای بیان عرض از مبداءهای انفرادی استفاده کنیم به خصوص اگر ما بر این عقیده باشیم که واحدهای مقطعی از یک جمعیت نسبتا زیاد به دست آمده است (همان). D_i یک متغیر مجازی برای کشور i می‌باشد. برای اجتناب از افتادن در دام متغیر مجازی، تمامی متغیرهای مجازی در معادله وارد نمی‌گردد بلکه قیدی روی μ_i به صورت $\sum\mu=0$، داده می‌شود. بنابراین در مدل اثرات تصادفی، ناهمگنی بین کشورها به صورت یک جزء تصادفی در نظر گرفته

1 One-way error component

شده است. با توجه به اینکه در پژوهش حاضر تعداد ۱۲ کشور از جامعه آماری هدف (به دلیل عدم دسترسی به داده‌های آماری) انتخاب شده است، آزمون اثرات تصادفی می‌تواند نتایج بهتری ارائه نماید اما برای انتخاب دقیق تر از آزمون هاسمن استفاده شده است. نتایج آزمون هاسمن در متغیر وابسته "ضریب نفوذ کلی بیمه " به شرح جدول ۱۲، برای مدل‌هایی با متغیرهای مستقل" جهانی شدن سیاسی" و "جهانی شدن کلی"، اثرات تصادفی را پیشنهاد می‌نماید اما برای مدل‌هایی با متغیر مستقل "جهانی شدن اقتصادی" و "جهانی شدن اجتماعی" بدلیل احتمال وجود همبستگی بین Xit ها (متغیر های مستقل) و μi ها برای تمامی i و t ها، آزمون اثرات ثابت را نشان داده است. در جدول شماره ۱۳ نیز نتایج آزمون هاسمن برای مدل‌هایی با متغیر وابسته" بیمه‌های غیرزندگی"، استفاده از آزمون اثرات تصادفی را برای متغیر مستقل "جهانی شدن سیاسی" و "جهانی شدن اقتصادی"، نشان می‌دهد و همچنین برای سایر متغیرهای مستقل به دلیل همبستگی متغیر مستقل با جز اخلال، آزمون اثرات ثابت را معرفی می‌نماید. در جدول ۱۵ نیز تحلیل مذکور پایدار است. در داده های تابلویی نیز مانند داده های سری زمانی می توان بحث های مربوط به ناهمسانی واریانس بین جملات پسماند و همچنین خودهمبستگی بین رگرسورها و جملات پسماند را مطرح نمود. لازم به توضیح است که Heteroscedasticity از کانال آزمون Likelihood-ratio جهت بررسی واریانس ناهمسانی می‌باشد (Mohamadzadeh, et al.,2010) که نتایج آزمون برای هر ۴ مدل برای سه گروه متغیر وابسته ضریب نفوذ بیمه کلی، ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی و ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی، طبق جداول ۱۲ الی ۱۴ با عدم رد فرضیه صفر (همسانی واریانس)، هر نوع واریانس ناهمسانی را رد می‌کند. عدم وجود خودهمبستگی[1] جملات پسماند یکی از فروض اساسی کلاسیک‌ها می‌باشد. در تحقیق حاضر برای هر ۴ مدل مورد بررسی فرضیه صفر مبنی برعدم وجود خود همبستگی رد گردید، لذا مدل‌های مورد بررسی با در نظر گرفتن AR(1) و نوع آزمون داده‌های تابلویی اثرات تصادفی یا ثابت، تخمین گردیدند.

از دیگر فروض کلاسیک نرمال بودن جملات پسماند می باشد که در پژوهش حاضر از آماره جارک برا[2] با توزیع کای دو با درجه آزادی ۲ استفاده شده است . نتایج نشان از عدم رد فرضیه H0 و تایید نرمال بودن جملات پسماند می باشد.

1- Autocorrelation
2 Jarque-Bera

جدول ۱۲. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش اثرات ثابت و تصادفی با در نظر گرفتن خود همبستگی درجه ۱ (AR(1.

متغیر وابسته	pen							
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی آزمون اثرات ثابت		جهانی‌شدن اجتماعی آزمون اثرات ثابت		جهانی‌شدن سیاسی آزمون اثرات تصادفی		جهانی‌شدن کلی آزمون اثرات تصادفی	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
geco	۰,۰۰۰۰۳۸۹	۰,۰۴۵	–	–	–	–	–	–
gsoc	–	–	۰,۰۰۹۳۰۲	۰,۱۷۰	–	–	–	–
gpol	–	–	–	–	۰,۰۰۵۸۸۵	۰,۰۹۹	–	–
gtot	–	–	–	–	–	–	۰,۰۱۳۵۲۵	۰,۰۳۶
rgdp	7.39e-13	۰,۰۳۴	1.24e-13	۰,۷۲۶	5.06e-13	۰,۱۶۴	6.19e-13	۰,۰۴۸
popg	−۰,۰۱۵۷۳۲۴	۰,۱۹۷	−۰,۰۱۸۷۱۰۸	۰,۰۷۸	−۰,۰۱۹۱۷	۰,۱۱۶	۰,۰۲۵۱−۴۸۱	۰,۰۲۶
urb	۰,۰۱۹۹۱۱۳۸	۰,۰۰۳	۰,۵۴۳۵۹۹	۰,۰۰۱	۰,۰۲۲۴۸۳۶	۰,۰۰۱	۰,۰۱۶۷۲۷۲	۰,۰۱۶
inf	−۰,۰۰۳۶۹۲۹	۰,۱۴۳	−۰,۰۰۱۳	۰,۵۷۵	۰,۰۰۳۶۹۷۶−	۰,۱۴۰	۰,۰۰۲۱−۹۴۷	۰,۳۶۹
CONSTANT	−۰,۳۶۶۴۸۹۲	۰,۴۶۸	−۳,۵۲۶۷	۰,۰۰۰۰	۰,۸۵۱۷۱۲۶−	۰,۱۳۹	۰,۹۱۰۳−۲۶۲	۰,۰۷۷
Likelihood-ratio test (واریانس ناهمسانی)	Prob>chi2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰۰
Hasman test	۶۰,۱۸	۰,۰۰۰۰	۹,۱۰	۰,۰۵۸	−۲,۳۲	۰,۹۶۴۵	۶,۳۱	۰,۱۷۷۴
autocorrelations	۳۵,۴۳۸	۰,۰۰۰۱	۳۴,۸۸	۰,۰۰۰۰	۳۵,۲۷۷	۰,۰۰۰۱	۳۴,۸۸۰	۰,۰۰۰۱
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section chi-square)	۵۶۶,۲۳۳۷۲۰	۰,۰۰۰۰	۵۰۰,۴۵۷۹۰۵	۰,۰۰۰۰	۵۶۲,۰۲۱۳۳۵	۰,۰۰۰۰	۵۰۲,۴۰۵۶۷۶	۰,۰۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period chi-square)	۲۵,۵۴۱۸۸۲	۰,۱۸۱۵	۲۷,۴۱۲۲۲۳	۰,۱۲۴۱	۲۵,۸۷۹۴۳۴	۰,۱۶۹۸	۲۶,۹۰۱۴۵۰	۰,۱۳۸۱
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section F)	۱۸۴,۶۱۴۴۲۵	۰,۰۰۰۰	۱۳۴,۸۲۵۶۶۲	۰,۰۰۰۰	۱۸۰,۹۸۷۵۴۹	۰,۰۰۰۰	۱۳۶,۱۰۷۰۴۱	۰,۰۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period F)	۱,۱۳۵۳۸۹	۰,۳۱۶۴	۱,۲۲۳۵۲۳	۰,۲۳۸۱	۱,۱۵۱۲۴۲	۰,۳۰۱۲	۱,۱۹۹۳۸۴	۰,۲۵۸۰
آزمون جارک برا	۰,۷۰۲	۰,۴۰۲۰	۰,۰۰۵	۰,۹۴۲	۱,۹۰۵	۰,۱۶۷۵	۰,۷۶۵	۰,۶۸۲۰
F test **لیمر**	۶۸,۷۹	۰,۰۰۰۰	۶۹,۱۸	۰,۰۰۰۰	۷۱,۴۵	۰,۰۰۰۰	۷۱,۶۳	۰,۰۰۰۰

منبع : نتایج پژوهشگر

جدول ۱۳. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش اثرات ثابت و تصادفی با در نظر گرفتن خود همبستگی درجه ۱ (AR(1)).

متغیر وابسته	np							
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی آزمون اثرات تصادفی		جهانی‌شدن اجتماعی آزمون اثرات ثابت		جهانی‌شدن سیاسی آزمون اثرات تصادفی		جهانی‌شدن کلی آزمون اثرات ثابت	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
geco	۰,۰۰۰۰۴۹۴	۰,۰۳۲	–	–	–	–	–	–
gsoc	–	–	۰,۰۰۲۲۸۹	۰,۵۴۱	–	–	–	–
gpol	–	–	–	–	۰,۰۱۱۲۸۲۶	۰,۰۰۰	–	–
gtot	–	–	–	–	–	–	۰,۰۰۹۳۰۲۱	۰,۰۷۰
rgdp	6.45e-13	۰,۰۲۰	2.98e-14	۰,۹۴۵	2.16e-13	۰,۴۵۳	1.24e-13	۰,۷۲۶
popg	−۰,۱۵۸۵۶	۰,۱۲۴	۰,۰۰۵۸۷۳۸ –	۰,۶۲۳	۰,۰۲۱۹۶۲۷ –	۰,۰۲۸	۰,۰۱۸۷۱۰۸ –	۰,۰۷۸
urb	۰,۰۱۹۳۷۸۷	۰,۰۰۰۰	۰,۰۵۴۵۰۲۱	۰,۰۰۳	۰,۰۲۴۶۰۱	۰,۰۰۰	۰,۰۵۴۳۵۹۹	۰,۰۰۱
inf	−۰,۰۰۲۵۹۱	۰,۲۳۰	۰,۰۰۴۰۴۵۳ –	۰,۱۱۲	۰,۰۰۲۶۶۱۸ –	۰,۲۰۲	۰,۰۰۱۳۹۳۸ –	۰,۵۷۵
CONSTANT	−۰,۵۷۵۵۱	۰,۱۳۶	−۳,۰۶۹۳۴۴	۰,۰۰۰	−۱,۵۳۵۵۶۱	۰,۰۰۱	−۳,۵۲۶۷۱۴	۰,۰۰۰
Likelihood-ratio test	Prob>chi2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰	Prob>chi2	۱,۰۰۰
Hasman test	۵,۳۷	۰,۲۵۱۶	۱۳,۱۵	۰,۰۱۰۶	۳,۲۸	۵,۱۱۱۸	۹,۶۶	۰,۰۴۶۶
autocorrelations	۵,۸۷۰	۰,۰۳۵۹	۵,۹۱۶	۰,۰۳۵۳	۵,۵۶۳	۰,۰۴۰	۵,۷۷۶	۰,۰۳۷۱
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section chi-square)	۴۶۳,۲۴۶۴۱۱	۰,۰۰۰۰	۴۴۴,۰۰۰۹۵۲	۰,۰۰۰	۵۰۰,۰۳۸۹۱۶	۰,۰۰۰	۴۶۴,۸۶۷۰۵۴	۰,۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period chi-square)	۲۷,۶۷۴۸۵۴	۰,۱۲۱۳	۲۵,۴۷۹۴۲۲	۰,۱۶۳۳	۲۶,۲۷۱۰۷۵	۰,۱۳۶۲	۲۵,۵۱۵۲۱۶	۰,۱۸۲۱
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section F)	۱۱۱,۷۶۱۰۶۶	۰,۰۰۰۰	۱۰۱,۵۲۳۰۵۸	۰,۰۰۰	۱۳۳,۸۳۹۷۶۷	۰,۰۰۰	۱۱۲,۶۶۲۲۵۶	۰,۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period F)	۱,۹۷۰۴۲۰	۰,۲۱۲۱	۱,۷۴۲۶۰۸	۰,۲۹۱۲	۱,۳۶۰۶۰۸	۰,۳۱۱۴	۱,۷۹۸۴۷۳	۰,۲۵۳۱
آزمون جارک برا	۰,۰۱۵	۰,۹۹۲۶۱	۰,۰۶۳	۰,۸۰۱۴	۱,۰۴۵	۰,۳۰۶۶	۰,۳۶۶	۰,۵۴۴۹
لیمرF test	۶۳,۲۲	۰,۰۰۰۰	۶۳,۲۷	۰,۰۰۰	۶۹,۲۵	۰,۰۰۰	۶۸,۵۸	۰,۰۰۰

جدول ۱۴. نتایج برآورد مدل با بهره گیری از روش اثرات ثابت و تصادفی با در نظر گرفتن خود همبستگی درجه ۱ (AR(1)).

متغیر وابسته	lp							
متغیرهای مستقل	جهانی‌شدن اقتصادی آزمون اثرات ثابت		جهانی‌شدن اجتماعی آزمون اثرات ثابت		جهانی‌شدن سیاسی آزمون اثرات تصادفی		جهانی‌شدن کلی آزمون اثرات ثابت	
	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال	ضرایب	احتمال
geco	-۰,۰۰۰۰۱۲۴	۰,۶۶۵	-	-	-	-	-	-
gsoc	-	-	۰,۰۰۳۲۰۵	۰,۲۶۴	-	-	-	-
gpol	-	-	-	-	۰,۰۰۲۹۶۵۹	۰,۲۶۴	-	-
gtot	-	-	-	-	-	-	۰,۰۰۲۹۶۵۹	۰,۲۶۴
rgdp	8.19e-14	۰,۴۴۹	1.18e-13	۰,۴۰۵	4.34e-14	۰,۶۹۲	4.34e-14	۰,۶۹۲
popg	۰,۰۰۳۲	۰,۵۲۱	-۰,۰۰۵۰۷۳	۰,۱۶۸	-۰,۰۰۳۹۲۶	۰,۴۴۰	-۰,۰۰۳۹۲۶۱	۰,۴۴۰
urb	۰,۰۰۰۴۹۹۷	۰,۷۸۱	۰,۰۰۳۶۰۷۷	۰,۵۰۹	-۰,۰۰۰۶۲۱	۰,۷۵۱	-۰,۰۰۰۶۲۱۴	۰,۷۵۱
inf	۰,۰۰۰۳۹۴۵	۰,۷۲۵	۰,۰۰۱۴۹۴۷	۰,۱۲۱	۰,۰۰۰۳۸۸	۰,۷۲۷	۰,۰۰۰۳۸۸	۰,۷۲۷
CONSTANT	۰,۱۹۰۰۹۳۸	۰,۱۵۹	-۰,۲۴۵۹۸۷	۰,۴۹۶	۰,۱۰۱۶۹۱۶	۰,۵۱۱	۰,۱۰۱۶۹۱۶	۰,۵۱۱
Likelihood-ratio test	Prob>chi 2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi 2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi 2	۱,۰۰۰۰	Prob>chi 2	۱,۰۰۰۰
Hasman test	۲,۸۵	۰,۵۸۳۱	۲,۱۰	۰,۷۱۶	۲,۸۶	۰,۵۸۲۱	۲,۱۰	۰,۷۱۶۹
autocorrelations	۲۱,۷۵۶	۰,۰۰۰۹	۲۴,۳۹۶	۰,۰۰۰۶	۱۷,۹۹۲	۰,۰۰۱۷	۲۴,۳۹۶	۰,۰۰۰۶
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section chi-square)	۶۳۱,۳۸۰۲۴۶	۰,۰۰۰۰	۵۵۱,۰۵۷۴۰۰	۰,۰۰۰۰	۶۴۱,۳۳۰۰۲۲	۰,۰۰۰۰	۵۸۶,۰۹۹۴۱۸	۰,۰۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period chi-square)	۲۷,۸۹۵۷۶۰	۰,۱۸۹۸	۲۶,۴۷۳۲۸۲	۰,۱۲۵۸	۳۶,۵۵۴۰۸۲	۰,۱۱۳۲	۲۵,۶۳۱۹۷۴	۰,۱۷۲۲
آزمون اثرات ثابت مقطعی (cross section F)	۲۵۱,۷۷۳۳۹۴	۰,۰۰۰۰	۱۷۲,۹۰۶۰۳۰	۰,۰۰۰۰	۲۶۳,۵۸۲۸۸۶	۰,۰۰۰۰	۲۰۳,۹۸۸۱۹۵	۰,۰۰۰۰
آزمون اثرات ثابت زمانی (period F)	۱,۲۹۳۲۳۴	۰,۱۸۷۰	۱,۹۰۸۳۸۰	۰,۱۲۱۹	۱,۶۶۳۸۵۵	۰,۱۴۲۱	۱,۳۲۵۷۳۷	۰,۲۱۱۷
آزمون جارک برا	۰,۲۵	۰,۸۸	۳,۹۶	۰,۱۳	۰,۷۶۵	۰,۶۸۲۰۶	۰,۰۱۵	۰,۹۹۲۶
لیمر F test	۲۳,۹۶	۰,۰۰۰۰	۲۲,۵۵	۰,۰۰۰۰	۲۳,۹۷	۰,۰۰۰۰	۲۱,۷۸	۰,۰۰۰۰

منبع: یافته های تحقیق

مطابق جدول ۱۲، جهانی‌شدن از بعد کلی، اقتصادی تأثیر مثبت و معنی‌داری در سطح ۹۵ درصد بر روی توسعه صنعت بیمه در کشورهای چشم انداز ایران داشته است. جهانی‌شدن از بعد اقتصادی باعث از بین رفتن محدودیت‌های تجاری و ورود شرکت‌های بین المللی به عرضه رقابت

و افزایش رقابت و با امکان پخش ریسک و انتقال به شرکت‌های خارجی قدرت ریسک پذیری شرکت‌های بیمه افزایش می‌یابد که باعث افزایش تقاضای بیمه با هر ریسکی می‌گردد و در نهایت باعث افزایش ضریب نفوذ بیمه می‌شود. در این بخش جهانی شدن از بعد کلی بیشترین تاثیر را بر افزایش ضریب نفوذ بیمه کلی گذاشته است.

مطابق نتایج جدول ۱۳، تأثیر جهانی شدن بر بیمه‌های غیرزندگی معنی‌دارتر از بیمه‌های زندگی می‌باشد که ناشی از عدم توسعه این گروه بیمه‌ای در این کشورها می‌باشد. بیمه های زندگی در این کشورها، سهم ناچیزی از تولید ناخالص داخلی را به خود اختصاص داده‌اند. نتایج نشان می‌دهد در بین شاخص‌های جهانی شدن، جهانی شدن سیاسی بیشترین تأثیر را بر بیمه‌های غیرزندگی داشته است. با توجه به اینکه اکثر کشورهای چشم انداز ایران اغلب دارای منابع زیرزمینی می باشند، لذا توسعه روابط سیاسی بین المللی باعث تسهیل عرضه بین المللی منابع زیرزمینی شده که بازارهای گسترده‌ای را برای آنان فراهم می‌کند. با توجه به اینکه بیمه های انرژی، مسئولیت و مهندسی سهم بالایی در این کشورها داشته است لذا این بعد از جهانی شدن تأثیر برون رانی[1] بر توسعه بیمه‌های غیرزندگی می‌گذارد. با توجه به اینکه غالب کشورهای چشم انداز ایران اکثرا جزو مذهب اهل سنت می‌باشند، سهم بیمه‌های زندگی در صنعت بیمه ناچیز بوده و مطابق نتایج جدول ۱۴، جهانی شدن نمی‌تواند تأثیر معنی‌داری بر توسعه این گروه بیمه‌ای داشته باشد.تولید ناخالص داخلی واقعی (rgdp) تأثیر معنی دار در سطح ۹۵ درصد بر ضریب نفوذ بیمه کلی گذاشته که غالب سهم این تأثیر مطابق جداول ۱۳ و ۱۴ متعلق به بیمه‌های غیر زندگی می‌باشد. تأثیر تولید ناخالص داخلی واقعی بر توسعه بیمه‌های غیرزندگی بیشتر از بیمه‌های زندگی می‌باشد. در کشورهای چشم انداز سهم بیمه در اقتصاد پایین بوده که بیشتر سهم آن را خام فروشی تشکیل می‌دهد، لذا تغییرات تولید ناخالص داخلی تأثیر معنی‌داری بر ضریب نفوذ بیمه ندارد. رشد جمعیت مطابق جدول ۱۲ تأثیر معنی دار منفی بر توسعه ضریب نفوذ بیمه مطابق مدل‌های ۱، ۳، ۵ و ۸ داشته که بیشتر ناشی از بیمه‌های غیرزندگی مطابق جدول ۱۳ است. همانطور که انتظار می‌رفت تأثیر نرخ شهرنشینی (URB) در کشور ایران و کشورهای چشم انداز بر روی ضریب نفوذ

1- Crowding out

بیمه، ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی مثبت و در سطح ۹۹ درصد معنی‌دار می‌باشد و بیشترین تأثیر را بر متغیرهای وابسته نسبت به سایر متغیرهای مستقل داشته است. در کشور ایران و کشورهای چشم انداز برخلاف کشورهای توسعه یافته امکان دسترسی به کلیه خدمات بیمه‌ای در کلیه مناطق شهری و روستایی میسر نمی‌باشد که باعث می گردد با توسعه شهرنشینی تقاضای بیمه نیز افزایش یابد.

۵- نتیجه گیری و پیشنهادات

اثر جهانی شدن بر بیمه های بازرگانی در طول زمان با ثبات است و لی اثر آن در بین کشورها مختلف متفاوت است. نتایج نشان می دهد که اثر جهانی شدن در کلیه ابعاد بر روی انواع مختلف بیمه های بازرگانی در هر یک از کشورها در طول زمان ثابت می باشد. ولی مقدار این اثر در بین کشورها متفاوت است. جهانی شدن در کلیه ابعاد، فرآیندی است که در طول زمان اثرات ثابت و مشخص (افزایشی) بر روی بیمه های بازرگانی مطابق تحلیل‌های ارائه شده دارد ولی اثرات این پدیده در انواع مختلف کشورها (توسعه یافته یا چشم انداز) تفاوت معنی داری را دارد که نتایج تحقیق موید این امر می باشد. در کشورهای توسعه یافته به ترتیب جهانی شدن اجتماعی، جهانی شدن کلی ، جهانی شدن سیاسی و جهانی شدن اقتصادی بیشترین تأثیر بر ضریب نفوذ بیمه به صورت کلی داشته است. درجه معنی داری کلیه متغیرها در توضیح تغییرات ضریب نفوذ بیمه در سطح ۹۹ درصد بوده است. اما در کشورهای منطقه چشم انداز ایران به ترتیب جهانی شدن کلی ، جهانی شدن سیاسی و جهانی شدن اقتصادی بیشترین تأثیر را در ضریب نفوذ بیمه به صورت کلی داشته است. در این میان به ترتیب جهانی شدن اقتصادی و جهانی شدن کلی بیشترین معنی داری در سطح ۹۵ درصد در توضییح تغییرات ضریب نفوذ بیمه داشته است. با بررسی توام شدت و درجه معنی داری به این نتیجه کلی می رسیم که شدت تأثیر جهانی شدن بر ضریب نفوذ بیمه در کشورهای توسعه یافته بیشتر از کشور های چشم انداز ایران است. در کشورهای توسعه یافته بعد اجتماعی جهانی شدن و در کشورهای چشم انداز ایران بعد اقتصادی جهانی شدن بیشترین و معنی دارترین تأثیر را بر ضریب نفوذ بیمه گذاشته است. با بررسی دقیق تأثیر ابعاد جهانی شدن بر ضریب نفوذ بیمه های زندگی و غیرزندگی به نتایج دقیقتری از این پژوهش خواهیم رسید. در کشورهای

توسعه یافته به ترتیب جهانی شدن اقتصادی، جهانی شدن اجتماعی، جهانی شدن کلی بیشترین تأثیر را بر کاهش ضریب نفوذ بیمه های غیرزندگی گذاشته‌اند که در این میان به ترتیب جهانی شدن اقتصادی و جهانی شدن اجتماعی بالاترین درجه معنی داری در سطح ۹۹ درصد در توضیح تغییرات ضریب نفوذ بیمه های غیرزندگی گذاشته است اما در کشورهای منطقه چشم انداز ایران و ایران به ترتیب جهانی شدن سیاسی، کلی و اقتصادی بیشترین تأثیر را در افزایش ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی گذاشته‌اند که در این میان به ترتیب جهانی شدن سیاسی و جهانی شدن اقتصادی بالاترین معنی داری در سطح ۹۹ و ۹۵ درصد در توضیح تغییرات ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی گذاشته است. با بررسی کلی نتایج به صورت مقایسه ای به این نتیجه می رسیم که در کشورهای توسعه یافته جهانی شدن اقتصادی بیشترین تأثیر را در کاهش و در کشورهای منطقه چشم انداز ایران جهانی شدن سیاسی بیشترین تأثیر در ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی گذاشته است. علت تأثیرات این است که در کشورهای توسعه یافته، جهانی شدن باعث افزایش ورود بیمه‌گران اتکایی خارجی (اکثرا در رشته‌های غیرزندگی فعالیت می‌نمایند) می‌گردد که رقیب جدی و توانمند برای شرکت‌های داخلی خصوصی بیمه‌ای هستند و با کاهش سهم بازار آنها منجر به کاهش ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی در آن کشور می‌گردند. اما در کشورهای منطقه چشم انداز ایران به دلیل سطح پایین جهانی شدن اقتصادی، غالباً جهانی شدن از بعد سیاسی با گسترش ارتباطات بین المللی و انعقاد معاهدات بین المللی به صورت غیر مستقیم از کانال توسعه اقتصادی کشور باعث افزایش بازارهای بیمه‌های غیرزندگی می‌گردد که به نوبه خود باعث توسعه ضریب نفوذ بیمه‌های غیرزندگی می‌گردد. لذا مطابق نتایج پژوهش حاضر پیشنهاد می‌گردد در کشور ایران با توجه به تأثیر غالب جهانی شدن از بعد سیاسی، سیاست های انبساطی در سطح بین المللی در راستای توسعه اقتصادی صورت گیرد تا با رشد اقتصادی، چرخه بیمه در رشته‌های غیرزندگی که ۸۵٫۵ درصد از سهم بیمه‌ای کشور را دارا می‌باشند، به جریان بیافتد. از طرفی پیشنهاد می‌گردد بیمه مرکزی با تعیین حداقل پرتفو برای بیمه‌های زندگی، شرکت‌های بیمه را ترغیب به فروش و عرضه بیمه‌های زندگی نماید، در این صورت شرکت‌های بیمه به علت محدودیت ابلاغ شده توسط بیمه مرکزی، تلاش تبلیغاتی، آموزشی و فرهنگی خود را در راستای افزایش ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی می‌نمایند. از طرفی دولت نیز با همکاری پژوهشکده بیمه می‌تواند راهکارهایی جهت افزایش آگاهی عمومی دانش آموزان، دانشجویان در زمینه بیمه‌های زندگی بنماید. دولت

می تواند با سیاست های انبساطی دیپلماتیک بین المللی، راه را برای ورود شرکت های بیمه بین المللی به کشور هموار نماید تا از کانال FPI[1] و تشدید رقابت با شرکت های بیمه "سرزمین اصلی " هم باعث ارائه خدمات با کیفیت برای بیمه گذاران و از طرفی با انتقال دانش فنی باعث غنی تر شدن بار فنی صنعت بیمه در کشور گردد. در زمینه بیمه‌های زندگی، در کشورهای توسعه یافته به ترتیب جهانی شدن اجتماعی، اقتصادی، کلی و سیاسی بیشترین تأثیر را بر ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی گذاشته‌اند که به غیر از جهانی شدن سیاسی، اکثراً بالاترین درجه معنی داری در سطح ۹۹ درصد در توضیح تغییرات ضریب نفوذ بیمه های زندگی را دارا می‌باشند. اما در کشورهای چشم انداز ایران جهانی شدن تأثیر معنی داری بر تغییرات ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی نگذاشته است. نتایج نشان می‌دهد در کشورهای توسعه یافته با توسعه جهانی شدن اجتماعی ناشی از مهاجرت از کشورهای در حال توسعه، افزایش کاربران اینترنت، گردشگری بین المللی، افزایش مخاطبان شبکه‌های بین المللی از کانال افزایش آگاهی از مزایای بیمه‌های زندگی و همچنین افزایش امید به زندگی، تقاضای بیمه‌های زندگی شدیداً افزایش پیدا می کند. مطابق نمودار ۱ در کشورهای چشم انداز ایران به غیر از کشور قبرس اکثراً دارای ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی پایین تر از ۰٫۸ هستند که در مقایسه با کشورهای توسعه یافته بسیار ناچیز است و از سویی دیگر این کشورها دارای سطح پایینی از جهانی شدن می‌باشند لذا طبیعی است که جهانی شدن در مقیاس پایین نتواند تغییرات ناچیز ضریب نفوذ بیمه‌های زندگی درکشورهای چشم انداز ایران را توضیح بدهد اما با توجه به ضریب نفوذ مطلوب در رشته های غیرزندگی، جهانی شدن می تواند تا حدودی تغییرات ضریب نفوذ بیمه های غیرزندگی را توضیح دهد. پیشنهاد می گردد کشورهای چشم انداز ایران با استقبال از پدیده جهانی شدن به خصوص از بعد اجتماعی در راستای شناخت صنعت بیمه (به ویژه بیمه‌های زندگی) اقدامات جدی فارغ از تعصبات فرهنگی و اجتماعی انجام دهند. نتایج همچنین نشان داد که شهرنشینی پدیده‌ای بود که در کشورهای چشم انداز ایران سهم بیشتری در توسعه ضریب نفوذ بیمه داشته است، لذا توصیه می گردد که عرضه خدمات بیمه‌ای در مناطق محروم در این جامعه آماری توسعه یابد. تورم اثرات منفی در کشورهای چشم انداز ایران نسبت به کشور

1- Foreign Portfolio Investment

های توسعه یافته بر ضریب نفوذ بیمه داشته است، لذا کنترل تورم و سیاست‌های کنترل جمعیت در شرایط رکود تورمی می‌تواند ازسیاست‌های کلان دولتی در راستای توسعه ضریب نفوذ بیمه در کشورهای چشم انداز ایران باشد.

References

[1] AbdehTabrizi,h.(2002). The role of the insurance industry in global capital markets. Iranian Journal of Insurance Research, 64(4), 93-99. (In Persian)

[2] akhbari, R., taee, H. (2017). Identifying hysteresis effect in unemployment rate with emphasis on second generation panel unit root and PANIC method. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 6(22), 1-31. doi: 10.22084/aes.2017.11136.2209. (In Persian)

[3] 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.

[4] Asadi Gharagoz, S., Arshadi, A., Haji, G. (2017). Analysis of Socio-Economic Factors Affecting Life Insurance Development: A Comparative Study between Iran and the Developed Countries during the Period of 1985-2014 (the Generalized Moments Approach). Iranian Journal of Insurance Research, 32(Issue 3), 21-40. doi: 10.22056/jir.2017.58887.1867. (In Persian)

[5] Asadiqaragoz, S., DaghighiAsli, A., Mahdavi, G., Damankeshideh, M.(2019). Nonlinear Impact of Inflation on Life Insurance Utilizing PSTR approach Comparative study of selected OIC and OECD countries. he 26th National Conference on Insurance and Development (NCOID) with the main theme of “Increasing Insurance Penetration Rate: Challenges and Strategies”. P19. (In Persian)

[6] Asadiqaragoz, S., DaghighiAsli, A., Mahdavi, G., Damankeshideh, M. (2020). Factors affecting financial development with an emphasis on life insurance: A comparative study of Iran and developed countries. Iranian Journal of Insurance Research, 34(4), -. doi: 10.22056/jir.2020.104656. (In Persian)

[7] Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. John Wiley & Sons.

[8] Chen, S. S., Cheng, S. C., Pan, G., & Wu, T. P. (2013). The relationship between globalization and insurance activities: a panel data analysis. Japan and the World Economy, 28, 151-157.

[9] Dreher, A. (2006). Does globalization affect growth? Evidence from a new index of globalization. Applied economics, 38(10), 1091-1110.

[10] Fattahi, S., Golkhandan, A. (2015). Insurance and Globalization in Developing 8 Countries (D-8): Bootstrap Panel Granger Causality Test. Economic Development Policy, 3(1), 117-142. doi: 10.22051/edp.2016.2461. (In Persian)

[11] Gills, D. S. (2002, March). Economic globalization and women in Asia:

Challenges and responses. In 43rd Annual ISA Convention New Orleans, LA (pp. 24-27).
[12] Hlouskova, J., & Wagner, M. (2006). The performance of panel unit root and stationarity tests: results from a large scale simulation study. Econometric Reviews, 25(1), 85-116.
[13] jalalee, S., jafari, M., jafari, S. (2014). The effect of financial development in the economic globalization process in iran. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 3(9), 75-92. (In Persian)
[14] jalalee, S., jafari, M., jafari, S. (2014). The effect of financial development in the economic globalization process in iran. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 3(9), 75-92.
[15] Lee, C. C., & Chiu, Y. B. (2016). Globalization and insurance activity: Evidence on the industrial and emerging countries. The North American Journal of Economics and Finance, 36, 328-349.
[16] Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. Oxford Bulletin of Economics and statistics, 61(S1), 631-652.
[17] Mahdavi, G., Majed, V.(2011). The impact of Socio-Economic and Psychological Factors on Life Insurance Demand in Iran. Jemr. Journal of Economic Modeling Research, 2 (5) :21-46. (In Persian)
[18] Meshki, M. (2011). A Study of Influential Factors in Stock Returns and Profitability in the Tehran Stock Exchange (TSE): GMM & GLS Models. , 3(1), 91-119. doi: 10.22099/jaa.2011.3390. (In Persian)
[19] Mohamadzadeh, p., mamipour, s., feshari,m. (2010). Stata Application in econometrics. Tehran: Noor Elm and Faculty of Economics. (In Persian)
[20] Movahed Manesh, S. (2016). Application of the GMM Method in Analyzing the Effect of Insurance Penetration Rate on GDP, The Case of Iran. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 6(24), 69-82. (In Persian)
[21] nadiri, M., mohammadi, T. (2011). Estimating an Institutional Structure in Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data Method. Economic Modeling, 5(15), 1-24. (In Persian)
[22] Olasehinde-Williams, G., & Balcilar, M. (2020). Examining the Effect of Globalization on Insurance Activities in Large Emerging Market Economies. Research in International Business and Finance, 101228.
[23] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of applied econometrics, 16(3), 289-326.
[24] Rasti, M., Rezaei, J. (2013). The Effect of Financial Development on Trade in Acceded Countries to the WTO: A Comparision of total Trade and Trade in Services. Economics Research, 13(51), 151-161.
[25] sameti, M., Ranjbar, H., Mohseni, F. (2012). The Effect of Good Governance Indicators on Human Development Index: the Case of ASEAN Countries. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), 223-

183. (In Persian)
[26] Sameti, M., Ranjbar, H., Mohseni, F. (2012). The Effect of Good Governance Indicators on Human Development Index: the Case of ASEAN Countries. Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research, 1(4), 223-183. (In Persian)
[27] Sigma. (2017). world insurance in 2012, Swiss Re Publication, 3. 26. Skipper, H.D., 1997. Foreign insurers in emerging markets: Issues and concerns. Unpublished Center for Risk Management and Insurance Occasional Paper 97-2. International Insurance Foundation.

احصاء مولفه‌های کارآفرینی شرکتی و بررسی رابطه آن با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب*

حسین تک روستا[1]
دانشجوی دکتری مدیریت گرایش رفتار سازمانی دانشگاه فردوسی مشهد
یعقوب مهارتی[2]
استادیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
مصطفی کاظمی[3]
دانشیار دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
محمدحسین مهدوی عادلی[4]
استاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۴/۱۶ تاریخ پذیرش ۱۳۹۸/۹/۲۷

چکیده

در دهه‌های اخیر و در گستره رقابت جهانی، فشار بازارها و همچنین سازگاری با تغییرهای محیطی، سازمان‌ها به منظور بقا نمی‌توانند فعالیت‌های خود را فقط در بخش‌های خاصی محدود کنند و لازم است تا در فرآیندهای کاری خود تحولاتی را ایجاد نمایند که به طور معمول این تحولات؛ با بهبود فرایندها، ایجاد

---

* - مقاله پژوهشی

1- htakrOOsta@yahoo.com
2- نویسنده مسئول maharati@um.ac.ir
3- kazemi@um.ac.ir
4- mh-mahdavi@um.ac.ir
DOI: 10.22067/pm.v26i18.81758

کسب و کارهای جدید، خرید سایر شرکت‌ها و متنوع سازی در فعالیت‌هایشان ایجاد خواهد شد. یکی از روش‌های موثر که شرکت‌ها در راستای بقا و تثبیت در بازارها و خلق مزیت رقابتی مورد استفاده قرار می‌دهند، بهره‌گیری از ابزار کارآفرینی شرکتی می‌باشد. با بهره گیری از این روش، شرکت‌ها به منظور ایجاد تحول، نسبت به ایجاد و بهره مندی از ویژگی‌های کارآفرینانه اقدام می‌نماید. بررسی‌ها نشان می‌دهد که بهره‌گیری از این روش‌ها باعث بهبود عملکرد شرکت‌ها و خلق ارزش برای سهامداران و سایر ذینفعان می‌شود. تحقیق حاضر در صدد شناسایی مولفه‌های بومی کارآفرینی شرکتی و بررسی میزان کارآفرینی شرکتی بر عملکرد مالی برآمده است. که جهت دستیابی به هدف مذکور در گام نخست با بررسی گسترده ادبیات موجود در زمینه کارآفرینی شرکتی، نسبت به احصاء مولفه‌های کارآفرینی شرکتی اقدام شده است و در گام دوم با بهره گیری از نظرات نخبگان، نسبت به انتخاب مولفه‌های بومی اقدام گردیده است. در گام سوم با بررسی عملکرد شرکت‌های منتخب نسبت به مقایسه رتبه کارآفرینی و عملکرد مالی شرکت‌ها اقدام شده است. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که همانند تحقیقات بین المللی انجام شده، بین رتبه کارآفرینی شرکت‌ها و عملکرد مالی آنها رابطه معناداری مشاهده می شود.

واژه‌های کلیدی: کارآفرینی شرکتی، عملکرد مالی، کارآفرینی ، ریسک پذیری، خلاقیت و نوآوری
طبقه بندی JEL : L20 ، L26 ، L25 ، L29

مقدمه:

تحول و تغییرات فزاینده در حوزه‌های علمی، اقتصادی و اجتماعی از عمده‌ترین ویژگی‌های عصر حاضر است. امروزه برای بسیاری از شرکت‌هایی که در محیط‌های رقابتی در پی بقاء و اثربخشی هستند، کارآفرینی و نوآوری یک الزام و نیازی اساسی است. از این رو بسیاری از شرکت‌ها به منظور بهبود نتایج و عملکرد خود در حوزه محصولات، خدمات و فرآیندها، به شدت در پی روش و رویکردهایی نوآورانه و کارآفرینانه هستند. کارآفرینی شرکتی به سرعت درحال تبدیل شدن به یک سلاح انتخابی برای بسیاری از شرکت‌ها به‌ویژه شرکت‌های بزرگ به منظور بهبود نتایج و ایجاد مزیت رقابتی می‌باشد. رویکرد کارآفرینی شرکتی؛ توسعه ایده‌ها، روش‌ها، فرایندها و فرصت‌های جدید در درون سازمان‌های از قبل تاسیس شده می‌باشد (Hodge, 2008). تغییر، نوآوری و کارآفرینی، اقداماتی هستند که شرکت‌های موفق برای حفظ بقاء خود مجبور به انجام آن می‌باشند (Zahra et al, 1999).

به کارگیری موفقیت‌آمیز روش‌ها و بهره‌گیری از مفاهیم کارآفرینی، نیازمند در اختیار داشتن

دانش لازم جهت منطبق نمودن مفاهیم نظری با شرایط بومی و فضای کسب و کار کشور است و اهتمام اندیشمندان، اساتید و مدارس کسب و کار را در این زمینه می‌طلبد. تاکنون مولفه‌ها و ویژگی‌های زیادی برای کارآفرینی شرکتی ارائه شده، ولی مولفه‌های بومی و تاثیر آن بر عملکرد واقعی شرکت‌ها مورد بررسی قرار نگرفته است و خلاء نظری در ادبیات بومی، به خوبی نمایان است. از سوی دیگر بررسی‌ها و مطالعات نشان می‌دهد که کارآفرینی شرکتی باعث ایجاد و ارتقاء مزیت رقابتی در شرکت‌ها و سازمان‌ها شده و موفقیت و بقای آن‌ها را در فضای رقابتی تضمین می‌نماید.

توجه به مولفه های کارآفرینی شرکتی در اداره کسب و کارها موجب افزایش توان رقابتی شرکت ها و کسب موفقیت در بازار شده و در نهایت ارتقا عملکرد مالی شرکت ها را به دنبال دارد.

این پژوهش بر آن است تا نسبت به شناسایی مولفه‌های موثر بر کارآفرینی شرکتی در ادبیات موضوع در سطح بین المللی اقدام نموده و در نهایت با بهره‌گیری از دانش خبرگان نسبت به احصاء مولفه‌های بومی کارآفرینی شرکتی اقدام نماید و پس از استخراج مولفه‌ها، به بررسی تاثیر مولفه‌های بومی بر عملکرد مالی شرکت‌های منتخب بپردازد.

مبانی نظری

از دهه ۸۰ میلادی همزمان با پیشرفت‌های قابل توجه اقتصادهای نوظهور در عرصه تولیدات و صادارت صنعتی، تولیدکنندگان و صنعت گران با رقبای نوظهور و قدرتمندی در بازار رقابت مواجه شدند. این مواجهه موجب شد تا بسیاری از شرکت‌های بزرگ و باسابقه با خطر ازدست دادن بازارها و مشتریان سنتی خود روبرو شوند. محصولات دانش‌بنیان و قیمت‌های رقابتی از یک سو و افزایش سرعت در تغییر تکنولوژی از سوی دیگر فشار این رقابت را برای کسب و کارها افزایش داد. در این زمان صاحب نظران علم اقتصاد و مدیریت، این نگرانی را مورد توجه و بررسی بیشتر قرار دادند و اقبال به تحقیق در خصوص روش‌های کارآفرینانه و نوآورانه در اداره کسب و کارها افزایش یافت.

کارآفرینی شرکتی

کارآفرینی از نظر اقتصاددانان سازوکاری است که تخصیص بهینه منابع را با استفاده از فرصت‌های آتی همراه با مخاطره فراهم می‌کند (Caliendo & Kritikos, 2012).

کالیستو و سارکار (Calisto & Sarkar, 2017) مولفه‌های کارآفرینی شرکتی شامل نوآوری و ریسک‌پذیری را موجب دستیابی به درجات متفاوتی از رفتارهای کارآفرینانه و در نتیجه سطوح مختلفی از نوآوری و عملکرد سازمانی دانسته اند.

هینونن و کورولا (Korvela & Heinonen, 2017) مولفه‌های کارآفرینی شرکتی شامل؛ نوآوری، اقدامات ریسک‌آمیز، و نوسازی استراتژیک و پیش‌زمینه‌های کارآفرینی شرکتی شامل تشویق مدیریت و سازمان، انگیزش فردی، شفافیت، بازبودن، اجتماعی‌بودن، شایستگی فردی، تشویق به نوآوری و توسعه را بر عملکرد شرکت‌ها موثر دانسته اند.

اکتان و بولوت (Aktan & Bulut, 2008) در بررسی تاثیر کارآفرینی شرکتی بر عملکرد مالی بنگاه‌های تولیدی، تاثیر مولفه‌های کارآفرینی شرکتی شامل؛ نوآوری، ریسک‌پذیری، پیشگامی و رقابت تهاجمی را بر عملکرد مالی شرکت‌های مورد مطالعه مثبت و معنادار دانسته اند.

بر اساس مطالعات بارت و وینستین (Barrett & Weinstein, 1999) تمایل به بازار، انعطاف پذیری سازمان، و کارآفرینی شرکتی همبستگی مثبتی با عملکرد مالی دارند. همچنین تمایل به بازار، و انعطاف‌پذیری سازمان تاثیر مثبت و معناداری بر کارآفرینی شرکتی دارند.

زهرا (Zahra, 1993) رابطه میان محیط بنگاه و کارآفرینی شرکتی شامل: نوآوری، بازسازی سازمانی و ایجاد کسب و کار جدید را با عملکرد مالی مورد مطالعه قرار داد. بر اساس نتایج، ویژگی‌های محیط بنگاه نظیر پویایی بر رابطه میان کارآفرینی شرکتی و عملکرد مالی موثر است. همچنین این مطالعه نشان داد، کارآفرینی شرکتی تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد مالی دارد.

میلر (Miller, 1983 ,2011) به بررسی عوامل مهم تعیین‌کننده کارآفرینی شرکتی پرداخت، بر اساس نتایج، تاثیر عوامل مختلف بر کارآفرینی شرکتی به نوع بنگاه بستگی دارد. کارآفرینی شرکتی در بنگاه‌های ساده به ویژگی‌های رهبر، در بنگاه‌های برنامه‌ریزی به استراتژی‌های محصول-بازار، و در بنگاه‌های ارگانیک به شرایط محیط و ساختار بنگاه بستگی دارد.

عملکرد مالی

طیف گسترده‌ای از شاخص‌ها برای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. در مجموع هدف کسب و کارها در خلق ارزش برای ذینفعان خلاصه می‌شود. در کسب و کارهای انتفاعی، حداکثرسازی سود صاحبان سهام هدف اصلی شرکت‌ها می‌باشد. برای ارزیابی میزان موفقیت در این هدف، شاخص بازده دارایی‌ها به عنوان اصلی ترین شاخص مورد استفاده قرار می‌گیرد. جان هگل و همکاران (Hagel at al. , 2013) بیان می‌کنند که شاخص بازده دارایی‌ها، موثرترین شاخص در دسترس برای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها می‌باشد. مطالعه علی آبادی و همکاران (Aliabadi at al. , 2013) ، به منظور کشف مرتبط ترین و موثرترین شاخص حسابداری برای ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها، نسبت به بررسی کلیه نسبت‌های مربوط به محرک ارزش، شاخص‌های مالی، ارزش ذاتی و قیمت سهام، نشان می‌دهد که نسبت بازده دارایی‌ها، مرتبط ترین و مناسب ترین نسبت به منظور ارزیابی عملکرد مالی شرکت‌ها می‌باشد.

پیشینه

بایارسلیک و اوزساهین (Bayarçelika & Özşahin, 2014) به بررسی تاثیر جو کارآفرینی شرکتی بر عملکرد بنگاه‌های تولیدی پرداختند. محققان در بررسی روی ۵۰۰ شرکت ترکیه، از پرسشنامه‌های استاندارد برای جمع‌آوری داده‌ها، و از روش‌های تحلیل عاملی و تحلیل همبستگی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. بر اساس نتایج تحلیل عاملی، مولفه‌های جو کارآفرینی شامل دسترسی به زمان، استقلال، حمایت مدیریت از توسعه ایده، حمایت مدیریت از پروژه‌های ریسک‌آمیز و سیستم پاداش است. همچنین مولفه‌های تمایل به کارآفرینی شرکتی شامل نوآوری، ریسک‌پذیری، پیشگامی، و رقابت تهاجمی بوده، و شاخص‌های عملکرد سازمان شامل عملکرد مالی و عملکرد نوآوری می‌باشد. بر اساس نتایج، جو کارآفرینی در شرکت‌های ترکیه تاثیر مثبت و معناداری بر تمایل آنها به کارآفرینی داشته، و تمایل به کارآفرینی هم تاثیر مثبت و معناداری بر عملکرد آنها دارد.

تورو و همکاران (Turró et al, 2014) در مطالعه ای بر روی داده های مربوط به ۶۲ کشور گوناگون در بازه زمانی سال‌های ۲۰۰۴ تا ۲۰۰۸ تاثیر عوامل محیطی را بر کارآفرینی شرکتی مورد بررسی قرار دادند. محققان از شاخص اقدام به ایجاد کسب و کار جدید برای بررسی کارآفرینی

شرکتی استفاده نموده اند. برای آزمون فرضیه ها از روش رگرسیون لوجستیک استفاده شده و نتایج به‌دست آمده، تاثیر عوامل محیطی غیر رسمی (فرهنگ کارآفرینانه و و تاثیر رسانه ها) و عوامل محیطی رسمی (تعداد فرایندهای لازم برای ایجاد کسب و کار و دسترسی به منابع مالی) بر کارآفرینی شرکتی را مورد تایید قرار می دهد. همچنین عوامل محیطی غیر رسمی نقش واسط را میان عوامل محیطی رسمی و کارآفرینی شرکتی ایفا می‌نماید.

لوامبا و همکاران (Lwamba et al, 2014) به بررسی تاثیر کارآفرینی شرکتی بر عملکرد مالی بنگاه‌های تولیدی پرداختند. این مطالعه که بر روی ۲۰۰ بنگاه تولیدی کنیا انجام شد، مولفه‌های کارآفرینی شرکتی شامل نوآوری، ریسک‌پذیری، پیشگامی، رقابت تهاجمی و استقلال در نظر گرفته شده، و از روش‌های تحلیل عاملی و تحلیل همبستگی برای تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. بر اساس نتایج، نوآوری، ریسک‌پذیری و رقابت تهاجمی تاثیر مثبت و معناداری بر کارآفرینی شرکتی دارند، در حالی که پیشگامی و استقلال تاثیر مثبت و معناداری بر کارآفرینی شرکتی ندارند.

پارکر (Parker, 2007) به مقایسه کارآفرینی شرکتی و کارآفرینی مستقل پرداخت. داده‌های مورد نیاز از اطلاعات پیمایشی که در سال‌های ۲۰۰۵ تا ۲۰۰۶ در مورد کارآفرینی در امریکا انجام شده بود، به‌دست آمد و از روش تحلیل رگرسیون برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. بر اساس نتایج، افرادی که در فعالیت‌های کارآفرینی شرکتی مشارکت می‌کنند، تمایلی به کارآفرینی مستقل ندارند. از نظر سنی، جوان‌ترین افراد و مسن‌ترین افراد تمایل بیشتری به کارآفرینی شرکتی در مقایسه با کارآفرینی مستقل دارند. کارآفرینان شرکتی بیشتر به محرک‌های محیط کاری خود عکس العمل نشان می دهند، در حالی که کارآفرینان مستقل بیشتر به محرک‌های سایر افراد در شبکه‌های اجتماعی عکس العمل نشان می دهند.

رومرو- مارتینز و همکاران (Romero-Martinezet et al, 2010) تاثیر خصوصی‌سازی بنگاه‌های دولتی را بر کارآفرینی شرکتی بررسی کردند. داده‌های ۳۱ بنگاه دولتی اسپانیا از ۳ سال قبل تا ۳ سال بعد از خصوصی‌سازی مورد تحلیل قرار گرفت. مولفه‌های کارآفرینی شرکتی شامل نوآوری محصول، نوآوری فرایند، نوآوری سازمانی، اقدام مخاطره‌آمیز ملی، اقدام مخاطره‌آمیز بین المللی، و نوسازی استراتژیک در نظر گرفته شده، و از روش‌های آماری نظیر تحلیل همبستگی برای آزمون فرضیه‌ها استفاده شد. بر اساس نتایج، خصوصی‌سازی بنگاه‌های موجود در صنایع

رقابتی منجر به افزایش کارآفرینی شرکتی در آنها می‌شود و کارآفرینی شرکتی در بنگاه‌های خصوصی‌سازی شده بستگی به دو عامل مالکیت و رقابت دارد.

ایرلند و همکاران (Ireland et al, 2011) به ارائه مفهومی با عنوان استراتژی کارآفرینی شرکتی پرداختند. آنها این مفهوم را به این صورت تعریف می‌کنند: «یک رویکرد منظم در سطح سازمان با اتکا بر رفتارهای کارآفرینی که به طور هدفمند و مداوم به بازسازی سازمان پرداخته و قلمرو فعالیت‌های سازمان را از طریق شناسایی و بهره‌برداری از فرصت‌های کارآفرینی شکل می‌دهد». در این مطالعه با استفاده از یک روش مفهومی مبتنی بر اطلاعات کتابخانه‌ای، پیش‌زمینه‌های فردی و محیطی استراتژی کارآفرینی شرکتی، و ابعاد آن مورد بررسی قرار گرفته است. بر اساس نتایج، عوامل فردی و شرایط محیطی بر شکل‌گیری استراتژی کارآفرینی شرکتی موثر بوده، و ابعاد استراتژی کارآفرینی شرکتی شامل دیدگاه استراتژیک کارآفرینی، معماری سازمانی حمایت‌کننده از کارآفرینی، و فرایندها و رفتارهای کارآفرینی می‌باشد.

کوراتکو و همکاران (Kuratko et al, 2005) با ارائه یک مدل مفهومی به تحلیل عوامل موثر بر رفتارهای کارآفرینانه مدیران سطح میانی سازمان‌ها، عوامل موثر بر تداوم این رفتارها و نتایج این رفتارها پرداخته‌اند. بر اساس نتایج، حمایت مدیران ارشد، استقلال، پاداش‌ها، دسترسی به زمان و محدودیت‌های سازمانی از عوامل بروز رفتارهای کارآفرینانه مدیران سطح میانی می‌باشد. همچنین شناسایی و پرورش فرصت‌های کارآفرینانه و اختصاص منابع برای پی‌گیری آنها از اقدامات کارآفرینانه محسوب شده، و نتایج این اقدامات موارد مختلفی نظیر ارتقای سازمان، نوسازی سازمانی، ایجاد یک شبکه اجتماعی جدید و پاداش‌های مالی می‌باشد.

کالینز و رام (Collins & Ram, 2003) با یک روش مفهومی مبتنی بر اطلاعات کتابخانه‌ای، فرآیندهای عکس العمل بنگاه نسبت به بازار، ویژگی‌های پاسخ مدیریت به تغییرات بازار و نقش کارکنان در شکل‌گیری روابط اجتماعی در بنگاه‌های تولیدی کوچک به بررسی ویژگی‌های مدیریت بنگاه‌های کارآفرین پرداختند. ایشان بر روی یک شرکت نمونه موفق تمرکز نموده و ویژگی‌های آن مورد تحلیل قرار دادند. وجود روابط کاری غیر رسمی، نقش فعالانه کارکنان در شکل‌گیری روابط اجتماعی، و تکیه بر اهداف (به جای کنترل مدیریت) از ویژگی‌های این بنگاه کارآفرین می‌باشد.

تورن‌بری (Thornberry, 2002) در مطالعه‌ای بر روی چهار شرکت بزرگ، تاثیر آموزش

مدیران را بر کارآفرینی شرکتی بررسی کرد. دوره های آموزشی کارآفرینی برگزار شده برای مدیران شرکت‌ها و نتایج عملی این دوره ها مورد تحلیل قرار گرفت. نتایج نشان داد که آموزش مدیران این شرکت‌ها می‌تواند منجر به کارآفرینی شرکتی شده و تاثیر قابل توجهی بر عملکرد شرکت‌های مذکور داشته باشد. البته برای ایجاد و تقویت کارآفرینی شرکتی لازم است که علاوه بر آموزش، سایر زمینه‌های ایجاد کارآفرینی شرکتی نظیر حمایت مدیریت ارشد، سیستم پاداش، و اختصاص زمان برای فعالیت‌های کارآفرینانه هم در شرکت‌ها ایجاد شود.

هورنسبای و همکاران (Hornsby et al, 2002) به بررسی عوامل درون شرکت موثر بر فعالیت‌های کارآفرینانه مدیران میانی بنگاه‌ها پرداختند و ابزاری برای اندازه‌گیری جو کارآفرینی شرکتی معرفی شد که شامل ۸۴ پرسش می‌باشد. این پرسشنامه توسط تعدادی از مدیران میانی بنگاه‌های گوناگون تکمیل شد و روایی پرسشنامه با استفاده از تحلیل عاملی مورد بررسی قرار گرفت. بر اساس نتایج، مولفه‌های جو کارآفرینی شرکتی شامل حمایت مدیریت، آزادی عمل، مرزهای سازمانی، سیستم پاداش، و دسترسی به زمان می‌باشد.

بیرکینشو (Birkinshaw, 1997) به بررسی کارآفرینی شرکتی در شرکت‌های زیرمجموعه شرکت‌های چندملیتی پرداخت. داده‌های مورد نیاز از طریق انجام مصاحبه و تکمیل پرسشنامه از مدیران ۳۹ شرکت زیرمجموعه شرکت‌های چندملیتی جمع آوری شده است. تحلیل داده ها ابتدا با تحلیل کیفی آنها از طریق جداول و نمودارها آغاز شد. سپس تحلیل های کمی (روش‌های آماری) انجام شده و با یافته های کیفی مقایسه شد. بر اساس نتایج، کارآفرینی در شرکت‌های زیرمجموعه شرکت‌های چندملیتی موجب افزایش پاسخ‌گویی محلی، یکپارچگی جهانی و ظرفیت یادگیری در گستره جهانی می‌شود.

میلر و فریزن (Miller & Friesen, 1982) به بررسی تاثیر عوامل گوناگون بر کارآفرینی شرکتی پرداختند. نمونه آماری شامل ۵۲ بنگاه از صنایع گوناگون کانادا می‌باشد. در این مطالعه، دو الگوی مختلف برای تبیین نوآوری محصولات ارائه شد که شامل الگوی کارآفرینی و الگوی محافظه‌کاری می‌باشد. این دو الگو به‌ترتیب در شرکت‌های کارآفرین و محافظه‌کار مورد آزمون قرار گرفت. برای تفکیک شرکت‌ها به دو دسته کارآفرین و محافظه‌کار از دو شاخص نوآوری و ریسک‌پذیری استفاده شد. برای تحلیل تاثیر عوامل گوناگون بر کارآفرینی شرکتی در هر یک از دو دسته مذکور از تحلیل همبستگی و تحلیل رگرسیون استفاده شد. بر اساس نتایج، در الگوی

محافظه‌کاری، نوآوری رابطه مثبتی با متغیرهای محیطی، تصمیم‌گیری، ساختاری، و فراوری اطلاعات (کنترل) دارد، در حالی که در الگوی کارآفرینی، نوآوری رابطه منفی با فراوری اطلاعات (کنترل) داشته و تا حدودی با عوامل محیطی و عوامل ساختاری بنگاه رابطه مثبت دارد. بنابراین عامل اساسی تعیین‌کننده میزان نوآوری بنگاه‌ها، انتخاب استراتژی کارآفرینی و یا محافظه‌کاری از سوی آنها است و تاثیر سایر عوامل به این انتخاب بستگی دارد.

با توجه به مطالعه گسترده کتابخانه ای این پژوهش، نتایج حاصل از بررسی مطالعات پیشین در احصاء مولفه‌های کارافرینی شرکتی به صورت خلاصه در جدول (۱) ارائه گردیده است.

جدول ۱. مولفه‌های کارآفرینی شرکتی

محقق/محققین	مولفه‌ها												
	۱. خلاقیت و نوآوری	۲. ریسک‌پذیری(مخاطره‌جویی)	۳. رقابت‌جویی(رقابت تهاجمی)	٤. خودنوسازی	٥. فرهنگ شرکتی	٦. ساختار سازمانی شرکت	۷. پیشگامی	۸. نیروهای پیش‌برنده	۹. سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر	۱۰. متغیرهای استراتژیک	۱۱. بازسازی راهبردی	۱۲. جستجوی فرصت‌های جدید	۱۳. مشخصات رهبری (ویژگی-
۱. کووین و اسلوین (۱۹۸۹)	■	■	■										
۲. گوث و گینسبرگ (۱۹۹۰)	■	■	■	■	■	■				■			■
۳. کورنوال و پرلمن (۱۹۹۰)					■	■		■		■			■
٤. زهرا (۱۹۹۱)					■	■							
٥. زهرا (۱۹۹۱)	■	■		■									
٦. کاوین و اسلوین (۱۹۹۱)					■					■	■		
۷. زهرا (۱۹۹۳)					■	■		■		■			
۸. زهرا (۱۹۹۳)			■		■	■					■		■
۹. کوراتکو و همکاران (۱۹۹۳)		■		■		■		■					■
۱۰.هارنسبی‌وهمکاران (۱۹۹۳)								■					■
۱۱.کواتکو و همکاران (۱۹۹۳)								■					■
۱۲. لامپکین و دس (۱۹۹٦)	■	■	■	■	■	■	■		■		■		
۱۳.ایکلز و نِک (۱۹۹۸)	■				■	■	■					■	■

جدول ۱. مولفه‌های کارآفرینی شرکتی

محقق/محققین	مولفه‌ها											
	۱. خلاقیت و نوآوری	۲. ریسک‌پذیری(مخاطره‌جویی)	۳. رقابت‌جویی(رقابت تهاجمی)	٤. خودنوسازی	٥. فرهنگ شرکتی	٦. ساختار سازمانی شرکت	۷. پیشگامی	۸. نیروهای پیش‌برنده	۹. سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر	۱۰. متغیرهای استراتژیک	۱۱. بازسازی راهبردی	۱۲. جستجوی فرصت‌های جدید	۱۳. مشخصات رهبری (ویژگی-
١٤. فالب و همکاران (١٩٩٨)	■	■						■		■		■	■
١٥. تامپسون (١٩٩٩)	■	■			■	■		■		■		■	■
١٦. گات و گیسبرگ (١٩٩٩)			■						■		■		
١٧. آنتونیک (٢٠٠٠)	■	■	■						■				
١٨. آنتونیک‌و هیسریچ (٢٠٠١)		■	■	■	■	■	■	■					
١٩. کارین‌و پوتلزبرگ (٢٠٠١)					■	■		■					
٢٠.هارنسبی،کوراتکووزهرا(٢٠٠٢)						■		■					■
٢١. دی کونینگ و اسمیت (٢٠٠٢)	■			■			■						■
٢٢. کریزر و همکاران (٢٠٠٢)	■	■		■			■						
٢٣.آنتونیک و هیسریچ (٢٠٠٣)	■	■	■				■					■	
٢٤.هینیونگ و همکاران (٢٠٠٤)	■	■	■	■	■								■
٢٥. هیلتون (٢٠٠٥)					■			■					■
٢٦. آنتونیک و زورن (٢٠٠٥)	■			■			■		■				
٢٧. فورد و بیدن (٢٠٠٥)	■			■					■				
٢٨. لئو و همکاران (٢٠٠٥)	■	■					■						
٢٩. ایرلند و همکاران (٢٠٠٦)	■	■				■	■	■				■	
٣٠. بیلوت و آلپکن (٢٠٠٦)			■		■		■	■		■			
٣١.هیسریچ و همکاران (٢٠٠٦)	■			■					■		■		■
٣٢. وانگ و لیهاو (٢٠٠٦)	■			■			■		■				
٣٣. یانگ و همکاران (٢٠٠٧)	■			■			■						
٣٤. کوراتکو (٢٠٠٧)	■	■					■				■	■	
٣٥.هولت،رادرفوردوکلاهسی(٢٠٠٧)					■	■	■	■					■
٣٦. لی سانگ (٢٠٠٧)					■	■						■	
٣٧. کارنی، هیسریچ و راش (٢٠٠٨)		■			■	■	■	■				■	

جدول ۱. مولفه‌های کارآفرینی شرکتی

محقق/محققین	مولفه‌ها												
	۱. خلاقیت و نوآوری	۲. ریسک‌پذیری(مخاطره‌جویی)	۳. رقابت‌جویی(رقابت تهاجمی)	٤. خودنوسازی	٥. فرهنگ شرکتی	٦. ساختار سازمانی شرکت	۷. پیشگامی	۸. نیروهای پیش‌برنده	۹. سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر	۱۰. متغیرهای استراتژیک	۱۱. بازسازی راهبردی	۱۲. جستجوی فرصت‌های جدید	۱۳. مشخصات رهبری (ویژگی-
۳۸. بلیز و چیپرز (۲۰۰۸)	■	■		■			■				■		
۳۹. اجلا و همکاران (۲۰۰۹)	■	■					■				■		
٤۰. مایلز و همکاران (۲۰۰۹)	■	■							■	■		■	
٤۱. مارتیز و همکاران (۲۰۱۰)	■									■			

روش تحقیق

در این پژوهش ابتدا داده ها بصورت پرسشنامه ای جمع آوری گردیده و سپس با استفاده از روش‌های آماری به آزمون فرضیات پژوهش پرداخته شده است؛ لذا در مبحث روش تحقیق، ابتدا شیوه سنجش اعتبار داده‌های گردآوری شده مورد بررسی قرار می‌گیرد و در ادامه با استفاده از آمار استنباطی، روایی و پایایی ابزار تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است.

مناسبترین شیوه برای سنجش روایی سازه در داده های پرسشنامه‌ای استفاده از تحلیل عاملی تائیدی است. همچنین در تحلیل عاملی تائیدی هر چه میزان بار عاملی به عدد یک نزدیک‌تر باشد در واقع گویای این مسئله است که سوالات پرسشنامه ارتباط قوی‌تری با متغیرهای مکنون دارند و اگر میزان بار عاملی استاندارد صفر باشد این به معنای عدم ارتباط بین سوال پرسشنامه با متغیر مکنون است. بار عاملی منفی به معنای معکوس بودن جهت اثرگذاری سوال پرسشنامه بر متغیر مکنون است. این پژوهش بر اساس پرسشنامه‌ای با ۴۱ گویه طراحی شده که همه این متغیرها مکنون (نهفته) هستند و با استفاده از تحلیل عاملی، معادلات اندازه‌گیری مربوط به آنها مشخص می‌شود. مقدار بار عاملی کمتر از ۰/۴، کوچک محسوب شده و باید از مدل حذف گردد. نتایج تحلیل عاملی تائیدی در جدول شماره (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی تائیدی

متغیرها و ابعاد	گویه‌ها	بار عاملی	آماره تی
خلاقیت و کارآفرینی (**C&I**)	C&I1	۰/۸۷	۹/۵۷
	C&I2	۰/۷۳	۸/۶۶
	C&I3	۰/۸۵	۹/۸۷
	C&I4	۰/۸۰	۹/۴۳
ریسک‌پذیری (**RT**)	RT1	۰/۸۹	۱۰/۶۹
	RT2	۰/۷۹	۸/۸۵
	RT3	۰/۸۵	۸/۹۵
	RT4	۰/۷۴	۸/۹۵
رقابت‌جویی (**CA**)	CA1	۰/۷۰	۸/۱۰
	CA2	۰/۶۶	۷/۴۳
	CA3	۰/۶۷	۷/۶۸
	CA4	۰/۶۶	۸/۱۷
	CA5	۰/۷۵	۸/۳۸
خودنوسازی (**SR**)	SR1	۰/۸۰	۹/۲۶
	SR2	۰/۶۳	۷/۱۰
	SR3	۰/۵۹	۶/۴۹
	SR4	۰/۵۱	۵/۴۴
فرهنگ شرکتی (**OC**)	OC1	۰/۵۷	۶/۵۵
	OC2	۰/۵۵	۵/۹۲
	OC3	۰/۵۱	۶/۰۴
	OC4	۰/۶۱	۶/۶۱
	OC5	۰/۶۷	۷/۸۴
پیشگامی (**PRO**)	PRO1	۰/۶۶	۷/۱۴
	PRO2	۰/۷۶	۸/۳۷
	PRO3	۰/۶۴	۷/۳۰
	PRO4	۰/۶۲	۶/۷۵
بازسازی راهبردی (**STR**)	STR1	۰/۷۸	۹/۰۶
	STR2	۰/۷۷	۸/۶۷
	STR3	۰/۹۴	۹/۸۰
جستجوی فرصت‌های جدید (**NOS**)	NOS1	۰/۴۶	۵/۱۲
	NOS2	۰/۵۱	۵/۹۵
	NOS3	۰/۶۹	۷/۲۲
	NOS4	۰/۴۴	۵/۸۴
	NOS5	۰/۴۹	۵/۳۹
ویژگی‌های رهبری (**LP**)	LP1	۰/۶۲	۷/۴۲

	LP2	۰/۷۲	۷/۸۰
	LP3	۰/۵۵	۵/۷۵
	LP4	۰/۶۶	۸/۰۴
نیروهای پیش‌برنده (**TF**)	TF1	۰/۶۶	۶/۶۸
	TF2	۰/۸۳	۸/۶۹
	TF3	۰/۶۶	۷/۰۴

همان گونه که در جدول فوق مشاهده می‌شود مقدار آماره تی در تمام سوالات مربوط به متغیرهای تحقیق از ۱/۹۶ بزرگ‌تر بوده، همچنین مقادیر بارهای عاملی تمام گویه‌های پرسشنامه، بیشتر از ۰/۴ می‌باشند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که گویه‌های انتخاب شده ساختارهای عاملی مناسبی را جهت اندازه‌گیری متغیرها و ابعاد کارآفرینی شرکتی در مدل تحقیق فراهم می‌کنند.

همچنین شاخص‌های برازش مدل نیز در جدول شماره (۳) نشان داده شده است. همان طور که در جدول مشاهده می‌شود مقدار RMSEA برابر با ۰/۰۳ می‌باشد و با توجه به اینکه کمتر از ۰/۰۸ است نشان می‌دهد میانگین مجذور خطاهای مدل مناسب بوده و مدل قابل قبول است. همچنین مقدار کای دو به درجه آزادی برابر با ۱/۰۷ (۷۸۹/۰۱]/۷۳۴) است که بین ۱ و ۳ می‌باشد و میزان شاخص‌های NFI، GFI، AGFI ، IFI و CFI نیز از ۰/۹ بیشتر می‌باشند. لذا در مجموع می‌توان گفت که مقدار شاخص‌ها، با ملاک تفسیری آنها مطابقت داشته و تحلیل عاملی تائیدی، ساختار متغیرها و ابعاد مورد بررسی در پرسشنامه را تائید می‌نماید.

جدول ۳. شاخص‌های برازش

χ2/df	RMSEA	NFI	GFI	AGFI	IFI	CFI
۱/۰۷	۰/۰۳	۰/۹۵	۰/۹۲	۰/۹۷	۰/۹۸	۰/۹۸

پس از مشخص شدن نکوئی برازش، اینک نرمال بودن داده‌های گردآوری شده می‌بایست مورد آزمون قرار گیرد. در شیوه پرسشنامه‌ای گردآوری داده‌ها، نرمال بودن متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون کولموگوروف – اسمیرنوف مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون فوق برای تمامی متغیرهای پژوهش حاکی از رد فرض مقابل با عنوان عدم نرمال بودن داده‌ها دارد. بنابراین نرمال بودن همه متغیرهای پژوهش در سطح ۹۵ درصد دارد. همچنین به منظور بررسی سازگاری

درونی متغیرهای پرسشنامه -پایایی پرسشنامه- می‌توان از ضریب آلفای کرونباخ استفاده نمود. ضرایب بدست آمده برای آلفای کرونباخ در تمامی گویه ها و ابعاد مورد مطالعه بیش از ۰٫۷ بدست آمده که مؤید پایایی پرسشنامه است.[۱]

پس از بررسی اعتبار داده‌های گردآوری شده توسط پرسشنامه‌ها به آزمون فرضیات پرداخته شده است. برای پاسخ سوال نخست که تعیین مولفه‌های بومی کارآفرینی شرکتی است، آزمون تی-تک نمونه‌ای برای استنباط آماری مورد استفاده قرار میگیرد تا روشن گردد کدامین متغیرهای مورد پژوهش از نظر خبرگان جزو مؤلفه‌های کارآفرینی محسوب می‌گردند. در پاسخ به سوال دوم که به رتبه بندی شرکت های مورد مطالعه اختصاص دارد، از روش تاپسیس استفاده شده و طی شش مرحله به وزن دهی ماتریس نرمال و تعیین ایده‌آل و بدست آوردن فاصله متغیرها از ایده‌آل‌ها پرداخته شده. در پاسخ به سوال سوم از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شده تا ارتباط میان میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب مشخص گردد.

یافته‌های پژوهش

پژوهش حاضر در پی پاسخ به سه سوال بر آمده است:

۱. مولفه‌های بومی کارآفرینی شرکت کدامند؟

۲. شرکت‌های منتخب در چه رتبه‌ای به لحاظ کارآفرینی شرکتی قرار دارند؟

۳. رتبه کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب چه نوع رابطه‌ای دارند؟

پاسخ سوال اول

در پاسخ به سوال اول تحقیق که تعیین مولفه‌های بومی کارآفرینی شرکتی است، گام‌های زیر طی شده است:

- بررسی ادبیات موضوع مربوط به مولفه‌های کارآفرینی شرکتی و استخراج آنها، شامل: خلاقیت و نوآوری، ریسک‌پذیری (مخاطره‌جویی)، رقابت‌جویی (رقابت تهاجمی)، خودنوسازی، فرهنگ شرکتی، ساختار سازمانی شرکت، پیشگامی، نیروهای پیش‌برنده،

۱- نتایج آزمون‌های مورد بحث در این قسمتدر صورت بنا به درخواست قابل ارائه هستند و عدم ذکر آنها در اینجا صرفا جهت صرفه جویی در تعداد صفحات این مقاله بوده است.

سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر، متغیرهای استراتژیک، بازسازی راهبردی، جستجوی فرصت‌های جدید و مشخصات رهبری (ویژگی‌های فردی) می‌شود.

- جهت تعیین مولفه‌های بومی شرکتی، پرسشنامه‌ای برمبنای مولفه‌های کارآفرینی شرکتی حاصل از مرحله قبلی با ۱۳ گویه تنظیم گردید. این پرسشنامه در اختیار خبرگان علمی و اجرایی شامل؛ اعضای هیات مدیره شرکت‌های منتخب و برخی از اساتید صاحب‌نظر در حوزه کارآفرینی قرار گرفت تا میزان اهمیت مولفه‌های کارآفرینی ارایه شده را تعیین کنند. به این ترتیب پرسشنامه توسط ۴۰ نفر از خبرگان تکمیل گردید. سپس داده‌های حاصل از پرسشنامه‌های مذکور در قالب بررسی میانگین جدول شماره (۴) و آزمون تی.تک نمونه‌ای[1] در قالب جدول شماره (۵) مورد تحلیل قرار گرفت.

جدول ٤. میانگین مولفه‌های کارآفرینی

مولفه‌های کارآفرینی شرکتی	میانگین[4]	انحراف معیار[3]	خطای استاندارد از میانگین[2]
خلاقیت و نوآوری	۴,۹۵۰۰	۰,۲۲۰۷۲	۰,۰۳۴۹۰
ریسک‌پذیری	۴,۸۷۵۰	۰,۳۳۴۹۳	۰,۰۵۲۹۶
رقابت‌جویی	۴,۹۰۰۰	۰,۳۰۳۸۲	۰,۰۴۸۰۴
خودنوسازی	۴,۸۵۰۰	۰,۴۲۶۶۷	۰,۰۶۷۴۶
فرهنگ شرکتی	۴,۷۷۵۰	۰,۴۷۹۷۲	۰,۰۷۵۸۵
ساختار سازمانی شرکت	۴,۲۵۰۰	۰,۶۳۰۴۳	۰,۰۹۹۶۸
پیشگامی	۴,۶۲۵۰	۰,۷۰۴۸۴	۰,۱۱۱۴۴
سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر	۴,۵۰۰۰	۰,۵۰۶۳۷	۰,۰۸۰۰۶
متغیرهای استراتژیک	۴,۵۵۰۰	۰,۵۵۲۳۸	۰,۰۸۷۳۴
بازسازی راهبردی	۴,۷۵۰۰	۰,۵۴۳۰۲	۰,۰۸۵۸۶
جستجوی‌فرصت‌های‌جدید	۴,۹۰۰۰	۰,۳۰۳۸۲	۰,۰۴۸۰۴
مشخصات رهبری	۴,۸۵۰۰	۰,۳۶۱۶۲	۰,۰۵۷۱۸

1- One-Sample Statistics
2- Std. Error Mean
3- Std. Deviation
4- Mean

جدول ٤. میانگین مولفه‌های کارآفرینی

مولفه‌های کارآفرینی شرکتی	میانگین[٤]	انحراف معیار[٣]	خطای استاندارد از میانگین[٢]
نیروهای پیش‌برنده	۴٫۶۷۵۰	۰٫۶۱۵۵۰	۰٫۰۹۷۳۲

همانطور که در جدول شماره (۴) مشاهده می‌شود مولفه‌هایی که میانگین کمتری نسبت به سایر مولفه‌ها کسب کرده‌اند، نقش کمتری در بروز کارآفرینی شرکتی ایفا می‌کنند. به این ترتیب سه مولفه ساختار سازمانی، سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر و متغیرهای استراتژیک که کمترین میانگین را دارند، حذف خواهند شد. برای تایید مولفه‌هایی که در میانگین‌گیری حذف شده‌اند از آزمون تی.تک نمونه‌ای هم استفاده می‌شود. در همین راستا اگر از میانگین مولفه‌های کارآفرینی میانگین گرفته شود (میانگین میانگین‌ها) عدد ۴/۷۳ بدست می‌آید. بنابراین برای آزمون تی.تک نمونه‌ای عدد ۴/۷۳ به عنوان آماره T-Value در نظر گرفته می‌شود. در آزمون تی.تک نمونه‌ای برای بررسی از آماره تی (t) و همچنین سطح معناداری (sig) استفاده می‌شود. در این آزمون در صورتی که همزمان مقدار آماره t بزرگتر از ۱/۹۶ (t >1.96) و همچنین سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ باشد (sig <0.05)، می‌توان گفت میانگین مولفه بطور معنی‌داری از عدد ۴/۷۳ بیشتر است. از سوی دیگر اختلاف میانگین محاسبه شده بین میانگین واقعی مولفه‌ها و میانگین تراز که منفی شده نشان دهنده این است که مولفه‌های مذکور برای بروز کارآفرینی شرکتی چندان موثر نبوده‌اند. به عبارت دیگر پاسخگویان رتبه این مولفه‌ها را برای ایجاد کارآفرینی شرکتی بسیار پایین ارزیابی کرده‌اند. با توجه به نتایج بدست آمده در جدول شماره (۵) مولفه‌هایی که همزمان دارای مقدار آزمون تی، اختلاف میانگین و حد بالا و پایین منفی باشند، می‌توان گفت میانگین آنها به طور معنی‌داری از عدد ۴٫۷۳ کمتر بوده و این مولفه‌ها در فرآیند تحقیق حذف خواهند شد. به این ترتیب نتایج حاصل از جدول میانگین مولفه‌های کارآفرینی تایید شده و سه مولفه؛ ساختار سازمانی، سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر و متغیرهای استراتژیک کنار گذاشته شد و ۱۰ مولفه انتخاب گردیدند.

پاسخ سوال دوم

شرکت‌های منتخب در چه رتبه‌ای به لحاظ کارآفرینی شرکتی قرار دارند؟

برای پاسخ به این سوال تحقیق نیز اقدامات به ترتیب زیر صورت گرفت.

- با توجه به اینکه در یافته‌های مربوط به سوال اول، از میان مولفه‌های کارآفرینی شرکتی، در ابتدا ۱۳ مولفه و سپس ۱۰ مولفه انتخاب شد، در این مرحله پرسشنامه‌ای با محور ۱۰ مولفه تعیین شده با مقیاس لیکرت پنج تایی تهیه و بعد از اعتبارسنجی آن، در میان مدیران شرکت-های منتخب توزیع شد. سپس برای تعیین رتبه کارآفرینی شرکت‌های مذکور از تاپسیس[1] استفاده شده است.
- نتایج حاصل از رتبه‌های کارآفرینی شرکتی در شرکت‌های منتخب در جدول شماره (۶) نشان داده شده است.

جدول ۵. تحلیل آماری تک نمونه‌ای

مولفه‌های کارآفرینی شرکتی	Test Value = ٤,٧٣					
	مقدار آزمون t	درجه آزادی (df)	سطح معنی‌داری (Sig.2-tailed)	اختلاف میانگین Mean Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
					Lower	Upper
خلاقیت و نوآوری	۶,۳۰۴	۳۹	۰,۰۰۰	۰,۲۲۰۰۰	۰,۱۴۹۴	۰,۲۹۰۶
ریسک‌پذیری	۲,۷۳۸	۳۹	۰,۰۰۹	۰,۱۴۵۰۰	۰,۰۳۷۹	۰,۲۵۲۱
رقابت‌جویی	۳,۵۳۹	۳۹	۰,۰۰۱	۰,۱۷۰۰۰	۰,۰۷۲۸	۰,۲۶۷۲
خودنوسازی	۱,۷۷۹	۳۹	۰,۰۸۳	۰,۱۲۰۰۰	−۰,۰۱۶۵	۰,۲۵۶۵
فرهنگ شرکتی	۰,۵۹۳	۳۹	۰,۵۵۶	۰,۰۴۵۰۰	−۰,۱۰۸۴	۰,۱۹۸۴
ساختار سازمانی شرکت	−۴,۸۱۵	۳۹	۰,۰۰۰	−۰,۴۸۰۰۰	−۰,۶۸۱۶	−۰,۲۷۸۴
پیشگامی	−۰,۹۴۲	۳۹	۰,۳۵۲	−۰,۱۰۵۰۰۰	−۰,۳۳۰۴	۰,۱۲۰۴
سرمایه‌گذاری ریسک‌پذیر	−۲,۸۷۳	۳۹	۰,۰۰۷	−۰,۲۳۰۰۰	−۰,۳۹۱۹	−۰,۰۶۸۱
متغیرهای استراتژیک	−۲,۰۶۱	۳۹	۰,۰۴۶	−۰,۱۸۰۰۰	−۰,۳۵۶۷	−۰,۰۰۳۳
بازسازی راهبردی	۰,۲۳۳	۳۹	۰,۸۱۷	۰,۰۲۰۰۰	−۰,۱۵۳۷	۰,۱۹۷۳
جستجوی‌فرصت‌های‌جدید	۳,۵۳۹	۳۹	۰,۰۰۱	۰,۱۷۰۰۰	۰,۰۷۲۸	۰,۲۶۷۲
مشخصات رهبری	۲,۰۹۹	۳۹	۰,۰۴۲	۰,۱۲۰۰۰	۰,۰۰۴۳	۰,۲۳۵۷
نیروهای پیش‌برنده	−۰,۵۶۵	۳۹	۰,۵۷۵	−۰,۰۵۵۰۰	−۰,۲۵۱۳	۰,۱۴۱۸

1- Topsis

جدول ٦. رتبه کارآفرینی شرکتی در شرکت‌های مورد مطالعه

شرکت	CL_j^*	رتبه	شرکت	CL_j^*	رتبه
rab	۰,۲۹۴۲۲۳	۷۲	da	۰,۴۶۲۰۴۴	۳۶
Is	۰,۲۹۲۵۵۵	۷۳	spk	۰,۴۵۶۴۵۶	۳۸
pst	۰,۳۳۰۴۹۳	۶۹	oz	۰,۴۵۶۳۰۲	۳۹
abad	۰,۳۳۲۱۸۳	۶۸	kd	۰,۴۹۴۵۲۶	۲۷
behesh	۰,۳۲۰۸۶۹	۷۰	da	۰,۴۵۶۶۴۲	۳۷
raha	۰,۳۱۶۰۷۶	۷۱	ki	۰,۵۱۳۱۲۴	۱۷
tddd	۰,۳۵۸۸۳۸	۶۵	bbt	۰,۵۰۱۰۴۸	۲۲
bd	۰,۳۵۹۸۲۴	۶۴	eef	۰,۴۶۳۵۲۳	۳۵
pe	۰,۳۸۳۵۴۹	۵۹	kt	۰۵۰۰۸۵	۲۳
ttrp	۰,۳۹۳۹۹۸	۵۸	tsa	۰,۴۶۴۱۶۴	۳۴
sik	۰,۳۷۹۶۳۳	۶۰	kdg	۰,۵۱۰۵۲۹	۱۸
ph	۰,۳۳۹۳۱۲	۶۷	ngp	۰,۴۷۵۶۴۲	۲۹
kji	۰,۳۵۱۶۴۵	۶۶	pa	۰,۴۷۵۴۶	۳۰
kdm	۰,۳۹۴۱۳۴	۵۷	fm	۰,۴۹۵۲۷	۲۶
hntk	۰,۳۹۷۰۴۸	۵۶	dpi	۰,۶۷۲۷۰۹	۳
tfrp	۰,۳۶۴۹۴۵	۶۳	psk	۰,۴۹۸۶۶۴	۲۵
td	۰,۴۰۵۳۸۱	۵۱	msb	۰,۵۲۳۲۵۵	۱۵
ba	۰,۳۷۸۲۰۷	۶۱	msm	۰,۴۹۱۸۴۹	۲۸
sls	۰,۴۰۴۲۱۵	۵۳	tjk	۰,۵۱۶۸۷۷	۱۶
sdt	۰,۴۲۴۳۶۲	۴۴	kdf	۰,۴۹۹۴۷	۲۴
pf	۰,۴۲۲۲۲۲	۴۵	tmr	۰,۵۲۹۸۹۵	۱۲
np	۰,۳۷۲۱۶۹	۶۲	fk	۰,۵۰۷۵۳۲	۱۹
da	۰,۴۰۴۵۱۹	۵۲	ps	۰,۵۲۴۴۲۶	۱۴
mn	۰,۴۱۹۲۱	۴۸	sadr	۰,۵۴۳۹۶۲	۷
rt	۰,۴۳۵۲۳۵	۴۳	pa	۰,۵۳۸۴۹۴	۹
shs	۰,۴۱۹۸۴۳	۴۶	abs	۰,۵۰۵۱۰۵	۲۰
sb	۰,۴۳۶۷۰۹	۴۲	ni	۰,۵۳۴۸۱۸	۱۱
de	۰,۴۳۷۹۰۴	۴۱	sd	۰,۵۳۵۶۰۵	۱۰
tsrp	۰,۴۱۲۳۲۵	۵۰	tmtd	۰,۷۲۱۲۰۱	۲
sss	۰,۴۷۰۳۳۸	۳۱	pj	۰,۵۲۶۸۳۹	۱۳
dd	۰,۴۱۹۵	۴۷	sbr	۰,۵۳۹۶۱۱	۸
sdd	۰,۴۴۷۹۹۹	۴۰	bbkj	۰,۵۶۳۷۲۶	۵
tmad	۰,۴۰۱۹۹۹	۵۴	pm	۰,۳۹۸۰۱۳	۵۵
da	۰,۵۰۲۳۷	۲۱	kc	۰,۵۶۳۸۲۸	۴
dsp	۰,۴۶۸۷۶۳	۳۲	dsg	۰,۵۶۳۰۴۹	۶
lr	۰,۴۱۷۷۱۷	۴۹	ly	۰,۷۲۱۸۸۹	۱
gpa	۰,۴۶۶۹۴۸	۳۳			

در جدول فوق CL_i^* ایده‌آل هر شرکت را معرفی می‌کند. به این مفهوم که هر چقدر مقدار CL_i^* به عدد ۱ نزدیک‌تر باشد راهکار به جواب ایده‌آل نزدیک‌تر است و به عبارت دیگر، رتبه کارآفرینی شرکتی در آن شرکت بالاتر است. با توجه به اینکه شرکت Is کمترین ایده‌آل (۰,۲۹۲۵۵۵) را به خود اختصاص داده است، پایین‌ترین رتبه کارآفرینی شرکتی (آخرین رتبه یعنی ۷۳) و شرکت ly با بیشترین ایده‌آل (۰,۷۲۱۸۸۹) بالاترین رتبه کارآفرینی شرکتی را در میان ۷۳ شرکت کوچک و متوسط زیرمجموعه سازمان تامین اجتماعی کسب کرده است.

پاسخ سوال سوم

برای پاسخ به سوال سوم «میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب چه نوع رابطه‌ای دارد؟» در قالب فرضیه تحقیق به شرح زیر تبیین شده که از طریق ضریب همبستگی اسپیرمن تایید یا عدم تایید فرضیه بررسی می‌شود.

میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب، رابطه مثبت و معنی‌داری دارد.

به منظور بررسی رابطه از آزمون اسپیرمن استفاده می‌شود. فرضیه مورد آزمون به صورت زیر می‌باشد:

H_0: میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب، رابطه مثبت و معنی‌داری ندارد.

H_1: میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب، رابطه مثبت و معنی داری دارد.

بنابراین رد فرضیه صفر آماری ($\mathbf{H_0}$) به این مفهوم است که میزان کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب، رابطه مثبت و معنی‌داری دارد. لازم به ذکر است در آزمون اسپیرمن هنگامی فرضیه صفر رد می‌شود که سطح معنی‌داری آزمون از ۰/۰۵ کمتر باشد ($\mathbf{sig < 0.01}$). نتایج آزمون همبستگی اسپیرمن در جدول شماره (۷) نشان داده شده است.

بر اساس جدول فوق، ضریب همبستگی اسپیرمن بین رتبه کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی شرکت‌های منتخب، برابر با ۰/۷۳۷ می‌باشد و مقداری مثبت است. همچنین سطح معنی‌داری آزمون برابر با ۰/۰۰۰ است که از ۰/۰۱ کمتر می‌باشد (۰/۰۱ > ۰/۰۰۰=**Sig**) بنابراین با اطمینان ۹۹ درصد فرضیه صفر ($\mathbf{H_0}$) رد می‌شود و می‌توان گفت رتبه کارآفرینی شرکتی با عملکرد مالی

شرکت‌های منتخب، رابطه مثبت و معنی‌داری داشته است بنابراین فرضیه‌ی پژوهش تائید می گردد. نتایج بررسی رتبه ابعاد کارآفرینی شرکتی و رتبه عملکرد مالی در شرکت‌های مورد مطالعه حاکی از آن است که در بین سیزده شرکت اول هر گروه، یعنی از شرکت دارای رتبه یک تا سیزده کارآفرینی و از شرکت با اولین (مناسب ترین) عملکرد مالی تا شرکت در جایگاه سیزدهم کارآفرینی، یازده شرکت مشترک وجود دارد. این مهم بدان معناست که شرکت‌های دارای مولفه‌های کارافرینی بیشتر و قوی‌تر، دارای عملکرد مالی بهتر و موفق‌تری می‌باشند، از سوی دیگر با بررسی سیزده شرکت دارای پایین‌ترین رتبه کارآفرینی با سیزده شرکت دارای ضعیف‌ترین عملکرد مالی، مشاهده می‌شود که ده شرکت مشترک وجود دارد و این بدان معناست که شرکت های دارای رتبه کارآفرینی پایین‌تر و مولفه‌های ضعیف‌تر دارای عملکرد مالی نامناسب تری نسبت به شرکت‌های دارای مولفه های کارآفرینی قوی و دارای رتبه کارآفرینی بیشتر می‌باشند.

جدول ۷. نتایج آزمون اسپیرمن

		رتبه کارآفرینی
عملکرد مالی	ضریب همبستگی	۰/۸۸۳
	سطح معناداری (Sig)	۰/۰۰۰
	تعداد	۷۳

نتیجه گیری و ارائه پیشنهادات

نتیجه تحقیق حاضر هم راستا با سایر تحقیقات صورت گرفته در عرصه بین المللی حاکی از آن است که شرکت‌های دارای ویژگی‌های کارافرینانه بیشتر، از عملکرد مالی مناسب تری نسبت به سایر شرکت‌ها برخوردار می‌باشند. با مرور ادبیات کارآفرینی شرکتی، سیزده مولفه در تحقیقات بین المللی از بیشترین فراوانی برخوردار بود که این موارد شامل؛ خلاقیت و نوآوری، ریسک پذیری، رقابت جویی، خودنوسازی، پیشگامی، بازسازی راهبردی، سرمایه گذاری ریسک پذیر، متغیرهای استراتژیک، جستجوی فرصت‌های جدید، نیروهای پیش برنده، مشخصات رهبری (ویژگی های فردی)، ساختار سازمانی و فرهنگ سازمانی می‌باشد.

در این بخش و با بهره‌گیری از نتایج تحقیق، پیشنهادهای اجرایی در به کارگیری هر یک از مولفه‌های احصاء شده به منظور حداکثر نمودن ویژگی‌های کارآفرینی شرکتی و به تبع آن ارتقا و

بهبود عملکرد مالی در شرکت‌ها ارائه می گردد؛

خلاقیت و نوآوری، به منظور شکوفایی هرچه بیشتر این ویژگی ها، مدیران باید نسبت به اختصاص منابع خاص و قابل ملاحظه ای به این بخش اقدام نمایند. از دیگرموارد قابل توجه در این بخش اهمیت انتخاب مدیران بر اساس ویژگی خلاقیت و نوآوری است.

ریسک پذیری، شرکت ها و مدیران می بایست در استخدام افراد، ویژگی‌های ریسک پذیری ایشان را به دقت مورد مطالعه و بررسی قرار دهند و با نگاهی به سابقه خانوادگی، محیطی، اجتماعی و حرفه ای ایشان نسبت به بکارگیری نیروی انسانی اقدام نمایند.

رقابت جویی، شرکت‌ها باید رفتارهای پیشگامانه را به منظور بهبود وضعیت رقابتی خود در مقایسه با سایر شرکت‌ها به کارگیرند و این رویکرد مرهون تدوین برنامه استراتژیک رقابت جویانه و هدف گذاری تمامی اقدامات شرکت‌ها در نیل به این هدف می‌باشد.

لزوم خودنوسازی و انطباق می‌طلبد که توانمندی‌ها و منابع شرکت از زمانی به زمان دیگر تغییر کنند، از این رو باید برنامه استراتژیک شرکت‌ها در برگیرنده اهداف مشخص در ایجاد انطباق با محیط باشد.

در بحث بازسازی راهبردی، مدیران اجرایی شرکت‌ها باید نسبت به فراهم نمودن شرایط مساعد به منظور ایجاد بازسازی راهبردی متعهد بوده و با بهره گیری از شیوه‌های تشویقی کارکنان را به این مسیر سوق دهند.

با توجه به شرایط رقابتی اقتصادی، برنامه ریزی مناسب به منظور دستیابی به مزیت رقابتی و جستجوی فرصت‌های جدید از اهم وظایف مدیران اجرایی شرکت‌ها به شمار می‌آید.

سرمایه گذاری ریسک پذیر فرآیندی است که به وسیله آن شرکت جدیدی به وجود می آید و یا در راستای فعالیت هایی که انجام می شود، زمینه افزایش تولید و بهره وری را فراهم می آورد. از این رو هیات مدیره شرکت ها باید با سیاست گذاری مناسب نسبت به مکلف نمودن مدیران اجرایی، به اجرای صحیح سرمایه گذاری ریسک پذیر اقدام نمایند.

متغیر های استراتژیک؛ قطعا در اختیار داشتن یک نقشه راه مناسب، یکی از عوامل تعیین کننده در کسب موفقیت شرکت ها می باشد. در شرایط رقابت روزافزون اقتصادی، وجود یک برنامه استراتژیک جامع و پویا، با درنظر گرفتن جوانب بازار و رقبا و نوع محصول و خدمات ارائه شده توسط شرکت ها، حائز اهمیت بسیار است. از این رو هیات مدیره شرکت ها باید نسبت به تدوین،

بازنگری و تصویب برنامه های استراتژیک متناسب با اهداف شرکت ها اقدام نمایند و نسبت به کنترل مدیران اجرایی در بکار بستن کامل این برنامه ها اهتمام نمایند.

پیشگامی یکی از مهمترین مولفه های کارآفرینی شرکتی است و دارای ویژگی‌ها و خصوصیاتی است که از ان جمله می توان به مقررات و راهکارهای شرکت در برخورد با رقبا، پیگیری شرکت برای فرصت های کسب و کار مطلوب، پیش قدم شدن و پیشگام بودن در مقایسه با سایرین و در نهایت ،توجه جدی به ابتکارات کارکنان اشاره نمود. با توجه به اهمیت این مولفه، هیات مدیره شرکت ها باید مدیران اجرایی را ملزم به رعایت اصل پیشگامی و فراهم آوردن زیرساخت های لازم در این حوزه نماید تا نتیجه مناسب تری در حوزه کارآفرینی شرکتی حاصل شود.

رهبری اثربخش در شرکت ها، عامل اصلی و اساسی در ایجاد همفکری و همدلی است. رهبران موثر کسانی هستند که بتوانند افراد متفاوت را زیر چتر فکری و نظری واحد گردآورند. از جمله رفتارهای رهبری که می‌تواند به نوعی معرف رهبری کارآفرینانه باشد عبارتست از؛ توان رهبری تحول گرا، رهبری تیمی و رهبری تحول آفرین. رهبری یکی از مهمترین عوامل در موفقیت شرکت است و برای شرکت یک مزیت رقابتی محسوب می‌شود. از این رو هیات مدیره شرکت‌ها و کمیته های انتصابات شرکت ها باید در انتخاب مدیران عامل و سایر مدیران ارشد اجرایی را به طور کامل از تمامی ابعاد رفتاری، جامعه شناختی، روانشناختی، تحصیلی و خانوادگی مورد بررسی قرار دهند.

بررسی‌ها نشان می‌دهد که ساختار سازمانی، مناسب ترین ابزار برای ایجاد کارآفرینی در سازمان‌ها است. مروری بر سیر تکاملی ساختار سازمانی نشان می‌دهد که ساختارهای سازمانی سنتی، توانایی پرورش افراد خلاق و نوآور را ندارد. یکی از ویژگی‌های ساختار سازمانی کارآفرینانه، مشارکت افراد در تمام امور سازمان است که سبب بهبود، تقویت و پرورش روحیه خلاقیت، نوآوری و کارآفرینی کارکنان می‌شود که خود عاملی مهم در بهبود و بازسازی سازمان است. با عنایت به اهمیت طراحی صحیح ساختار سازمانی، هیات مدیره شرکت‌ها می‌بایست نسبت به توجه کافی در رعایت جوانب چابکی ساختار و اهمیت مولفه‌های حمایت از ابعاد کارآفرینانه به کار بندند.

پایه ریزی فرهنگ شرکتی متناسب با شرکت‌های کارآفرین، گامی ارزنده در رشد و تعالی

شرکت‌ها محسوب می‌شود. فرهنگ شرکتی رایج دارای جو و سیستم پاداش برای تصمیم گیری محافظ کارانه است و به منظور حمایت از تصمیمات مخاطره آمیز باید مورد بازنگری و اصلاح قرار گیرد.

با توجه به اهمیت بسیار بالای فرهنگ شرکتی در پیاده سازی کارافرینی شرکتی، هیات مدیره و مدیران عامل شرکت ها باید با صرف وقت و هزینه نسبت به اصلاح الگوهای فرهنگ شرکت‌ها اهتمام نمایند و نسبت به اصلاح و پیاده سازی تدریجی فرهنگ کارافرینانه در شرکت‌ها اقدام نمایند.

References

[1] Aktan, B. & Bulut, C. (2008). Financial Performance Impacts of Corporate Entrepreneurship in Emerging Markets: A Case of Turkey. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 12, 69-79.

[2] Aliabadi, S. Dorestani, A. Balsara, N. (2013). The Most Value Relevant Accounting Performance Measure by Industry. Journal of Accounting and Finance vol. 13(1) 2013

[3] Antonic, B., & Hisrich, R.D., (2003). Clarifyijng the intrapreneurship concept, *Journal of Small Buseaness and Interprise Development*, *10*(1),7-24.

[4] Antoncic, B., & Hisrich, R. D. (2003). Privatization, corporate entrepreneurship, and performance: Testing a normative model. *Journal of developmental entrepreneurship*, *8*(3), 197.

[5] BARRETT, H. & WEINSTEIN, A. (1998) "The effect of market orientation and organizational flexibility on corporate entrepreneurship", *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 23(1): 57-67.

[6] Bayarçelika, E. B., & Özşahin, M. (2014). How entrepreneurial climate effects firm performance Procedia - Social and Behavioral Sciences, 150(September), 823–833.

[7] BIRKINSHAW, J. (1997). ENTREPRENEURSHIP IN MULTINATIONAL CORPORATIONS: THE CHARACTERISTICS OF SUBSIDIARY INITIATIVES. Strategic Management Journal. Vol 18:3, 207-229

[8] Blais, C., Jack, R. E., Scheepers, C., Fiset, D., & Caldara, R. (2008). Culture shapes how we look at faces. *PloS one*, *3*(8), e3022.

[9] Bulute,I, & Alpken, L.,(2006). Behavioral Consequences of an Intrapreneural Climate within Large Organization: An Integrative Proposed Model, The South East European Journal of Economics and Buseaness, 1(2), 64- 70.

[10] Carine & Pottelsberg, B., (2001). Intrapreneurship & Reivention of the Corporation, Business Horizons.

[11] Caliendo, M., & Kritikos, A.S. (2012). Is entrepreneurial success predictable? An ex-ante analysis of the character-based approach. *Kyklos*, *61*(2), 189-214.

[12] Calisto, M.L., Sarkar, S. (2017). Organizations as biomes of entrepreneurial life: Towards a clarification of the corporate entrepreneurship process. *Journal of Business Research* .Volume 70, January 2017, Pages 44-54.
[13] Cornwall, J. R., & Perlman, B. (1990). *Organizational entrepreneurship*. Richard d Irwin.
[14] Covin, J. G., & Miles, M. P. (1999). Corporate entrepreneurship and the pursuit of competitive advantage. *Entrepreneurship theory and practice*, *23*(3), 47-63.
[15] Covin, J. G., & Slevin, D. P. (1991). A conceptual model of entrepreneurship as firm behavior. *Entrepreneurship theory and practice*, *16*(1), 7-26.
[16] Covin, J. G., & Slevin, D. P. (1989). Strategic management of small firms in hostile and benign environments. *Strategic management journal*, *10*(1), 75-87.
[17] Echols, A.E., & Neck, C.P., (1998). The Impact of behaviors and structure on corporate Intrapreneural Success, *Journal of Manegerial Psychology, 13*(1.2), 38-46.
[18] Guth, W. D., & Ginsberg, A. (1990). Guest editors' introduction: Corporate entrepreneurship. *Strategic management journal*, 5-15.
[19] Hagel, J. Seely Brown, J. Samoylova, T. Lui, M. (2013) "Success or struggle: ROA as a true measure of business performance". Report 3 of the 2013 Shift Index series, Deloitte Insights.
[20] Heinonen, J., & Korvela, K. (2003). How about measuring intrapreneurship. *Small Business Institute, Turku School of Economics and Business Administration*.
[21] Hitt, M. A., Ireland, R. D., Sirmon, D. G., & Trahms, C. A. (2011). Strategic entrepreneurship: creating value for individuals, organizations, and society. *Academy of management perspectives*, *25*(2), 57-75.
[22] Hisrich, R. D., & Drnovsek, M. (2002). Entrepreneurship and small business research–a European perspective. *Journal of small business and enterprise development*, *9*(2), 172-222.
[23] Hisrich, R. D., & Peters, M. P. (1986). Establishing a new business venture unit within a firm. *Journal of Business Venturing*, *1*(3), 307-322
[24] Hodge, S. A. (2008). US States Lead the World in High Corporate Taxes. *Tax Foundation, Website: http://www. taxfoundation. org/publications/show/22917. html.(March 18)*.
[25] Hornsby, J. S., Kuratko, D. F., & Zahra, S. A. (2002). Middle managers' perception of the internal environment for corporate entrepreneurship: assessing a measurement scale. *Journal of business Venturing*, *17*(3), 253-273.
[26] Hornsby, J. S., Naffziger, D. W., Kuratko, D. F., & Montagno, R. V. (1993). An interactive model of the corporate entrepreneurship process. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *17*(2), 29-37.
[27] Hylton, P., & Otoupal, W. (2005). Combining Engineering and Mathematics in and Urban Middle School Classroom. In *Proceedings of the 2005 ASEE GSW Conference* (pp. 23-24).
[28] Ireland, R., Kuratko,D., & Morris, M.H., (2006). A health audit for corporate

entrepreneurship: innovation at all Levels, *Journal of Buseaness Strutegy, 27*(2), 21-30.

[29] Ireland, R.D., & Hitt, M.A., (1999).,Achivement and maintaining strategic competetiveness in the 21st century: Therole of strategic leadership. Academy of Management Executive, *13*(1), 43-57.

[30] Kreiser, P. M., Marino, L. D., & Weaver, K. M. (2002). Assessing the psychometric properties of the entrepreneurial orientation scale: A multi-country analysis. *Entrepreneurship theory and practice*, *26*(4), 71-93.

[31] Kuratko, D. F. (2016). *Entrepreneurship: Theory, process, and practice*. Cengage Learning.

[32] Kuratko, D. F., Covin, J. G., & Hornsby, J. S. (2014). Why implementing corporate innovation is so difficult. *Business Horizons*, *57*(5), 647-655.

[33] Kuratko, D. F. (2007). Corporate entrepreneurship. *Foundations and Trends® in Entrepreneurship*, *3*(2), 151-203.

[34] Kuratko, D. F., Montagno, R. V., & Hornsby, J. S. (1990). Developing an intrapreneurial assessment instrument for an effective corporate entrepreneurial environment. *Strategic management journal*, 49-58.

[35] Kuratko, D. F., Ireland, R. D., & Hornsby, J. S. (2001). Improving firm performance through entrepreneurial actions: Acordia's corporate entrepreneurship strategy. *Academy of Management Perspectives*, *15*(4), 60-71.

[36] Kuratko, D. F. (1989). New venture creation: a laboratory course for entrepreneurship education. *Journal of Education for Business*, *64*(6), 248-250.

[37] Kuratko, D. F., Ireland, R. D., & Hornsby, J. S. (2004). Corporate entrepreneurship behavior among managers: A review of theory, research, and practice. In *Advances in entrepreneurship, firm emergence and growth* (pp. 7-45). Emerald Group Publishing Limited.

[38] Kuratko, D. F., Hornsby, J. S., & Goldsby, M. G. (2004). Sustaining corporate entrepreneurship: modelling perceived implementation and outcome comparisons at organizational and individual levels. *The International Journal of Entrepreneurship and Innovation*, *5*(2), 77-89.

[39] Leising, K. J., Sawa, K., & Blaisdell, A. P. (2007). Temporal integration in Pavlovian appetitive conditioning in rats. *Animal Learning & Behavior*, *35*(1), 11-18.

[40] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Clarifying the entrepreneurial orientation construct and linking it to performance. *Academy of management Review*, *21*(1), 135-172.

[41] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Enriching the entrepreneurial orientation construct-a reply to" entrepreneurial orientation or pioneer advantage".

[42] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Clarifying the entrepreneurial orientation construct and linking it to performance. *Academy of management Review*, *21*(1), 135-172.

[43] Lwamba, N.M., Bwisa, H. and Sakwa, M. (2014). Exploring the Effect of Corporate Entrepreneurship on Financial Performance of Firms: Evidence from Kenya's Manufacturing Firms. International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 4(1), 352-370.
[44] Miles, M. P., Munilla, L. S., & Darroch, J. (2009). Sustainable corporate entrepreneurship. *International Entrepreneurship and Management Journal*, *5*(1), 65-76.
[45] Miller, D. (2011). Miller (1983) revisited: A reflection on EO research and some suggestions for the future. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *35*(5), 873-894.
[46] Morris, N. M., Kuratko, D. F., & Pryor, C. G. (2014). Building blocks for the development of university-wide entrepreneurship. *Entrepreneurship Research Journal*, *4*(1), 45-68.
[47] Morris, M. H., & Kuratko, D. F. (2002). *Corporate entrepreneurship: Entrepreneurial development within organizations*. South-Western Pub.
[48] Parker, S. C. (2004). *The economics of self-employment and entrepreneurship*. Cambridge University Press.
[49] Parker, S. C. (2007). Policymakers beware. *Handbook of research on entrepreneurship policy*, *4*, 54-63.
[50] Romero-Martínez, A. M. & Fernández-Rodríguez, Z. & Vázquez-Inchausti, E. (2010). Exploring corporate entrepreneurship in privatized firms. *Journal of World Business.* Volume 45, Issue 1, January 2010, Pages 2-8
[51] Thompson, W. G., Longstreth, G. F., Drossman, D. A., Heaton, K. W., Irvine, E. J., & Müller-Lissner, S. A. (1999). Functional bowel disorders and functional abdominal pain. *Gut*, *45*(suppl 2), II43-II47.
[52] Turró, A., Urbano, D., & Peris-Ortiz, M. (2014). Culture and innovation: The moderating effect of cultural values on corporate entrepreneurship. *Technological Forecasting and Social Change*, *88*, 360-369.
[53] Wang, Y., & Zhang, X. (2009). Operationalization of corporate entrepreneurship and its performance implications in China: An empirical study. Journal of Chinese Entrepreneurship, 1(1), 8–20.
[54] Zahra, S. A. (1991). Predictors and financial outcomes of corporate entrepreneurship: An exploratory study. *Journal of business venturing*, *6*(4), 259-285.
[55] Zahra, S. A. (1993). A conceptual model of entrepreneurship as firm behavior: A critique and extension. *Entrepreneurship theory and practice*, *17*(4), 5-21.
[56] Zahra, S. A. (1993). Environment, corporate entrepreneurship, and financial performance: A taxonomic approach. *Journal of business venturing*, *8*(4), 319-340.
[57] Zahra, S. A. (1995). Corporate entrepreneurship and financial performance: The case of management leveraged buyouts. *Journal of business venturing*, *10*(3), 225-247.
[58] Zahra, S. A., & Covin, J. G. (1995). Contextual influences on the corporate entrepreneurship-performance relationship: A longitudinal analysis. *Journal of*

business venturing, *10*(1), 43-58.
[59] Zahra, S. A., Jennings, D. F., & Kuratko, D. F. (1999). The antecedents and consequences of firm-level entrepreneurship: The state of the field. *Entrepreneurship Theory and practice*, *24*(2), 45-65.

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارۀ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

استخراج منحنی فیلیپس بر اساس نرخ ارز واقعی برای اقتصاد ایران به روش گشتاورهای تعمیم یافته*

افسانه جوادی [۱]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد
محمدطاهر احمدی شادمهری [۲]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۱۲/۷ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۱۰/۹

چکیده

عموم مطالعات انجام گرفته در زمینه منحنی فیلیپس در ایران و سایر کشورهای درحال توسعه، علاوه بر ادوار گذشته تورم، شکاف تولید، بیکاری و هزینه نهایی واقعی تولید را به عنوان متغیرهای سمت راست اثر گذار بر تورم مورد استفاده قرار داده‌اند. این در حالی است که پارادایم نئوکینزی پیشنهاد می‌دهد که هر کشوری با توجه به شرایط خاص اقتصاد خود، مدل‌های متفاوتی را می‌طلبد. این مقاله در چارچوب این پارادایم و با توجه به نقش مهمی که نفت در اقتصاد ایران ایفا می‌نماید، با شروع از پایه‌های اقتصاد خردی، منحنی فیلیپس جدیدی را بر پایه نرخ ارز واقعی استخراج می‌نماید. همچنین منحنی فیلیپس توسط داده‌های فصلی اقتصاد ایران برای بازه ۱۳۶۹-۱۳۹۷ برآورد می گردد. نتایج نشان می‌دهد که داده های تجربی، منحنی فیلیپس نظری را حمایت می کنند.

کلیدواژه‌ها: منحنی فیلیپس، پارادایم نئوکینزی ، نرخ ارز واقعی، اقتصاد ایران
طبقه‌بندی JEL: C23, E13, E43

---

* - مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: javadi.afsane@gmail.com

2 - shadmhri@um.ac.ir

DOI: 10.22067/mfe.2021.39355

مقدمه

منحنی فیلیپس یکی از جالب‌ترین و مهم‌ترین موضوعات در اقتصاد کلان مدرن است. از زمان رد منحنی اصلی در دهه ۱۹۷۰(Lucas, 1975)، اقتصاددانان سعی کردند تا رابطه آشکار مبادله[1] بین تورم و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را که هنوز هم در داده‌ها وجود دارند، توضیح دهند (King& Watson, 1994)،(Stock & Watson,1999)گستره این تئوری‌های مطرح شده در باب منحنی فیلیپس، از منحنی فیلیپس کلاسیک جدید اولیه (Lucas, 1973) که به نظر می‌رسید مدل اولیه‌ای در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ باشند، تا نسخه کینزیهای جدید (Roberts,1995و Gali & Gertler, 1999)، که در دهه ۱۹۹۰ غالب شد و هنوز هم محبوب است و همچنین نسخه جدیدتر اطلاعات چسبنده (Mankiw &Reis, 2002.2003) را شامل می‌شود.

با این حال، حتی در داخل هر یک از این نظریه‌ها، منحنی فیلیپس به دقتی که منحنی اولیه به مبادله بین تورم و بیکاری می‌پرداخت، به آن نپرداخته است. امروزه، اقتصاددانان به دنبال مبادله بین تورم و هر مقیاسی از فعالیت‌های واقعی اقتصاد که میتواند شامل بیکاری، شکاف تولید و یا هزینه‌های نهایی واقعی باشند، هستند. در این راستا، استاک و واتسن منحنی فیلیپس خود را با تعداد زیادی از متغیرهای اثرگذار بر فعالیت واقعی اقتصاد برآورد کردند، در حالیکه (Gali & Gertler,1999) معتقدند تنها یک متغیر هزینه واقعی، متغیر مناسب جهت اندازه گیری فعالیتهای واقعی اقتصاد است.

در این مقاله، تلاش می‌شود تا با برآورد مبادله بین تورم و نرخ ارز واقعی کار جدیدی در ادبیات اقتصادی صورت دهد. مطالعات پیشینی در مورد این موضوع انجام شده است(به عنوان مثال Loungani, Razin & Yuen, 2012), اما رابطه منحنی فیلیپس ساختاری با نرخ واقعی ارز هرگز تخمین زده نشده است.

در این مطالعه، منحنی فیلیپسی در چهارچوب پارادایم نئوکینزی جدید و با قیمت‌های چسبنده مدلسازی و برآورد خواهد شد. ایده کار ساده است. بانک مرکزی می‌تواند ارزش پول داخلی را به صورت غیر منتظره کاهش دهد. این کار را با افزایش عرضه آن در بازار ارز خارجی انجام

---

1 - Trade Off

میدهد. در نهایت، این گسترش عرضه پول به افزایش قیمت ها منجر می شود. با این حال، با توجه به قیمت های چسبنده، بازارها تنها پس از مدتی زمان، تسویه خواهند شد و در ضمن، ترکیبی از نرخ واقعی ارز پایین‌تر و تورم متوسط بالاتر از تعادل وجود خواهد داشت.

معمول‌ترین منحنی فیلیپس شامل شکاف تولید است که تفاوت بین تولید و سطح قیمت انعطاف پذیرش می‌باشد. این سطح قیمت‌های انعطاف‌پذیر تولید، شناخته شده نیست و به طور معمول با لگاریتم خطی سازی، یا روند درجه دوم و یا روند به دست آمده با استفاده از فیلترهای هادریک-پرسکات[1] و بند=پاس[2] تخمین زده می‌شود.

پیشینه تحقیق

مطالعات انجام شده گذشته در رابطه منحنی فیلیپس، عموما متغیر مورد نظر به عنوان متغیر اساسی سمت راست را شکاف تولید در نظر میگیرند. در حالی که در این مقاله اثبات میشود که نرخ ارز برای کشورهای صادر کننده منابع طبیعی مانند ایران نیز میتواند به عنوان متغیر سمت راست مناسبی مورد استفاده قرار بگیرد. در ادامه به برخی از مطالعات تجربی انجام گرفته در ایران در موضوع منحنی فیلیپس اشاره شده است. .

(Jafari Samimi et al.,2015) به استخراج منحنی فیلیپس کینزی جدید برای ایران با استفاده از الگوهای تعادل عمومی پویای تصادفی در شرایط اقتصاد باز پرداخته اند. برای این منظور، با توجه به اهمیت پایداری تورم در ایران، از یک منحنی فیلیپس کینزی جدید پیوندی استفاده شده است. نتایج این تحقیق نشان می دهد که اثرات تورمی تکانه های پولی بیشتر از اثرات واقعی آن است. به عبارت دیگر، اثر اولیه یک تکانه پولی بر تورم بیشتر از تولید می باشد. علاوه بر این، تکانه های درآمد نفتی و تکانه فناوری، سبب افزایش همزمان تولید و تورم می شود.

(Kazeruni etal.,2017) در مقاله ای با استفاده از روش اقتصاد سنجی رگرسیون کوانتایل به برآورد منحنی فیلیپس هایبرید کینزی‌های جدید در ایران پرداخته می شود. نتایج تحقیق نشان می-

1 - Hodrick-Prescott Filter
2 - Band-Pass Filter

دهد که بین متغیرهای مورد بررسی و نرخ تورم یک رابطهٔ متقارن و مثبت وجود دارد؛ به عبارت دیگر در سطوح تورمی بالاتر شدت اثرگذاری متغیرهای تورم با وقفه و تورم انتظاری، بر تورم افزایش می‌یابد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت عاملان اقتصادی در تنظیم قیمت وفعالیت‌های خود به ترکیبی از مقادیر آینده‌نگر و گذشته‌نگر توجه می‌کنند، اما براساس نتایج بدست آمده سهم مقدار ضریب پارامتر آینده نگر بیشتر است.

(Gali, Gertler & Lopez Salido ,2001) شواهدی را روی منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید برای مناطق اروپا فراهم آوردند و سپس از آن به عنوان یک ابزار برای مقایسه پویایی‌های تورم در مناطق اروپا و آمریکا استفاده کردند. آنها همچنین عوامل تعیین‌کننده تورم را با بررسی کردن رفتار چرخه-های تجاری هزینه -نهایی بررسی کردند. برخی از مهمترین نتایج این مطالعه به صورت زیر خلاصه می‌شود: ۱- منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید به خوبی داده‌های مناطق اروپا را پردازش می‌کند، مخصوصاً خیلی بهتر از داده‌های آمریکا این کار را انجام می‌دهد. ۲- به نظر می رسد که پویایی‌های تورم در مناطق اروپا جزء آینده‌نگر قوی‌تری نسبت به داده‌های آمریکا داشته باشد. ۳- به نظر می‌رسد که بازار نیروی کار به عنوان یک تعیین کننده رفتار مارک آپ دستمزد نقش کلیدی در شکل‌دهی رفتار هزینه نهایی و متعاقباً رفتار تورم در مناطق اروپا بازی می‌کند.

(Whelan & Rudd, 2005) نشان دادند که متغیرهای وابسته با وقفه نقش مهمی در مدل‌های تجربی تورم بازی می‌کنند. آنها نشان دادند که مدل قیمت گذاری منحنی فیلیپس کینزین‌های جدید نمی‌تواند اهمیت تورم با وقفه را در رگرسیون‌های استاندارد تورم توضیح دهد. همچنین آنها نشان دادند که جزء آینده‌نگر نقش ناچیزی را در توضیح دادن پویایی‌های تورم بازی می‌کند. در اقتصاد ایران نیز چند مطالعه طی سال‌های گذشته در رابطه با منحنی فیلیپس صورت گرفته است.

(Bardsen et al., 2005) با استفاده از روش تخمین GMM تک معادله و داده‌های نروژ نتیجه گرفتند که در تعیین تورم جاری، الگوی دارای تورم انتظاری، ضرایب معنی داری ندارد. همچنین(Boug et al.,2006) با استفاده از روش VAR نیز نتایج فوق را تأیید کردند.

(Wimanda et al.,2010) آنها به انتظارات و اینرسی تورم برای اندونزی با استفاده از روش GMM و بررسی نقش انتظارات گذشته نگر و آینده‌نگر در تورم پرداخته اند. نتایج‌شان حاکی از آن است که تورم در اندونزی به طور معناداری به انتظارات گذشته نگر، انتظارات آینده‌گر،

شکاف تولید، کاهش نرخ ارز و رشد پول وابسته است. در این مقاله انتظارات گذشته نگر وزن بزرگتری نسبت به انتظارات آینده‌نگر در توضیح تورم دارد.

(Phaneuf & Tchakondo , 2011) با طراحی یک منحنی فیلیپس کینزی جدید، به بررسی اهمیت وجود پایداری تورم، اثر چسبندگی قیمت و فرایند تولید بر تورم در یک اقتصاد صنعتی پیشرفته پرداختند.

(Leu , 2011) در مطالعه خود نشان داده است که در طی دوره ۲۰۰۹-۱۹۸۴، یک مدل SVAR برای کینزین‌های جدید از اقتصاد استرالیا، ضرایب معنا داری برای تورم انتظاری وجود ندارد، در نتیجه پویایی تورم در استرالیا گذشته‌نگر است.

(Xu et al.,2015) به مطالعه ای با عنوان بررسی ارتباط بین شکاف تولید و تورم با استفاده از یک روش غیرخطی پرداخته‌اند. این مطالعه نشان می‌دهد شکل منحنی فیلیپس در آمریکا غیرخطی و نامتقارن است و در آمریکا سیاست‌های پولی به چرخه‌های اقتصادی و نااطمینانی تورم وابسته است.

(Lee et al.,2016) آنها به منحنی هایبریدی کینزین‌های جدید در آمریکا با استفاده از رگرسیون کوانتایل پرداخته‌اند و در مدل‌های با ساختار میانگین شرطی به دو ویژگی مهمی که نادید گرفته می‌شود، دست یافتند. ۱- در کوانتل‌های بالاتر حساسیت بیشتری نسبت به انتطارات وجود دارد. ۲- نقش جزئی گذشته نگر به شدت به مختلف چندک‌ها وابسته است. بطوری که ضرایب تورم با وقفه در سمت راست توزیع کوچک بوده و معنادار نیست.

همانطور که مطالعات پیشین پیداست، عموم مطالعات انجام گرفته در ایران، علاوه بر تورم ادوار گذشته، شکاف تولید، بیکاری و هزینه نهایی واقعی تولید را به عنوان متغیرهای سمت راست اثر گذار بر تورم در منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار داده‌اند. این در حالی است که پارادایم نئوکینزی پیشنهاد می‌دهد که هر کشوری با توجه به شرایط خاص اقتصاد خود، مدلهای متفاوتی را می طلبد. برتری این مقاله نسبت به سایر پژوهشهای انجام گرفته این است که این مقاله در چارچوب این پارادایم و با توجه به نقش مهمی که نفت در اقتصاد ایران ایفا می‌نماید، با شروع از پایه‌های اقتصاد خردی، منحنی فیلیپس جدیدی را بر پایه نرخ ارز واقعی استخراج و سپس آنرا برآورد می‌نماید.

مبانی تحقیق

در این مطالعه، منحنی فیلیپس بر پایه نرخ واقعی ارز با استفاده از داده‌های فصلی ایران برای بازه ۱۳۶۹-۱۳۹۷ برآورد خواهد شد.

در ادامه، این مطالعه به شرح زیر است. در بخش(۳) استخراج نظری منحنی فیلیپس با نرخ واقعی ارز به عنوان متغیر سمت راست توضیح داده می‌شود. سپس در بخش(۴)، معادله برگرفته از نظریه برآورد می‌شود و نشان می‌شود که داده‌ها، تئوری را پشتیبانی می‌کنند. سپس در بخش(۵) نتایج بیان خواهند شد.

عموما عرضه ارز به یکی از سه روش زیر اتفاق می‌افتد:

۱- کالا یا خدمتی صادر شود

۲- وام خارجی دریافت شود

۳- سرمایه خارجی دریافت شود.

از آنجایی که صادرات کالاهای نهایی تولید شده داخلی ایران بسیار ضعیف است و نفت و گاز عمده صادرات ایران را تشکیل می‌دهند. با این فرض که اقتصاد موجودی ثابتی از منابع طبیعی دارد که در بازارهای بین المللی با قیمت جهانی تصادفی فروخته می‌شود میتوان گفت که درآمدهای صادراتی تا حد زیادی یک متغیر برونزا نسبت به شرایط اقتصادی داخلی است و عرضه ارز در ایران ثابت است و تغییرنرخ ارز تنها بر تقاضای ارز و میزان واردات و قیمت کالاهای وارداتی اثر می‌گذارد. از اینرو تغییر نرخ ارز از یک سو به دلیل افزایش قیمت نهاده وارداتی مورد استفاده در تولید، از طریق تابع بهینه یابی سود تولید کننده، قیمت بهینه تولید کننده را تغییر می‌دهد و از سوی دیگر نسبت بکارگیری نیروی کار نسبت به نهاده های وارداتی را تغییر داده و خود منجر به تغییر نرخ بهینه ساعات نیروی کار از طریق تابع تولید می‌گردد و از طریق توابع بهینه یابی مطلوبیت مصرف کننده، مطلوبیت او را تغییر می‌دهد. نمودار(۱) به صورت شماتیک نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز چگونه بر اقتصاد اثر می‌گذارد. به صورت عمده کانال‌های اثرگذاری افزایش نرخ ارز بر اقتصاد را میتوان در سه دسته کلی تقسیم بندی نمود (Shahraki, 2016).

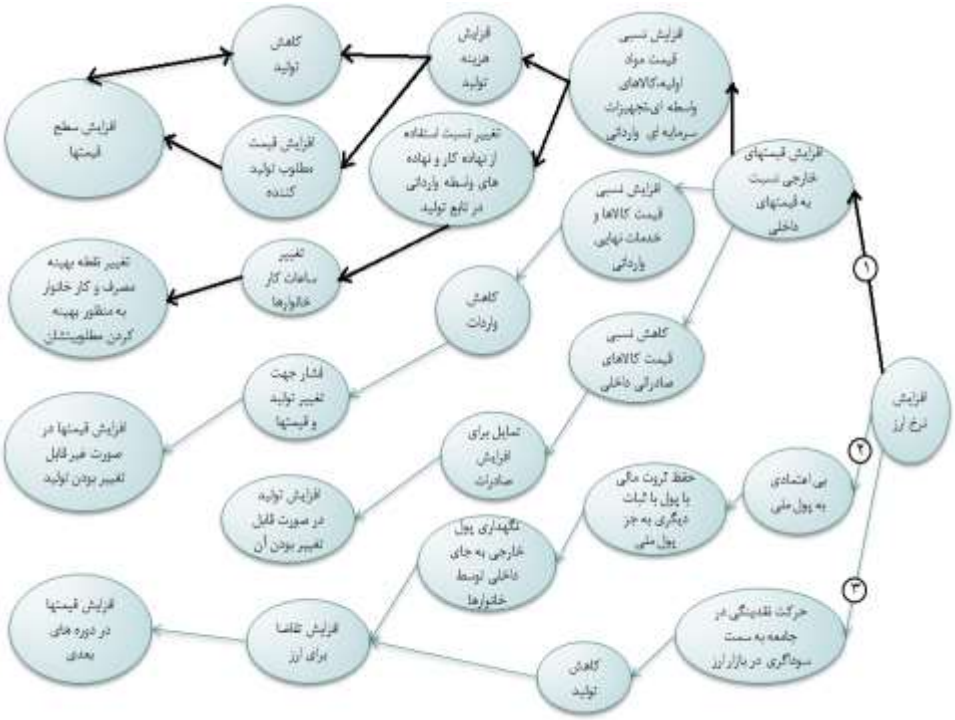
- **دسته اول:** افزایش نرخ ارز در اقتصاد منجر به افزایش قیمت کالاهای خارجی نسبت به کالاهای داخلی می‌شود. این تغییر قیمتهای نسبی اثرات مختلفی بر اقتصاد به جای خواهد

گذاشت. از طرفی چون در اقتصاد نفتی ایران، مواد اولیه، کالاهای واسطه ای و تجهیزات سرمایه ای عموما وارداتی هستند، با افزایش نرخ ارز، قیمتشان افزایش می‌یابد. این افزایش از سویی منجر به کاهش تولید، افزایش قیمت مطلوب تولیدکننده و نهایتا افزایش سطح عمومی قیمتها می‌شود. از سوی دیگر افزایش قیمت نهاده های وارداتی نسبت استفاده از نهاده کار و نهاده های واسطه وارداتی در تابع تولید را تغییر داده، منجر به تغییر ساعات کار خانوارها شده و نقطه بهینه مصرف و کار خانوار به منظور بهینه کردن مطلوبیتشان تغییر می‌کند(Shahraki, 2016). این مکانیسم، مکانیسم مورد بررسی در مقاله حاضر است. از طرف دیگر، افزایش قیمت کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، منجر به کاهش تقاضا برای کالاهای وارداتی شده و واردات را کاهش می‌دهد. این امر به تولید فشار وارد کرده و در صورتی که تولید امکان عکس العمل سریع نداشته باشد مجددا سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد. در مقاله حاضر فرض می‌شود که واردات فقط شامل نهاده ها و کالاهای واسطه وارداتی می‌شود و کالا و خدمات نهایی نداریم. لذا این مکانیسم در این مقاله مورد بررسی قرار نمی‌گیرد. افزایش قیمت کالاهای خارجی به کالاهای داخلی، یک اثر دیگر نیز در اقتصاد به جای می-گذارد و آن کاهش نسبی قیمت کالاهای صادراتی داخلی است. این امر منجر به افزایش تقاضا برای صادرات شده و صادرات را افزایش می‌دهد. اگر تولید نتواند خودش را با این افزایش تقاضای صادراتی منطبق سازد، مجددا کمبود تقاضا، سطح عمومی قیمتها را افزایش می‌دهد. اما از آنجایی که اقتصاد ایران، یک اقتصاد نفتی است، فرض می‌کنیم که اقتصاد موجودی ثابتی از منابع طبیعی دارد که در بازارهای بین المللی با قیمت جهانی تصادفی فروخته می شود و این موجودی ثابت منابع طبیعی عمده صادرات کشور را تشکیل می‌دهند. درآمدهای صادراتی تا حد زیادی یک متغیر برونزا نسبت به شرایط اقتصادی داخلی است و عرضه ارز ثابت است. لذا در مقاله حاضر، از این مکانیسم نیز صرف نظر شده است.

- **دسته دوم:** افزایش نرخ ارز، باعث می‌شود که مردم اعتماد خود را نسبت به پول ملی از دست داده و پول خارجی باثباتی را جانشین پول ملی نمایند و از این طریق ثروت مالی خود را با پول با ثبات دیگری حفظ کنند که خود تقاضای ارز را افزایش خواهد داد و در اثرات بعدی منحر به تورم می‌شود.
- **دسته سوم:** افزایش نرخ ارز، منجر به این می‌شود که نقدینگی به سمت بازار ارزی و

سوداگری در این بازار روانه شود و ناخواسته پولی که در اقتصاد باید به تولید و سرمایه گذاری تزریق شود، به سمت سوداگری و داد و ستد کاذب منجر شود و افت تولید و تورم را در پی خواهد داشت. مقاله حاضر از منظر جانشینی پول و انگیزه‌های سوداگری بازار ارز به افزایش نرخ ارز نگاه نکرده است. لذا از این مکانیسم نیز صرف نظر شده است.

نمودار(۱) کانالای اثرگذاری نرخ ارز بر اقتصاد را به طور خلاصه نشان می‌دهد. فلش‌های پررنگ نشان دهنده مکانیسم مد نظر مقاله حاضر در طراحی مدل می‌باشد.



نمودار ۱. کانال‌های اثرگذاری نرخ ارز بر اقتصاد (Shahraki, 2016)

با توجه به این دسته بندی و توضیحات ارائه شده، مدل مقاله، شامل دو بخش خانوار و بنگاه است. خانوارهای اقتصاد، مطلوبیت خود را که تابعی از مصرف و ساعات کاریشان است با توجه به تراز کل اقتصاد(که درآمدهایش علاوه بر سود اوراق بهادار خریداری شده توسط خانوارها، شامل درآمدهای ناشی از فروش موجودی ثابتی از منابع طبیعی با قیمت جهانی تصادفی در

بازارهای بین المللی است و هزینه هایش هزینه خرید مواد واسطه وارداتی است) حداکثر می-نمایند. بنگاههای اقتصاد نیز، سود خود را(که تابعی از درآمدهای ناشی از فروش کالاهای خود در قیمتهای چسبنده و هزینه های ناشی از خرید مواد اولیه وارداتی و استخدام نیروی کار است) حداکثر می‌نمایند. اما از آنجاییکه صادرات کالاهای نهایی تولید شده داخلی ایران بسیار ضعیف است و نفت و گاز عمده صادرات ایران را تشکیل می‌دهند. با این فرض که اقتصاد موجودی ثابتی از منابع طبیعی دارد که در بازارهای بین المللی با قیمت جهانی تصادفی فروخته می‌شود میتوان گفت که درآمدهای صادراتی تا حد زیادی یک متغیر برونزا نسبت به شرایط اقتصادی داخلی است و عرضه ارز در ایران ثابت است و تغییرنرخ ارز تنها بر تقاضای ارز و میزان واردات و قیمت کالاهای وارداتی اثر می‌گذارد(Styrin & Zamulin,2012) از اینرو تغییر نرخ ارز از یک سو به دلیل افزایش قیمت نهاده وارداتی مورد استفاده در تولید، از طریق تابع بهینه یابی سود تولید کننده، قیمت بهینه تولید کننده را تغییر می‌دهد و از سوی دیگر نسبت بکارگیری نیروی کار نسبت به نهاده های وارداتی را تغییر داده و خود منجر به تغییر نرخ بهینه ساعات نیروی کار از طریق تابع تولید می‌گردد و از طریق توابع بهینه یابی مطلوبیت مصرف کننده، مطلوبیت او را تغییر می‌دهد. تغییر مطلوبیت مصرف کننده، تقاضای او را برای کالاها و خدمات نهایی اقتصاد تغییر داده و از ای طریق بر سطح عمومی قیمت‌ها اثر میگذارد. *لذا یک افزایش در نرخ ارز، نهایتا منجر به تغییر سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود.* نکته ای که در طراحی منحنی فیلیس برای اقتصاد نفتی ایران مورد توجه قرار گرفته است.

همانطور که بیان شد، این مقاله در مورد اقتصاد ایران است که وابستگی زیادی به کالاهای صادراتی مانند نفت و گاز و مواد خام دارد. این کالاها سهم عمده صادرات ایران را تشکیل می-دهند و صادرات کالاهای نهایی تولید شده داخلی این کشور بسیار ضعیف است. این ویژگی، مقاله را به سمت طراحی یک منحنی فیلیپس بر پایه نرخ ارز سوق داده است، پارادایم مورد استفاده برای طراحی مدل، پارادایم نئوکینزی است. وجود نفت در اقتصاد ایران منجر به لحاظ کردن فرضیاتی منحصر بفردی برای طراحی مدل شده است که نهایتا منحنی فیلیپس براساس نرخ ارز واقعی بدست می‌دهد. لذا مدل طراحی شده در این مقاله و بالطبع منحنی فیلیپس مستخرج از آن، صرفا برای کشورهایی مانند ایران است که منابع طبیعی بخش اعظم صادراتشان را تشکیل می‌دهد. لذا وابسته به نفت بودن اقتصاد ایران از ویژگیهای کلیدی مدل طراحی شده است.

مدل که براساس مقاله (Styrin & Zamulin,2012) طراحی شده است، پیشنهاد می‌دهد که تنها کالای مصرف شده در اقتصاد، یک کالای مرکب از کالاهای به طور ناقص جایگزین می‌باشد که غیرقابل تجارت[1] هستند و قیمتهای چسبنده دارند، این کالاها توسط دونهاده کار و کالای واسطه وارداتی تولید می شوند. اقتصاد موجودی ثابتی از منابع طبیعی دارد که در بازارهای بین المللی با قیمت جهانی تصادفی با همان ارزی که کالاهای واسطه وارداتی قابل تجارت مبادله می شوند، فروخته می‌شود.

توجیه وجود چنین تابع تولیدی از کالاهای مصرفی این است که تقریباً هر کالای فروخته شده در یک اقتصاد، هر دو نهاده نیروی کار داخلی و بخشی از نهاده های وارداتی را شامل می‌شود. حتی یک دستگاه تلویزیونی که به صورت بین المللی مبادله می‌شود.

لذا نرخ ارز، قیمت نسبی کالاهای نهایی(CPI) و نهاده های وارداتی است. این استدلال مبنا به مقاله (Burstein, Eichenbaum & Rebelo, 2005, 2006) است که نرخ ارز را برای تعدادی از کشورها به دو جزء تغییرات در قیمتهای نسبی کالاهای قابل مبادله در مقابل تغییرات در قیمت‌های چسبنده کالاهای غیرقابل مبادله می‌شکنند. اگرچه آنها دریافتند که این دو اثر در زمانهای عادی به یک اندازه مهم هستند اما در زمان کاهش ارزش پول ملی[2]، فقط قیمتهای کالاهای غیرقابل تجارت بر تحرکات در نرخ ارز چیره می‌شود.

وقتی فرض می‌کنیم که کالاهای صادراتی موجودی ثابتی از منابع طبیعی هستند، اقتصادهایی مانند کشور ایران را در نظر گرفتیم. از آنجاییکه صادرات ایران، منابع طبیعی فروخته شده در قیمتهای جهانی است، درآمدهای صادراتی تا حد زیادی یک متغیر برونزا نسبت به شرایط اقتصادی داخلی است لذا بهترین حالت این است که به عنوان دارایی در مدل آورده شوند. اما به صورت کلی این فرض که منحنی فیلیپس باید قادر باشد تا با یک دارایی بخش صادراتی تولیدی استخراج شود یک فرض ضروری نیست.

---

1 - Nontradable
2 - Devaluation

معادلات مقدماتی

در یک دوره، مساله مصرف کننده در زمان t به صورت زیر می‌باشد:

$$\max_{C_t, L_t} \ln C_t - \frac{L_t^{1+k}}{1+k} \quad (۱)$$

در رابطه بالا، C کالای نهایی مرکب بطور ناقص قابل جایگزین و L نهاده کار است. انتخاب بین دوره ای، تنها به منظور استخراج عرضه نیروی کار مورد نیاز است. تولید کالای داخلی با رابطه زیر مشخص می‌شود.

$$C=y_T^{\alpha} L^{1-\alpha} \quad (۲)$$

مقدار نهاده های قابل تجارت در دسترس به منظور تولید(y_T)، به درجه تحرک سرمایه وابسته است. در حالت حدی که چنین تحریکی کاملاً متوقف شده باشد و نهاده وارداتی با موجودی صادرات در هر دوره برابر باشد، ذخایر ارزی کمتری توسط بانک مرکزی انباشت می گردد:

$$P_{oil,t}X = Y_{T,t} + R_t \quad (۳)$$

$$Y_{T,t} = (1-\mu)P_{oil,t}X \quad (۴)$$

قیمت جهانی منابع طبیعی(نفت)، X موجودی ثابت نفت و R مقدار ذخایر ارزی خریداری شده توسط بانک مرکزی در دوره t است. فرض می کنیم که بانک مرکزی سهم μ_t از کل صادرات را در دوره t می خرد که در معادله(۴) نشان داده شده است. درحال حاضر موجودی صادرات را برابر با واحد قرار داده میشود $x^* = 1$ و خرید ذخایر به صورت $R_t = \mu_t = 0$ در نظر گرفته می‌شود.

در حالتی که سرمایه تحرک دارد، خانوارها نیازمند صرف همه ذخایر صادراتیشان روی واردات نیستند. به جای آن، آنها می توانند داراییهای بین المللی شان B_t را انباشت کنند که این دارایی‌ها نرخ واقعی بازدهی r که در الباقی نقاط جهان تعیین می شود را به دست می دهند.

$$B_{t+1} = (1+r)B_t + P_{oil,t}X - Y_{T,t} - R_t \quad (۵)$$

معادله(۵) محدودیت بودجه ای که خانوارها با آن مواجه باشد نیست اما یک شرط تراز برای کل اقتصاد است(Shahraki, 2016).

.

نرخ ارز واقعی تعادلی

نرخ ارز واقعی به صورت، قیمت کالاهای داخلی برحسب قیمت کالاهای خارجی است که به

صورت $Q = \frac{P}{P_t}$ تعریف می‌شود. در این رابطه منظور از P قیمت حداقل سبد مصرفی تعریف می‌شود و P_T قیمت داخلی کالای واسطه خارجی است. برطبق قانون یک قیمت[1] P_t، به عنوان نرخ ارز اسمی نیز شناخته می‌شود.

وقتی قیمتهای انعطاف پذیر هستند، نرخ ارز واقعی، کاملاً توسط Y_T تعیین می شود و زمانی که هیچ تحرک سرمایه و هیچ انباشت ذخایری وجود ندارد، به صورت برونزا توسط قیمت جهانی کالای صادراتی تعیین می گردد. شرایط مرتبه اول حداکثر سازی سود و مطلوبیت(صرف نظر از اندیس‌های زمان) به صورت زیر است:

$$\frac{W}{P}\frac{1}{C} = L^k \quad (۶)$$

$$(1-\alpha)\frac{C}{L} = \frac{W}{P} \quad (۷)$$

$$\alpha Q \frac{C}{y_T} = 1 \quad (۸)$$

W در رابطه بالا، دستمزد اسمی است. این سه معادله به علاوه معادله تابع تولید، رابطه زیر بین QY_T, را نتیجه می‌دهند:

$$Q = y_T^{(1-\alpha)} \frac{(1-\alpha)^{\frac{\alpha-1}{1+k}}}{\alpha} \quad (۹)$$

یک افزایش برونزا در مقدار کالاهای وارداتی، نرخ ارز واقعی را افزایش می دهد. همانطور که اقتصاد یک سود باد آورده بدست می‌آورد و می‌تواند واردات و ثروت عمومی را افزایش دهد، قیمت کالاهای داخلی و دستمزدها به اقتصاد فشار وارد می کند. از اینرو سطح قیمت‌های داخلی نسبت به سطح جهانی آن افزایش می‌یابد.

معادله(۹) از بعد فنی، زمانی که حول وضعیت پایدار[2] ss لگاریتم خطی می شود اهمیت می-یابد. به صورت اصولی،متغیرهای Y_T و Q نیاز به پایایی(مانایی) ندارند و از این رو خطسازی مستقیم‌شان هیچ مفهومی ندارد. برای مثال، اگر قیمت نفت از یک الگوی تمام تصادفی[3] تبعیت

1 - Law of one price
2 - Steady State
3 - Random walk

کند و میزان صادرات ثابت باشد واردات نیز از یک الگوی تمام تصادفی پیروی خواهد کرد و مطابق رابطه(۹) با نرخ ارز واقعی همگرایی[1] خواهد دانست که به خودی خود غیرمانا خواهد بود.

حتی اگر آنها مانا هستند، نوسانات مشاهده شده در این متغیرها به نظر می‌رسد که در برخورد با تقریب‌های مرتبه اول خیلی بزرگ باشند.

لذا، ممکن است حس شود که باید با نرخ ارز واقعی تعدیل شده با واردات به صورت زیر کار کرد:

$$\tilde{Q} = \frac{Q}{y_T^{1-\alpha}} \qquad (۱۰)$$

این متغیر، در تعادل قیمتهای انعطاف پذیر، ثابت است و از خواص تصادفی سریهای نرخ ارز واقعی، واردات و قیمت نفت مستقل است. در حالت وجود قیمتهای چسبنده، این متغیر دیگر ثابت نیست اما پایا (مانا) است و لگاریتم خطی کردنش حول وضعیت پایدار (SS) کاملاً توجیه دارد. در حقیقت، خواهیم دید که دقیقاً این متغیر است که وارد فرمول منحنی فیلیپس خواهد شد.

لگاریتم خطی شده معادله(۱۰) به صورت زیر است:

$$q = (1-\alpha)y_T \qquad (۱۱)$$

حروف کوچک انگلیسی نشان دهنده انحراف لگاریتمی متغیرهای مربوطه از حالت پایدار(SS) متغیرهاست.

لازم به یادآوری است که برای بدست آوردن این معادله نیاز به تعادل بازار کار داریم اما کشش عرضه کار(k) در معادله ظاهر نشده است. دلیل این امر این است که با این شکل تابع مطلوبیت، کشش جانشینی و درآمدی دقیقا همدیگر را خنثی می‌کنند و تغییرات در قیمت جهانی کالای صادراتی بر عرضه کار اثر نمیگذارد و تنها بر دستمزد واقعی اثر گذار است.

دوباره لازم به یادآوری است که حتی اگر متغیرهای qy_T , نیاز به مانا شدن نداشته باشند، متغیر $\tilde{q} = q - (1-\propto)y_T$ مانا است.

1 - Co-integration

منحنی فیلیپس نرخ ارز واقعی محور

حال فرض میکنیم که شرایط تجارت تغییر کند. به عنوان مثال قیمت جهانی کالای صادراتی افزایش یابد. لذا، در تعادل، نرخ ارز واقعی باید بواسطه افزایش ارزش اصلی اش، افزایش ارزش پیدا کند. با این حال بانک مرکزی می تواند دخالت کند و نرخ ارز اسمی را ثابت نگه دارد، لذا از افزایش فوری ارزش واقعی نرخ ارز جلوگیری می شود. با این حال، مصرف کنندگان ثروتمندتر، تمایل دارند تا ارز خارجی خود را به منظور خرید کالای نهایی با پول داخلی مبادله کنند. این بدان معناست که بانک مرکزی نیاز خواهد داشت تا به منظور ارضای چنین خواسته ای، پول داخلی بیشتری منتشر کند، بنابراین تورم تحریک می شود. لذا افزایش ارزش واقعی ارز به جای اینکه فوراً بواسطه تعدیل نرخ اسمی رخ دهد، دیرتر بواسطه رشد قیمت‌های داخلی، اتفاق می‌افتد. در طول زمان تعدیل قیمت، بانک مرکزی به نرخ ارزی زیر نرخ ارز تعادلی با هزینه تورم مثبت، دست می‌یابد.

به منظور استخراج این منحنی فیلیپس به طور رسمی، نیاز به معرفی رفتار قیمتهای چسبنده کالاهای نهایی در مدل (Calvo, 1983) داریم. لذا اکنون کالای نهایی C را به عنوان ترکیبی از زنجیره کالاها مدلیزه می کنیم و فرض می کنیم که هر تولید کننده قیمتش در یک نرخ تصادفی تعدیل می‌کند. اکنون نیاز به بیان قیمت مطلوب تولید کننده iام یعنی $p(i)^{\#}$ یا به صورت ساده $p^{\#}$ از طریق نرخ ارز واقعی داریم.

برای این منظور، مساله تولید کننده iام را در نظر بگیرید که کالای مرکب غیرقابل تجاری با تابع CES تولید می‌کند:

$$max_{p(i)} \frac{P(i)}{P}\left(\frac{P(i)}{P}\right)^{-\varepsilon} C - \frac{W}{P}\, L(i) - \frac{P_T}{P} Y_T(i) \qquad (۱۲)$$

در رابطه بالا، بخش اول، قیمت نسبی کالای iام زمانی که مورد تقاضا قرار می گیرد را نشان می‌دهد که به قیمت نسبی با کشش ε و مجموع مصرف کل بستگی دارد. بخشهای دوم و سوم رابطه بالا، هزینه های تولید هستند.

راه حل این مساله، استاندارد است و قیمت بهینه به سادگی برابر با یک مارک آپ بالغ بر هزینه نهایی است:

$$\frac{P(i)^{\#}}{P} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}\,\frac{P_T^{\alpha} W^{1-\alpha}}{P} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}\left(\frac{1}{Q}\right)^{\alpha}\left(\frac{W}{P}\right)^{1-\alpha} \qquad (۱۳)$$

در رابطه بالا، کسر اول، مارک آپ است که به دنبال آن، هزینه نهایی می‌آید. لذا به نظر می‌رسد که قیمت مطلوب به نرخ ارز واقعی و نرخ دستمزد واقعی از طریق کانالهای مشخصی وابسته است. این ارزشها، هزینه های واقعی دو نهاده هستند. اکنون زمان آن است تا دستمزد واقعی را براساس نرخ ارز واقعی بیان کنیم. برای این منظور، در ابتدا لازم به یادآوری است که هیچ حداکثر سازی سودی در حالت قیمت های چسبنده وجود ندارد. لذا بنگاه‌ها می توانند هنوز هم هزینه‌هایشان را حداقل کنند و سهم مخارج بهینه از دو نهاده را انتخاب نمایند. حداقل سازی هزینه نشان می‌دهد:

$$Q\frac{W}{P}\ \frac{L}{y_T}=\frac{1-\alpha}{\alpha} \qquad (۱۴)$$

با ترکیب این عبارت با معادله(۶) و تابع تولید، می توان دستمزد واقعی را به صورت زیر استخراج نمود:

$$\frac{W}{P}=\left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\frac{1-\alpha+k}{(1-\alpha)+(1+k)}}\ y_T^{\frac{1+k}{(1-\alpha)+(1+k)}}\ Q^{\frac{\alpha-1-k}{(1-\alpha)+(1+k)}} \qquad (۱۵)$$

با متصل کردن این معادله به فرمول قیمتهای مطلوب در رابطه(۱۳) و خطی کردن آن، داریم:

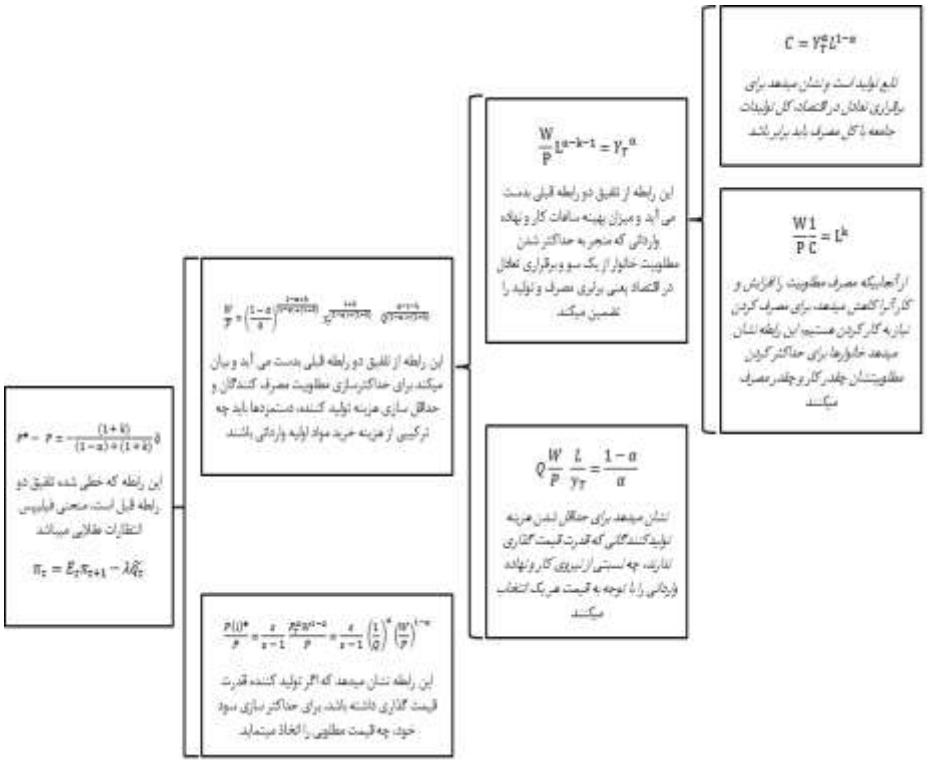
$$P^{\#}-\ P=-\frac{(1+k)}{(1-\alpha)+(1+k)}\tilde{q} \qquad (۱۶)$$

که در آن از متغیر $\tilde{q}=q-(1-\propto)y_T$ استفاده شده است. لذا منحنی فیلیپس انتظارات عقلایی به صورت زیر استخراج می گردد.

$$\pi_t=E_t\pi_{t+1}-\ \lambda\tilde{q}_t \qquad (۱۷)$$

در رابطه بالا، $\lambda=\frac{(1-Q)^2}{Q}\frac{(1+k)}{(1-\alpha)+(1+k)}$ و تورم به صورت $\pi_t=P_t-P_{t-1}$ تعریف می‌شود، این عبارت به عنوان «منحنی فیلیپس نرخ ارز واقعی محور» شناخته می‌شود. با توجه به ماهیت متغیر $\tilde{q}$ نه تنها شامل نرخ ارز می‌شود، بلکه شامل مقدار واردات (که این مقدار نیز به خودی خود توسط میزان صادراتی که کشور به الباقی جهان می فروشد تعیین می‌شود) نیز می‌گردد. از اینرو متغیر Y_T، متغیری است که منحنی را جابه جا می کند. لذا اگر قیمت نفت افزایش یابد، مصرف واردات افزایش پیدا می کند و مبادله بین تورم و نرخ ارز واقعی بدتر می‌شود. برای حمایت از همان نرخ ارز واقعی، تورم بالاتر مورد نیاز است. در نهایت اگر افزایش در قیمت کالای صادراتی واقعی باشد، یک افزایش دائمی متناظر در نرخ واقعی اجتناب ناپذیر است.

درنتیجه متغیر $\tilde{q}$ معیار انحراف نرخ ارز واقعی از سطح تعادلی اش است. همانطوریکه در منحنی فیلپس استاندارد، متغیر سمت راست معادله، انحراف GDP از تعادل قیمتهای انعطاف پذیر می‌باشد. از این رو، تورم توسط انحراف نرخ ارز واقعی از مقدار تعادلی اش تعیین می‌شود. سپس این مقدار تعادلی توسط رابطه مبادله(۱) تعیین می‌شود، به طوری که چنین منحنی فیلیپسی، برای کشور صادرکننده‌ای که رابطه مبادله در آن تا حد زیادی برونز است، مناسب‌تر است. اگر در مقایسه با قیمت کالاهای صادراتی، نرخ ارز واقعی خیلی پایین باشد، این بدان معناست که وضعیت اقتصاد مناسب نیست. تقاضای بالا در نتیجه میزان زیاد درآمد صادراتی با قیمتهای پایین داخلی(که شاید با مداخلات بانک مرکزی ایجاد شده باشد) تضاد ایجاد می‌کند. لذا انتظار می‌رود که قیمتهای داخلی افزایش یابد تا نرخ ارز واقعی را متناسب با رابطه مبادله کند. از اینرو انتظار می رود که تورم ایجاد شود. نمودار(۲)، معادلات مدل را به طور خلاصه نشان می‌دهد.



نمودار۲. خلاصه معادلات مدل (یافته های محقق)

برآورد مدل

منحنی فیلیپس با معادله(۱۷) با استفاده از داده‌های فصلی ایران برای بازه ۱۳۹۷-۱۳۶۹ برآورد خواهد شد. شاخص قیمت مصرف کننده و تولید ناخالص داخلی از داده‌های بانک مرکزی ایران استخراج شده است. شاخص قیمت مصرف کننده خارجی که از داده‌های کشور آمریکا استفاده شده است از دپارتمان دفتر آمارهای نیروی کار کشور امریکا[1] استخراج شده است. برآورد در دو مرحله انجام می‌شود. اول، انحراف نرخ ارز واقعی از ارزش های اساسی اش($\tilde{q}$) محاسبه خواهد شد و سپس، این انحراف در رگرسیون منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار خواهد گرفت. برای برآورد انحراف نرخ ارز واقعی از ارزش حالت پایدارش از فیلتر هادریک پرسکات استفاده شده است.

رگرسیون منحنی فیلیپس انتظارات عقلایی براساس نرخ ارز واقعی

حال نوبت به برآورد رگرسیون منحنی فیلیپس انتظارات عقلایی (با انتظارات جلونگر) می‌رسد. این معادله مستقیما توسط روش حداقل مربعات معمولی قابل برآورد نیست زیرا جزئهای اخلال به تخمین زننده ها وابسته اند. یک نوآوری برای تورم امروز، انتظارات تورم در آینده را تغییر می-دهد. از اینرو از روش تخمین گشتاورهای تعمیم یافته[2] که در حالت ساده خطی به روش متغیر ابزاری[3] برآورد می‌شود، استفاده شده است. مخصوصا در رابطه $E_t(\pi_t - \pi_{t+1} + \gamma\tilde{q}_t) = 0$، عبارت با عملگر انتظارات باید به همه متغیرها در زمان t وابسته نباشد.

سازگاری تخمین زننده GMM به معتبر بودن فرض عدم خودهمبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد. که می‌تواند بوسیله دو آزمون تصریح شده توسط آرلانو و باند[4] و آرلانو و بورو[5] آزمون شود. اولی آزمون سارگان از محدودیت‌های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن

---

1 - U.S. Department of Labor Bureau of Labor Statistic
2 -Generalized Method of Moments (GMM)
3 -Instrumental Variable (IV)
4 - Arellano and Bond
5 -Arellano and Boro

ابزارها را بررسی می‌کند و برای تعیین هر نوع همبستگی بین ابزارها و خطاها به کار برده می‌شود. آماره سارگان (j-statistic) دارای توزیع کای دو است(Monjezab, 2018).

یکی دیگر از آزمون های تشخیصی در الگوی دادههای تابلویی معادلات همزمان مبتنی بر روش GMM، آزمون جی هانسن است که برای اثبات شرط اعتبار بیش از حد یعنی صحت و اعتبار متغیرهای ابزاری به کار میرود .در این آزمون فرضیه صفر به معنی آن است که ابزارهای مورد نظر معتبر بوده و مدل ساختاری به درستی تصریح شده است(Mohammadi et al.,2019).

در این روش می توان از متغیرهای درون‌زا استفاده کرد. یکی از راه های کنترل درون‌زایی متغیرها استفاده از متغیر ابزاری است. یک ابزار زمانی قدرت لازم را خواهد داشت که با متغیر مورد نظر همبستگی بالایی داشته باشد در حالی که با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال پیدا کردن چنین ابزاری بسیار مشکل است. یکی از مزیت‌های GMM این است که اجازه می‌دهد از وقفه این متغیرها به عنوان ابزارهای مناسبی جهت کنترل درون‌زایی استفاده کنیم. روش GMMمی‌تواند پویایی‌های موجود در متغیر مورد بررسی را در مدل لحاظ کند و در همه داده‌های سری‌های زمانی، مقطعی و پانل قابل استفاده باشد. همچنین می‌تواند با استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار، باعث از بین رفتن هم‌خطی در مدل شود.

مزیت اصلی این روش این است که تمام متغیرهای رگرسیون که با اجزای اخلال همبستگی ندارند(از جمله مقادیر با وقفه متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند(Monjezab, 2018).

جدول(۱)، تخمینهای منحنی فیلیپس انتظارات عقلایی را نشان می‌دهند. این تخمین‌ها با نرم افزار ایویوز[1] و با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته انجام شده‌اند. ابزارهای استفاده شده تورم با تاخیر زمانی از یک فصل تا چهار فصل در ایران می‌باشد. نتایج تخمین در جدول زیر گزارش شده است:

1 - Eviews (8)

جدول ۱. نتایج برآورد منحنی فیلیپس ارز محور

	رگرس‌ها	نتایج		
		ضریب	انحراف معیار	احتمال توزیع تی استیودنت
	عرض از مبدا	۱/۷۵	۰/۴۹	۰/۰۰
	تورم دوره آینده	۰/۴۰	۰/۱۵	۰/۰۰
	شکاف نرخ ارز واقعی	-۱۷۸/۶۴	۸۱/۳۱	۰/۰۳
جی هانسن	آماره	۲/۴۱		
	احتمال	۰/۵۵		
آزمون سارگان	احتمال	۰/۵۴		

نتایج جدول(۱) نشان می‌دهند که ضرایب معنادارند. انحراف معیارها نیز در جدول گزارش شده‌اند. علامت ضریب شکاف نرخ ارز واقعی در رگرسیون تخمین زده شده، تأیید کننده تئوری می‌باشد.

آماره جی هانسن نیز در جدول گزارش شده است که برای آزمون کردن تعداد محدودیت‌های بیش از حد شناسایی شده می‌باشد. این آماره اعتبار مدل را می‌سنجد و برابر با مقدار حداقل تابع هدف است.

آزمون سارگان عدم همبستگی ابزارها با اجزای اخلال را تست می‌نماید. این آماره توزیع کای دو با درجه آزادی برابر با تعداد گشتاورها منهای تعداد پارامترهای تخمین زده شده می‌باشد. هم چنین فرضیه صفر به صورت آزمون کردن محدودیتهای بیش از حدشناسایی شده، است. عدم رد فرضیه صفر، در آزمون سارگان، نشان می‌دهد که مدل به درستی تصریح شده است و ابزارهای انتخاب شده معتبر هستند.

نتایج

عموم مطالعات انجام گرفته در ایران، علاوه بر تورم ادوار گذشته، شکاف تولید، بیکاری و هزینه نهایی واقعی تولید را به عنوان متغیرهای سمت راست اثر گذار بر تورم در منحنی فیلیپس مورد استفاده قرار داده اند. این در حالی است که پارادایم نئوکینزی پیشنهاد می‌دهد که هر کشوری با توجه به شرایط خاص اقتصاد خود، مدلهای متفاوتی را می‌طلبد. همانطور که پیشتر نیز عنوان شد، این مقاله در چارچوب این پارادایم و با توجه به نقش مهمی که نفت در اقتصاد ایران

ایفا می‌نماید، با شروع از پایه های اقتصاد خردی، منحنی فیلیپس جدیدی را بر پایه نـرخ ارز واقعـی استخراج و سپس آنرا برآورد می‌نماید.

در ایـن مقالـه نشـان داده مـی‌شـود کـه منحنـی فیلیـپس نئـوکنیزی اسـتاندارد مـی‌توانـد بـرای کشورهای صادرکننده نفت من جمله ایران، به عنوان مبادله بین تورم و نـرخ ارز واقعـی بیـان شـود. شهود چنین معادله‌ای ساده است و جدید نیست: بانک مرکزی می‌تواند ارزش پول داخلی را موقتـاً کاهش دهد با این هزینه که تورم اضافی به اقتصاد تحمیل می‌گردد.

دراین مقاله، این مبادله و حمایتهای تجربـی آن، بـا اسـتفاده از داده هـای ایـران در بـازه ۱۳۹۷-۱۳۶۹ مدلیزه و آزمون شده است. نتایج حاکی از تاییـد مبادلـه بـین تـورم و نـرخ ارز واقعـی تحـت عنوان منحنی فیلیپس بر اساس نرخ ارز واقعی است.

References

[1] Bardsen, G., Eitrheim, ph., Jansen, E.S., and Nymoen, R. (2005). The Econometrics of Macroeconomic Modelling. Oxford University press.

[2] Boug, P., Cappelen, A., and Swensen, A.R. (2006). The New Keynesian Phillips Curve for a Small Open Economy. Statistics Normay, Discussion Papers, No 460.

[3] Burstein, A., Martin, E., and Sergio, R. (2005). Large Devaluations and the Real Exchange Rate. Journal of Political Economy.

[4] Burstein, A., Martin, E., and Sergio, R. (2006). The Importance of Nontradables Goods' Prices in Cyclical Real Exchange Rate Fluctuations. Japan and the World Economy.

[5] Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, No 12.

[6] Gali, J., Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. Journal of Monetary Economics, No 44.

[7] Gali, J., Gertler, M., and Lopez-Salido, J. (2001). European inflation dynamics; European Economic Review. Volume 45(7).

[8] Jafari Samimi, A., Tehranchian, A., Mansour Balonejadnuri, R., Ebrahimi, I. (2015). Extraction of Phillips curve using stochastic dynamic general equilibrium open model: a case study of Iranian economy. Research on Sustainable Growth (Economic Research) - University Press Tarbiat Modares, Volume 15, No 4. (in Persian)

[9] King, R. G., Watson, M.W. (1994). The Post-war U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.

[10] Kazeruni, A., Asgharpour, H., and Nafisi Moghadam, M. (2017). Study of Factors Affective Inflation in Iran: Application of the New Keynesian Phillips

Hybrid Curve (Quantile Regression Approach). Monetary and Financial Economics Quarterly, Ferdowsi University Press. Volume 24, No 14. (in Persian)

[11] Lee, J., Dong, Y., and Jai, H. (2016). The New Keynesian Phillips Curve in Multiple quantiles and the asymmetry of monetary policy". Economics Modelling, Volume 55.

[12] Leu, S.C. (2011). A New Keynesian SVAR Model of the Austrralian Economy. Economics Modelling.

[13] Loungani, P., Assaf, R., and Chi-Wa, Y. (2012). The Open Economy Phillips Curve: 'New Keynesian' Theory and Evidence.

[14] Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs. American Economic Review, No 63 (3).

[15] Lucas, R. E. (1975). Econometric Policy Evaluation: A Critique," in K. Brunner and Meltzer A., eds., The Phillips Curve and Labor Markets, North-Holland.

[16] Mankiw, N. G., Reis, R. (2002). Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve, Quarterly Journal of Economics.

[17] Mankiw, N. G., Reis, R. (2003). Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumpszz. in P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford, eds., Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps, Princeton University Press, Princeton.

[18] Mohammadi, V., Shamsi, M., and Asadi, H. (2019). Study of the relationship between economic growth, energy consumption and human development in selected countries of the MENA. Journal Energy Economics, Volume 8, No 3. (in Persian)

[19] Monjezab, M. R., Nosrati, R. (2018). Advanced Econometric Models with EViews and Stata, Mehraban Publishing Institute. (in Persian)

[20] Phaneuf, L., Tchakondo, Y. (2011). The New Keynesian Phillips Curve Intermediate Goods Meet Positive Trend in Inflation. Working paper University of Quebec.

[21] Roberts, J. (1995). New Keynesian Economics and the Phillips Curve. Journal of Money, Credit, and Banking.

[22] Shahraki, S. (2016). Study of the possibility of entering the exchange rate along with interest rates in analyzing the impact of monetary policy on the Iranian economy. PhD thesis, Ferdowsi University. (in Persian)

[23] Stock, J., Watson, M. (1999). Forecasting inflation. Journal of Monetary Economics.

[24] Styrin, K., Zamulin, O. (2012). A Real Exchange Rate Based Phillips Curve. Center for Economic and Financial Research (CEFIR).

[25] Whelan, k., Rudd, T.7 (2005). The new keynesianphillips curve. Journal of Monetary Economics.

[26] Wimanda, R. E., Turner, P.M., and Hall, M.B. (2010). Expection and the

Intertia of Inflation; the case of Indonesia. Journal of Policy Modeling.
[27] Xu, Q., Niu, X, Jiang, C., and Huang, X. (2015). The Philips Curve in the USA; A nonlinear Quantile Regression Approach. Economics Modelling 49.

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارهٔ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بهینه‌سازی پرتفوی به کمک رهیافت Bayesian MGARCH مبتنی بر تبدیل موجک*

سید علی حسینی ابراهیم‌آباد[1]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
خلیل جهانگیری[2]
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.
مهدی قائمی اصل[3]
استادیار گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران.
حسن حیدری[4]
استاد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران.

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۱۱/۱۳ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۱۰/۹

چیکده

مفاهیم مقیاس-زمان، سری‌های زمانی با دنباله‌های پهن و چولگی و تفکیک دوره‌های پژوهش بر اساس شوک‌های اقتصادی در بهینه‌یابی سبد دارایی از اهمیت ویژه‌ایی برخوردار است. لزوم داشتن توزیع نرمال سری بازدهی‌ها و عدم امکان فروش استقراضی از ایرادات بنیادی وارد به مدل مارکوویتز است. همچنین

---

* - مقاله پژوهشی

1. s.ali.hoseini1393@gmail.com
۲. نویسنده مسئول: kh.jahangiri@urmia.ac.ir
3. m.ghaemi@khu.ac.ir
4. h.heidari@urmia.ac.ir
DOI: 10.22067/mfe.2020.16409.0

وجود خصلت‌های چولگی و دم‌های پهن در سری بازده دارایی‌های مالی اهمیت معرفی چولگی در توزیع خطا مدل MGARGH را نشان می‌دهد که نتیجه آن بهبود رهیافت مارکوویتز با استفاده از ماتریس کواریانس مستخرج از مدل‌های MGARCH مبتنی بر توزیع چوله چندمتغیره نامتقارن است. ضمنا با استفاده از تحلیل موجک می‌توان واریانس و کواریانس‌های کاراتری در مقیاس‌های زمانی متفاوت محاسبه نمود. از این‌رو هدف پژوهش حاضر غلبه بر مشکلات مطروحه در مدل مارکوویتز از طریق کاربرد مدل Bayesian DCC-GARCH مبتنی بر تحلیل موجک و رهیافت هانگ و لیتزنبرگر می‌باشد.

داده‌های مورد استفاده در این پژوهش شامل بازده قیمت سهام گروه‌های منتخبی از بازار سرمایه ایران است که بیش‌ترین تاثیر را از تحریم‌های اقتصادی طی دوره ۱۳۸۷/۹/۲۴ الی ۱۳۹۸/۳/۲۶ متحمل شده‌اند. دوره زمانی مذکور به دوران قبل از برجام، پسا برجام و خروج آمریکا از برجام تفکیک شده است. همچنین از ماتریس کواریانس حاصل از ۲ روش متفاوت (غیرشرطی و شرطی مستخرج از مدل Bayesian DCC-GARCH) در مدل بهینه‌یابی سبد دارایی هانگ و لیتزنبرگر در مقیاس‌های زمانی ۴ گانه استفاده شده است.

نتایج حاکی از وجود خصلت چندمقیاسه بودن تئوری بهینه‌یابی سبد دارایی هانگ و لیتزنبرگر در بازار سرمایه ایران بود. به‌گونه‌ایی که کارایی سبدهای دارایی در مقیاس‌های میان ماهانه و بلندمدت بیش‌تر از کارایی این سبدها در مقیاس‌های کوتاه‌مدت است. ضمن آن‌که در تمامی زیربخش‌ها سبدهای دارایی که با استفاده از توزیع بیزی حاصل شده‌اند دارای کارایی بالاتری نسبت به سایر سبدهایی هستند که از سایر توزیع‌های آماری به‌دست آمدند.

واژه‌های کلیدی: بهینه‌سازی پرتفوی، رویکرد بیزی، موجک، مقیاس زمان، مرزهای کارا

طبقه‌بندی JEL: G34، C13، G11

۱- مقدمه

پیچیدگی بازارهای مالی، تخصصی شدن مبحث سرمایه‌گذاری و رشد و توسعه ابزارهای مالی، فعالان بازار سرمایه را نیازمند مدل‌ها و ابزارهایی نمود تا ایشان را جهت نیل به هدف غائی خود یعنی انتخاب بهترین سبد دارایی یاری دهد. در حقیقت سرمایه‌گذاری فرآیندی پیچیده شامل تصمیم‌گیری راجع به بازده احتمالی مورد انتظار است. این پیچدگی فرآیند سرمایه‌گذاری باعث گردید روز به روز روش‌ها و نظریه‌های متفاوتی جهت بهینه‌یابی سبددارایی ارائه و توسعه یابد. امروزه در بازارهای جهانی و بازارهای بسیار ناپایدار مانند بازار بورس، اندازه‌گیری کارایی و مدیریت ریسک بازار تبدیل به یک عامل مهم برای رقابت و حتی بقای موسسات مالی شده است.

به عقیده Salimi et al. (2018) تصمیم‌گیری در شرایط نااطمینانی یکی از ویژگی‌های مهم مدل‌های بهینه‌یابی تخصیص دارایی‌های ریسکی به‌شمار می‌رود. Hoseini et al. (2020) مهم‌ترین مفاهیم در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری را ریسک و بازده معرفی می‌کنند. ایشان بحران‌های مالی اخیر را به‌شدت تاثیرگذار بر اجزا و عناصر بازارهای مالی قلمداد می‌کنند و تلاطم و تغییرپذیری را جز لاینفک بازار سرمایه بیان می‌کنند. به عقیده Karami & Rastegar (2018) یکی از عوامل موثر در بهینه‌سازی سبد سهام، اثر سرریز بازده و ریسک از بخشی از بازار بر بخش دیگری از بازار است. به‌طوری که Yin et al. (2020) به‌هم پیوستگی موجود در نوسانات قیمت سهام یا سایر دارایی‌ها را عاملی جهت انتقال نوسانات قیمت از یک یا چند بخش به سایر بخش‌ها معرفی می‌کنند. به عقیده ژانگ و همکاران Zhang et al. (2018) روش میانگین – واریانس مارکوویتز محبوب‌ترین روش به‌منظور حل مشکل انتخاب سبد بهینه است. بازده انتظاری و ماتریس کواریانس دو ورودی رویکرد مارکوویتز در انتخاب بهینه سبد دارایی می‌باشند که به‌سختی قابل برآورد از اطلاعات تاریخی (historic data) هستند. اما Trichilli et al. (2020) متذکر می‌شوند که بنا به حساسیت بسیار زیاد فرآیند میانگین – واریانس مارکوویتز به تغییرات اندک در ورودی‌ها و همچنین وابستگی فرآیند یاد شده به قیمت‌های تاریخی گذشته (past historical price) که منجر به عدم استفاده از دانش و تجربه شخص سرمایه‌گذار در بازار سرمایه می‌گردد، متاسفانه مدل بهینه‌یابی سبد دارایی مارکوویتز موجب انتخاب تعداد کمی از دارایی‌های برتر می‌گردد. ایشان استفاده از رویکرد بیزی را جهت رفع نواقص مدل مارکوویتز پیشنهاد می‌کنند. به عقیده Billio et al. (2006) انتخاب پرتفوی بهینه و محاسبه انحراف معیار پرتفوی نیاز به پیش‌بینی ماتریس کواریانس بازده دارایی‌ها دارد. Dai & Wen (2018) معتقدند که برآورد ساختار کواریانس نقش مهمی در انتخاب سبد دارایی ایفا می‌کند. Ledoit & Wolf (2004a) از روش انقباض بیزی (Bayesian shrinkage) برای تخمین ماتریس کواریانس استفاده کردند. ایشان اثبات می‌کنند که رویکرد مذکور ماتریس کواریانس نمونه را بهتر برآورد می‌کند. Bauder, et al. (2018) استفاده از توزیع قابل پیشی‌بینی پسین (posterior predictive distribution) را برای مقابله با مشکلات الگوی مارکوویتز پیشنهاد می‌کنند. (Ekstrom & Vaicenavicius (2016 استفاده از هر توزیع پیشین یا یک ماتریس کواریانس معکوس را برای مدل‌سازی کشیدگی نامعین (uncertain drift) پیشنهاد می‌نمایند.

به عقیده Zhang et al. (2018) تحت رویکرد بیزین، برآوردهای میانگین و واریانس به توزیع‌های قابل پیش‌بینی (predictive) از بازدهی اوراق وابسته است. استفاده از توزیع قابل پیش-بینی بازده اوراق و استراتژی بیزی بهینه‌سازی سبد دارایی، از حداکثرسازی سود مورد انتظار به-دست می‌آید. Tu & Zhou (2010) استفاده از رهیافت بیزین را برای وزن‌دهی به سبد دارایی تحت تئوری مارکوویتز پیشنهاد می‌کنند و معتقدند که این رهیافت نتایج بهتری را ارائه می‌دهد. یکی دیگر از نقدهایی که به مدل‌های پیشین تئوری مدرن پرتفوی وارد می‌شود، فرض توزیع نرمال واریانس سبد دارایی است. Poor Ahamadi & Najafi (2015) نتایج رهیافت مارکوویتز از ریسک را زمانی کابردی می‌پندارند که بازده دارایی‌ها یا دارای توزیع نرمال و یا تابع مطلوبیت جهت حداکثرشدن درجه دوم باشند. از این‌رو از توزیع‌های نامتقارن با دنباله‌های پهن در مدل‌های تعمیم‌یافته مارکوویتز استفاده شده است که به داده‌های جهان واقعی نزدیک‌تر هستند. محققانی همچون Abdullah et al. (2016) از یک رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی پویا (DCC-GARCH) جهت استخراج ماتریس کواریانس در مدل مارکویتز استفاده کردند. اما مدل‌های ناهمسانی شرطی پویا دارای محدودیت‌هایی در تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی نامتقارن می‌باشند. در این راستا Kroner & Ng (1998) معتقدندکه مدل‌های گوناگون ماتریس کواریانس در رفتار دینامیکی واریانس‌ها، کواریانس‌ها و همبستگی‌ها محدودیت‌های قابل توجهی را لحاظ می‌نمایند و روش اتخاذ شده توسط مدل‌های مذکور جهت بررسی تاثیر شوک‌های پیشین بازدهی‌دارایی‌ها بر واریانس و کواریانس عاملی جهت بروز برآوردهای همبستگی شدیدتری در این مدل‌ها است. از این‌رو Bala & Takimoto (2017) ضمن تایید برآوردهای بیش‌ازحد پویایی‌های همبستگی توسط مدل‌های MGARCH بیان می‌دارند از آن‌جا که فرضیه چگالی شرطی باید بر اساس حقایق رایج و مرسوم در بازده دارایی‌های مالی از جمله چولگی و ناهمسانی واریانس شرطی، اثر اهرم و دم‌های پهن استوار باشد و حال آن‌که مدل‌های مذکور در تسخیر تمام این ویژگی‌ها ناکامند، بنابراین این واقعیت بر تخصیص سبد دارایی و ریسک منتشر شده در بازارها تاثیر گذاشته و موجب برآوردهای نادرستی از آنان می‌گردد. این مهم موجب گردید تا استفاده از مدل‌های ناهمسانی واریانس چوله چند متغیره مانند Bayesian DCC-GARCH که توانایی بیش‌تری از مدل‌های MGARCH در اتخاذ ویژگی‌های سری‌های زمانی مالی در فرآیند برآورد ماتریس‌های کواریانس و همبستگی دارند توسط Bala & Takimoto (2017)، Fioruci et al. (2014) ، (Bauwens &

Laurent (2005) و سایرین مورد استفاده قرار گیرد. به عقیده این محققین مدل‌های بیزین MGARCH که توانایی تسخیر ویژگی‌های عدم تقارن و دنباله‌های پهن موجود در بازده سری‌های زمانی مالی را دارند می‌توانند گزینه بهتری نسبت به مدل‌های MGARCH متعارف جهت بررسی همبستگی‌های پویا و همچنین استخراج ماتریس کواریانس بین سری‌های مالی باشند. لیکن مشکلات مدل مارکوویتز به اینجا ختم نمی‌شود. یکی دیگر از معضلات رویکرد مارکوویتز فرض در نظر گرفتن محدودیت فروش است. بدین معنی که امکان فروش کوتاه‌مدت امکان‌پذیر نیست. از این‌رو Huang & Litzenberger (1988) با معرفی مدل تعیم‌یافته مارکوویتز این قید را در مدل مذکور برطرف ساختند.

In & Kim (2013) استفاده از روش‌های تبدیل موجک در مدل مارکوویتز را منجر به ارائه نتایج واقعی‌تر می‌دانند؛ ضمن آن‌که به عقیده Liu et al. (2017) بایستی خصلت‌های بعد فرکانسی موجود در سری‌های زمانی مالی را هنگام تحلیل نتایج در نظر گرفت. همچنین (Gençay et al. 2001) افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف در طول دوره سرمایه‌گذاری را یکی از نگرانی‌های سرمایه-گذاران و مدیران سبد دارایی برمی‌شمارند بدین صورت‌که بازده بازار نه‌تنها متغیر با زمان است، بلکه وابسته به مقیاس زمانی مربوط به افق‌های مختلف سرمایه‌گذاری می‌باشد. از آن‌جا که Zhang, et al. (2018) معتقدند که پژوهش‌های احتمالی آینده بر روی توزیع‌های مختلف بازدهی‌های اوراق قرضه در مدل بهینه‌یابی سبد دارایی مارکوویتز تمرکز خواهند نمود و از طرفی Trichilli, et al. (2020) هسته تئوری مدرن پرتفوی را بهینه‌سازی میانگین – واریانس معرفی می‌کنند، بر این اساس در این پژوهش سرمایه‌گذاری که قصد سرمایه‌گذاری در یک سبد دارایی بهینه طبق الگوی هانگ و لیتزنبرگر برای یک افق زمانی محدود دارد در نظر گرفته شده است. دوره پژوهش از ۱۳۸۷/۹/۲۴ الی ۱۳۹۸/۳/۲۶ و به تفکیک دوران قبل از برجام، پسا برجام و خروج آمریکا از برجام است. داده‌های مورد استفاده شامل بازده قیمت سهام گروه‌های منتخبی از بازار سرمایه ایران می‌باشد که بیش‌ترین تاثیر را از تحریم‌های اقتصادی متحمل می‌شوند. ماتریس کواریانس با استفاده از ۲ روش متفاوت (غیرشرطی و شرطی مستخرج از مدل Bayesian DCC-GARCH) در مدل بهینه‌یابی سبد دارایی هانگ و لیتزنبرگر در مقیاس‌های زمانی ۴ گانه براساس

رویکرد تبدیل موجک گسسته با حداکثر همپوشانی (MODWT) مورد استفاده قرار میگیرد و نتایج در انتها با هم مقایسه می‌شوند تا بهترین سبد دارایی با توجه به معیار شارپ[1] از بین ۲ ماتریس کواریانس مذکور انتخاب گردد. از آن‌جا که ایرادات اصلی وارد به مدل مارکوویتز عبارتند از: لزوم داشتن توزیع نرمال سری بازدهی‌ها و عدم امکان فروش استقراضی، مدل Bayesian DCC-GARCH و رهیافت هانگ و لیتزنبرگر به ترتیب مشکلات مدل مارکوویتز را برطرف می‌سازند. ضمن آن‌که استفاده از تحلیل موجک امکان ارائه یک پرتفوی مناسب براساس دامنه‌های فرکانسی و زمانی متفاوت را طی زیر دوره‌های مختلف فراهم می‌سازد. در حقیقت نویسندگان به دنبال آن هستند تا رویکرد بهینه‌یابی سبد دارایی مارکوویتز را به‌گونه‌ایی تعمیم و باز طراحی نمایند که هم ویژگی‌های بارز سری‌های زمانی مالی از قبیل چولگی و کشیدگی بیش‌از حد و هم ملاحظات مورد توجه سرمایه‌گذاران یعنی حداقل ریسک و فروش استقراضی را در فرآیند بهینه‌یابی و تشکیل سبد دارایی مدنظر قرار گیرد. مباحث آتی این پژوهش به‌ترتیب بر اساس مبانی نظری، روش تحقیق، یافته‌ها و نتیجه‌گیری تنظیم شده است.

مبانی نظری

برای مطالعه حاضر دو نظریه شناسایی شده است. اولین تئوری توسط (Pindyck & Rotemberg (1993 ارائه شده است که بیان‌کننده حرکت مشترک قیمت دارایی‌های مالی به‌دلیل رفتار توده‌ایی (herd behavior) در بازارهای مالی است. ایشان دریافتند که قیمت کالاهای خام نامرتبط، گرایش به حرکت مشترک باهم دارند. تئوری دوم توسط مارکوویتز راجع به تنوع‌بخشی سبد دارایی است. این تئوری بیان می‌کند که نوسانات یک سبد دارایی کم‌تر از میانگین وزنی نوسانات اوراق بهادار است به طوری‌که سبد دارایی حاوی دارایی‌های است که بازده آن‌ها کاملا مرتبط به‌هم نیستند.

یکی از ورودی‌های مورد نیاز مدیران ریسک با هدف ایجاد پرتفوی کارآمد، همبستگی پویا

---

۱. از معیار شارپ جهت مقایسه کارایی سبدهای دارایی در مطالعات مختلفی از جمله Trichilli, et al. (2020) استفاده شده است.

میان اوراق بهادار در پرتفوی خویش می‌باشد. رخدادهای جهانی مثل قیمت ارز و طلا، تنش‌های سیاسی مثل تحریم‌های اقتصادی و اخبار لحظه‌ای مانند قیمت حامل‌های انرژی (به‌ویژه قیمت نفت) از جمله ریسک‌ها و شوک‌هایی می‌باشند که فعالان بازار سرمایه با آن مواجه هستند. به عقیده Billio, et al. (2006) در دوره‌های پر نوسان، مقدار و شدت همبستگی تحت تاثیر نوسانات قرار می‌گیرد. به عقیده Armstrong (2018) هنگام ایجاد مدل‌های مالی، تمایل به تسخیر پیچیدگی-های بازارهای مالی و نیاز به ساده‌سازی جهت انجام برآوردهای معقول و ممانعت از تخمین‌های بیش‌از حد وجود دارد. Bahlous & Yusof (2014) یکی از تکنیک‌های حداکثرسازی بازدهی را متنوع‌سازی سرمایه‌گذاری عنوان می‌کنند. همچنین Bakar & Rosbi (2018) تنوع سرمایه‌گذاری را روشی جهت حداکثرسازی نرخ بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران قلمداد می‌کند. نظریه متنوع-سازی سبد دارایی harry Markowitz (1952) یک از معروف‌ترین نظریه‌ها در این زمینه می‌باشد. این نظریه به این معنی است که سرمایه‌گذاران همه دارایی‌های خود را در امنیت و با بیش‌ترین ارزش تنزیل شده سرمایه‌گذاری کنند. به عقیده Way et al. (2019) اصطلاح معروف "تمام تخم مرغ‌های خویش را در یک سبد قرار ندهید" در نگاه اول بسیار شبیه به مسئله چگونگی تخصیص مجموعه‌ای از سرمایه‌گذاری‌های مالی به‌نظر می‌رسد. از نظر ایشان تئوری نوین سبد دارایی یک فرد ریسک‌پذیر را در نظر می‌گیرد که قصد سرمایه‌گذاری در دارایی‌های مالی را دارد. نتیجه مهم این تئوری ایجاد یک روش بهینه برای ترکیب دارایی‌ها در یک سبد دارایی است به طوری‌که بازده مورد انتظار بر اساس یک سطح معینی از ریسک به حداکثر برسد. سرمایه‌گذاران می‌توانند براساس درجه ریسک‌گریزی و ریسک‌پذری خود و تابع مطلوبیت بیش‌ترین بازده انتظاری از سرمایه‌گذاری خویش را به‌وسیله شناسایی مرز کارای[1] مربوط به سبد دارایی‌ها به‌دست آورند. هر کدام از سرمایه‌گذاران ترکیب سبد دارایی خویش را هدف کمینه کردن ریسک و بیشینه کردن بازده از طریق انتخاب نقطه‌ایی روی مرز کارا بر مبنای ریسک‌گریزی و ریسک‌پذیری خود قرار

---

۱. حل مکرر مدل مارکوویتز به‌ازای مجموعه‌ای از مقادیر مختلف سطح حداقلی بازده سبد دارایی و رسم نمودار بازده – ریسک سبد دارایی به‌ازای پاسخ‌های گوناگون، مجموعه نقاطی را ارائه می‌دهد که از آن به عنوان مرز کارا یاد می‌شود. در واقع مرز کارا یک تصویر ساده از رابطه جانشینی میان بازدهی و ریسک را ارائه می‌دهد.

می‌دهند. مطابق با ایده اساسی نظریه مدرن پرتفوی، سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی که همبستگی کاملی با یکدیگر ندارند موجب خنثی‌سازی ریسک این دارایی‌ها و ایجاد یک بازده ثابت با ریسک کم‌تر می‌گردد. کوادراتیک بودن، محدودیت بالا و پایین سرمایه‌گذاری در هر دارایی، وزن‌های ناپایدار و بیش‌از حد و ضعف عملکرد خارج از نمونه از جمله ضعف‌های رهیافت مارکوویتز جهت بهینه‌سازی سبد دارایی است. در این زمینه Merton (1980) و Bauder et al. (2018) نشان دادند که تحلیل میانگین - واریانس در معرض ضعف‌ها و محدودیت‌های کلاسیکی قرار دارد که اساسا با وزن‌های پرتفوی غیرعادی همراه است.[۱]

Dai & Wen (2018) برآورد ساختار کواریانس را یک عامل مهم در انتخاب سبد دارایی بیان می‌کنند. Elton & Gruber (1973) از یک مدل همبستگی ثابت (constant correlation model) جهت ایجاد ماتریس کواریانس استفاده کردند. Chan et al. (1999) از یک مدل عامل برای برآورد ماتریس کواریانس استفاده و آن‌را در مدل حداقل واریانس سبد دارایی (MVP) اعمال نمودند. Laloux et al. (2000) از تئوری ماتریس تصادفی به‌منظور دسترسی به ماتریس-های همبستگی مالی استفاده کردند. Sharifi et al. (2004) برای تعیین درصد اخلال (noise) در یک ماترس کواریانس از تئوری ماتریس تصادفی استفاده کرده و سپس بخش اخلال را از ماتریس همبستگی جدا کردند. Ismail & Pham (2019) با بیان این مهم که استخراج دقیق پارامتر همبستگی از اطلاعات بازار در عمل مشکل می‌باشد از یک مدل میانگین-واریانس مستحکم مارکوویتز (robust Markowitz mean-variance) تحت شرایط نااطمینانی از نوسانات و همبستگی چند دارایی مالی پر مخاطره استفاده کردند. ایشان از یک چارچوب احتمالی جهت تسخیر نااطمینانی و ابهام در ماتریس کواریانس استفاده نموده و توانستند به یک حد پایین‌تری برای معیار شارپ از هر استراتژی پرتفوی کارای مستحکم دست یابند که مستقل از هر مدل‌سازی ماتریس کواریانس بود. رویکرد انقباضی مبتنی بر بازار بلک-لیترمن (Black–Litterman) مدلی است که در آن یک میانگین وزنی از تعادل بازار و دیدگاه سرمایه‌گذاران برای برآورد بازده‌های انتظاری محاسبه می‌شوند. Xiao & Valdez (2015) مدل بلک- لیترمن را به مواردی که توزیع

---

۱. این وزن‌ها عموما هنگام ایجاد پرتفوهای بهینه و کارا ایجاد می‌شوند.

بازدهی‌ها از یک توزیع بیضوی تبعیت می‌کنند گسترش دادند. توزیع‌های چند متغیره بیضوی (multivariate elliptical distributions) توزیع‌های جایگزینی هستند که توسط (Fabozzi et al. (2007، Yang, et al. (2014) و Xiao & Valdez (2015) برای بازارهای مالی معرفی گردیدند. به‌عقیده Best & Grauer (1991) تخمین بازده مورد انتظار نه تنها پیچیده‌تر از تخمین واریانس و کواریانس است، بلکه یک تخمین اشتباه از بازده مورد انتظار می‌تواند منجر به ایجاد سبدهای دارایی غیربهینه گردد. برای فائق آمدن به این مشکل در مدل MTP، روش‌های مبتنی بر آمار بیزی توسط Frost & Savarino (1986)، Aguilar & West (2000)، (Avramov & Zhou (2010، Bodnar et al. (2017) و De Franco et al. (2018) و Trichilli et al. (2020) توسعه داده شده است.

امروزه بسیاری از عدم قطعیت پارامترها به عقیده Zhao et al. (2019) در چارچوب آمار بیز تجزیه و تحلیل می‌گردد. Greyserman et al. (2006) با استفاده از تقریب تصادفی، یک رویکرد انتخاب سبد دارایی را با به‌کارگیری یک توزیع قابل پیش‌بینی بیزی از بازده اوراق در نظر گرفتند. آن‌ها پیشین‌های سلسله مراتبی (hierarchical priors) را از بردار میانگین و ماتریس کواریانس اوراق بهادار به‌دست آوردند.

در مدل مارکوویتز، میانگین بیانگر بازده مورد انتظار و واریانس نشان‌دهنده ریسک سبد دارایی است. لیکن واریانس و انحراف معیار به‌عنوان دو سنجه ارزیابی ریسک با فرض نرمال بودن توزیع بازده دارایی‌ها صحیح است که در بسیاری از مواقع به دلیل آن‌که توزیع بازده دارایی‌ها نرمال نیست یا به‌شکل توزیع بازده چوله است، این فرض مقدور نمی‌باشد. برای غلبه بر این مشکل محققان از ماتریس کواریانس مستخرج از مدل‌های MGARCH استفاده کردند. Abdullah et al. (2016) از یک رویکرد ناهمسانی واریانس شرطی پویا (DCC-GARCH) که توانایی اتخاذ یک توزیع t استیودنت را دارد جهت استخراج ماتریس کواریانس در مدل مارکویتز استفاده کردند. ایشان تایید کردند که رویکرد MGARCH-DCC در تسخیر ماهیت دنباله‌های پهن موجود در توزیع بازده سهام توانمندتر از مدل کلاسیک مارکوویتز است. Saiti & Noordin (2018) به‌منظور تخمین همبستگی‌های متغیر با زمان میان بازده سهام از یک مدل ناهمسانی واریانس شرطی مشروط (DCC) استفاده نمودند. به عقیده ایشان یک بخش مهمی از فرآیندهای امروزه تحصیص دارایی، تعیین همبستگی میان دارایی‌هاست که به سرمایه‌گذاران در دست‌یابی به یک پرتفویی با

حداکثر بازدهی و کم‌ترین سطح ریسک ممکن کمک می‌کند. لیکن به عقیده (Bauwens & Laurent (2005، Fioruci et al. (2014) و Bala & Takimoto (2017) از آن‌جا که توزیع غیرشرطی اکثر بازده دارایی‌های مالی دنباله‌های پهن‌تری نسبت به مدل‌های با توزیع نرمال دارد، بنابراین معرفی چولگی در توزیع خطا مدل MGARGH می‌تواند منجر به حصول نتایج دقیق‌تری شود[۱].

پیشنیه پژوهش

با توجه به نوآوری پژوهش حاضر، هیچگونه مطالعه داخلی به کمک رهیافت بیزین DCC-CARCH اقدام به بهینه‌سازی سبد دارایی نکرده است. از این‌رو این بخش به بررسی مهم‌ترین مطالعات خارجی در حوزه مطالعاتی پژوهش حاضر می‌پردازد.

Trichilli et al. (2020) از یک رویکرد بیزی جهت ارزیابی استحکام نتایج مدل بهینه‌یابی میانگین – واریانس در ایجاد یک پرتفوی جهانی استفاده کردند. این رویکرد بیزی، مدل سنتی مارکوویتز را جهت تعیین خطاهای برآورد و ترکیب آن‌ها در فرآیند انتخاب سبد دارایی گسترش داد. به عقیده ایشان ایده استنتاج بیزی یک نمونه اضافی یا اطلاعات پیشین مفیدی را با داده‌های نمونه ترکیب می‌کند که موجب حصول پرتفوی بهینه بیزی از طریق حداکثرسازی سود مورد انتظار با توجه به یک توزیع پیشگویانه می‌گردد. به‌طور کلی ایشان مزایای استفاده از رویکرد بیزی در رهیافت مارکوویتز را به شرح زیر بیان می‌کنند:

۱. کاربرد سریع، شهودی و پیاده‌سازی آسان الگوریتم‌های عددی
۲. به‌کار گرفتن صحیح رویکرد مذکور در بستر تئوری مدرن پرتفوی جهت آمیختن باورهای سرمایه‌گذاران، نااطمینانی در بازده مورد انتظار و استخراج ماتریس کواریانس صحیح و مناسب که مدل‌های آماری استاندارد اغلب آن‌ها را نادیده می‌گیرند.
۳. مد نظر قرار دادن همزمان داده‌های تاریخی و اطلاعات پیشین مانند دانش متخصصان
۴. استخراج مرزهای کارای بهتر نسبت به مرز کارای یک الگوی بیش‌ازحد خوشبین

---

۱. به منظور آشنایی با روش‌شناختی مدل‌های Bayesian DCC-GARCH مراجعه شود به Fioruci et al. (2014) و Hoseini et al. (2020)

Zhao et al. (2019) با استفاده از داده‌های روزانه ۳۰ شرکت منتخب در بازار سرمایه چین از ۶ نوامبر ۲۰۰۹ تا ۲۱ اکتبر ۲۰۱۱ دریافتند که امروزه بسیاری از عدم قطعیت پارامترها در چارچوب بیزی تجزیه و تحلیل می‌گردد. پیامد در نظر نگرفتن این عدم قطعیت پارامترها و مدل‌ها، تشکیل سبد دارایی غیربهینه است. جهت استفاده از رویکرد بیزی در تحلیل انتخاب پرتفوی از نظر آنان، بایستی سرمایه‌گذاران ابتدا پارامترهای پیشین را تنظیم نمایند. سپس ایشان از قوانین آمار بیز جهت حصول پارامترهای پسین استفاده کنند. Rahim & Masih (2016) با استفاده رویکرد MGARCH-DCC و آنالیز موجک، وابستگی متقابل بازار سهام مالزی با شرکای تجاری اصلی خود را با در نظر گرفتن همبستگی‌های زمان – متغیر و افق‌های مختلف سرمایه‌گذاری سرمایه-گذاران بررسی کردند. به عقیده ایشان روش‌شناسی MGARCH-DCC توانایی در نظر گرفتن توزیع t واریانس‌ها را که منعکس‌کننده تسخیر ماهیت پهن دنباله‌های توزیع غیرنرمال بازده‌های شاخص سهام است را دارد. در واقع ایشان به‌منظور غلبه بر یکی از انتقادات اساسی وارد بر مدل مارکوویتز مبنی بر سادگی بیش‌از حد و داشتن توزیع نرمال واریانس‌های سبد دارایی از روش-شناسی فوق استفاده نمودند. همچنین نویسندگان از آنالیز موجک جهت بررسی استحکام نتایج استفاده کرند. Billio et al. (2006) از داده‌های روزانه مربوط به بازده سهام منتخب در گروه‌های صنعت، خدمات و مالی بازار سرمایه کشور ایتالیا طی دوره ۱۹۹۱ الی ۲۰۰۳ برای مقایسه سبد دارایی مستخرج از رهیافت مارکوویتز با استفاده از ماتریس کواریانس به‌دست آمده از مدل‌های CCC، DCC و FDCC استفاده کردند. ایشان نتیجه گرفتند که مدل FDCC پرتفوهایی با کم‌ترین واریانس و بیش‌ترین بازدهی ارائه می‌دهد.

روش‌شناسی پژوهش

همان‌طور که در مقدمه اشاره گردید الگوی مارکویتز اصلی دارای محدودیت فروش است. بدین معنی‌که امکان فروش کوتاه‌مدت میسر نیست. Rambaud et al. (2009) معتقدند اگر یک اقتصاد متشکل از مجموعه‌ای از دارایی‌های پرمخاطره همراه با یک دارایی بدون ریسک باشد،

آن‌گاه پرتفوی‌هایی که در امتداد خط بازار سرمایه[1] (CML) قرار گرفته‌اند نسبت به پرتفوی‌های مرز کارا که تنها حاوی دارایی‌های پرمخاطره هستند، برتری دارند. روش‌های متعددی برای استخراج خط بازار سرمایه وجود دارد که همه آن‌ها بر اساس روش ضرایب لاگرانژ هستند. یکی از این روش‌ها، رویکرد هانگ و لیتزنبرگر می‌باشد. به عقیده Jackson & Staunton (1999) در صورتی‌که هیچ محدودیتی در وزن دارایی‌ها وجود نداشته باشد، آن‌گاه مرز کارا به سهولت از طریق جبر ساخته می‌شود. هرچند برخی از کتب پیشرفته‌تر استخراج مرز کارا در این شرایط را به‌وسیله راه‌حل تکراری مجموعه‌ای از معادلات همزمان نشان می‌دهند؛ لیکن رویکرد بهتری نیز وجود دارد. هانگ و لیتزنبرگر توضیح دادند چگونه می‌توان دو نقطه در مرز پیدا کرد و چگونه می‌توان با استفاده از نتایج Black (1972) یک مرز کامل را با استفاده از این نقاط ایجاد کرد. وی امکان فروش استقراضی (منفی بودن اوزان) را به مدل پایه‌ای مارکویتز با معرفی رابطه‌ای ریاضی تحمیل نمود. می‌توان مدل استاندارد مارکوویتز را برای سرمایه‌گذاری که قصد بیشینه‌سازی بازده (حداقل‌سازی ریسک) سبد دارایی خود را دارد به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$\begin{aligned} &Min_w \ \acute{w}Hw \\ &S.t. \ \ \acute{w}1 = 1 \, , w \geq 0 \end{aligned} \qquad \text{رابطه ۱)}$$

در رابطه فوق w بردار وزن‌ها و H ماتریس واریانس-کواریانس است. این ماتریس می‌تواند به‌صورت شرطی یا غیرشرطی باشد. قیود نیز بیان می‌کنند که اولا بایستی مجموع وزن دارایی‌های مختلف در سبد بهینه مساوی یک باشد و ثانیا امکان فروشی استقراضی وجود ندارد. لیکن بدلیل آن‌که از رویکرد هانگ و لیتزنبرگر جهت برآورد مدل مارکوویتز استفاده شده است بنابراین قید دوم بی‌معنی خواهد بود.

یکی دیگر از راهکارهای بهینه‌سازی تئوری مدرن سبد دارایی مارکوویتز استفاده از رویکرد تبدیل موجک می‌باشد به طوری‌که In & Kim (2013) استفاده از روش‌های تبدیل موجک در مدل مارکوویتز را منجر به ارائه نتایج واقعی‌تر می‌دانند و معتقدند که روش مذکور هیچ فرضیه

---

۱. مرز کارای غیرخطی مارکوویتز به‌وسیله در نظر گرفتن برخی مفروضات توسط شارپ به مرز کارای خطی تبدیل گردید. این مرز خطی به خط بازار سرمایه (Capital Market Line) در ادبیات مالی شهرت دارد.

جدیدی را در مدل مارکوویتز ایجاد نمی‌کند. Abdullah & Masih (2016) و Rahim & Masih (2016) از رویکرد MODWT جهت بررسی تغییرات مزایای تنوع‌بخشی سبد دارایی باتوجه به افق‌های مختلف سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذاران یا دوره‌های نگهداری سهام استفاده کردند. Rahim & Masih (2016) برآوردگر واریانس بر اساس ضرایب MODWT را به‌طور مجانبی کاراتر از برآوردگر واریانس بر اساس ضرایب یک تبدیل موجک گسسته (DWT) می‌دانند و معتقدند که با استفاده از MODWT می‌توان واریانس و کواریانس‌های کاراتری در مقیاس‌های زمانی متفاوت محاسبه نمود. از ابزار موجک در مطالعه رفتار سری‌های زمانی نامانا در چارچوب افق‌های زمانی گوناگون جهت بررسی هم‌زمان، زمان و مقیاس سری‌های مالی استفاده می‌گردد. از آن‌جا که آنالیز موجک، سری‌های زمانی را به اجزاء قائم با فرکانس‌های متفاوت تفکیک می‌سازد، بنابراین امکان بیان همبستگی بین سری‌های زمانی را در افق‌های زمانی متفاوت ایجاد می‌کند. به دلیل آن‌که بازار سرمایه شامل فعالان متعدد با افق‌های زمانی مختلف است و این افق‌های زمانی متفاوت بر نحوه عملکرد آنان تاثیر بسزایی می‌گذارد، در این پژوهش از تجزیه‌وتحلیل موجک جهت بهینه‌سازی سبدهای دارایی در مقیاس‌های زمانی مختلف بازده قیمت سهام از طریق تجزیه بازده قیمت براساس مقیاس به مقیاس در دو حوزه زمان و مقیاس استفاده شده است. پژوهش حاضر از تبدیل MODWT با طول ۸ و در ۴ سطح استفاده کرده است. Gençay et al. (2001) و In & Kim (2013) طول ۸ در تبدیل مذکور را یک طول مناسب جهت تحلیل ویژگی داده‌های سری‌زمانی قلمداد می‌کنند. همچنین In & Kim (2013) بحث می‌کنند که رویکرد MODWT با ۸ وقفه، ضرایب موجک هموارتری را نسبت به سایر فیلترها مانند فیلتر موجک هار (Haar) تولید می‌کند. در رویکرد MODWT فیلترهای موجک ($\tilde{h}_k$) و مقیاس‌گذاری ($\tilde{g}_k$) در iامین سطح تجزیه مطابق با Liu et al. (2017) به صورت رابطه (۲) تعریف می‌شوند:

$$\tilde{h}_{i,k} = h_{i,k}/2^{i/2} \quad \text{و} \quad \tilde{g}_{i,k} = g_{i,k}/2^{i/2} \qquad (۲)$$

هر یک از فیلترهای موجک MODWT عرضی برابر با $L_i \equiv (2^i - 1)(L - 1) + 1$ دارد و هنگامی می‌توانند محاسبه گردند که فیلتر موجک پایه MODWT و فیلتر مقیاس‌گذاری MODWT برابر با رابطه (۳) تعیین شده باشند (Dajcman, 2015).

$$\tilde{h}_{1,k} \equiv \tilde{h}_k = h_k/\sqrt{2} \quad \text{و} \quad \tilde{g}_{1,k} \equiv \tilde{g}_k = (-1)^{k+1}\tilde{h}_{L-1-k} \qquad (۳)$$

ضرایب موجک و مقیاس‌گذاری به‌طور مشابه به‌وسیله روابط زیر ایجاد می‌گردند:

$$\widetilde{W}_{i,t} = \frac{1}{2^{i/2}} \sum_{k=0}^{L-1} \tilde{h}_{i,k} Y(t-k) \quad (۴)$$

$$\widetilde{V}_{i,t} = \frac{1}{2^{i/2}} \sum_{k=0}^{L-1} \tilde{g}_{i,k} Y(t-k) \quad (۵)$$

باتوجه به توضیحات فوق برابری طول ضرایب موجک MODWT در هر مقیاس با طول سیگنال اصلی (Y) کاملا آشکار می‌باشد. بنا به تعریف ضرایب MODWT مطابق با (Percival & Walden 2000)، بیان ماترسی ضرایب موجک و مقیاس‌گذاری معادلات فوق به صورت رابطه (۶) است:

$$\widetilde{W}_i = \widetilde{\omega}_i Y \quad \text{و} \quad \widetilde{V}_i = \widetilde{\upsilon}_i Y \quad (۶)$$

در رابطه (۶)، $\widetilde{\omega}_i$ و $\widetilde{\upsilon}_i$ ماتریس‌های $N \times N$ هستند. از روش MODWT سری‌زمانی اصلی را در نهایت می‌توان به‌صورت رابطه (۷) به‌دست آورد:

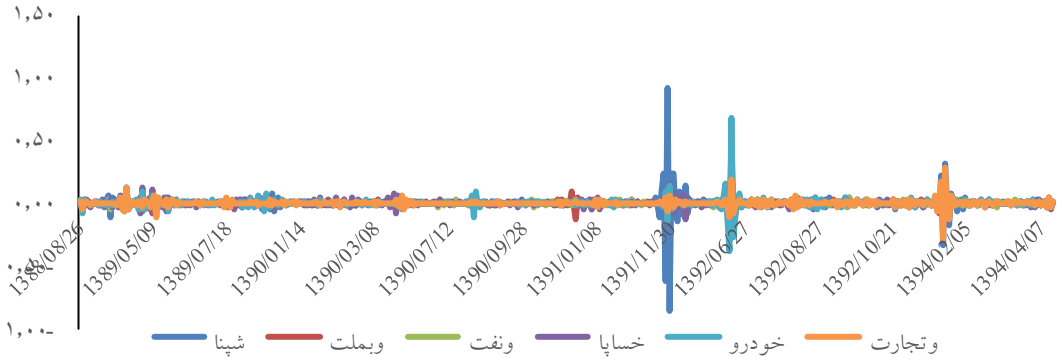
$$Y = \sum_{i=1}^{I} \widetilde{\omega}_i^T \widetilde{W}_i + \widetilde{\upsilon}_I^T \widetilde{V}_I = \sum_{i=1}^{I} \widetilde{D}_i + \widetilde{S}_I \quad (۷)$$

جزئیات MODWT برای سری‌زمانی اصلی (Y) در مقیاس i توسط پارامتر $\widetilde{D}_i$ و هموارساز MODWT برای Y در مقیاس I به‌وسیله پارامتر $\widetilde{S}_I$ نشان داده می‌شود.

یافته‌های پژوهش

هدف این پژوهش معرفی مدلی جهت انتخاب پرتفوی‌ایی است که با ارزیابی آن سرمایه-گذاران اقدام به انتخاب درست سبد دارایی (پرتفوی) کنند. ویژگی منحصربه‌فرد مطالعه پیش‌رو استفاده از رویکردهای متغیر با زمان (time-varying) و وابسته به مقیاس (scale dependent) جهت استخراج ماتریس همبستگی میان متغیرهای پژوهش می‌باشد. با استفاده از وابستگی مقیاس-زمانی (time-scale)، این مقاله قادر به شناسایی پرتفوی‌های منحصربه‌فرد برای مجموعه‌های گوناگونی از سرمایه‌گذاران با افق‌های مختلف سرمایه‌گذاری و یا دوره‌های متفاوت نگهداری سهام است. همچنین به پیروی از Liu et al. (2017) و Nazlioglu et al. (2015) و Hoseini et al. (2020) دوره مطالعاتی پژوهش به ۳ زیر دوره براساس توافق جامع هسته‌ای ایران با ۶ اقتصاد برجسته دنیا که یکی از مهم‌ترین رخدادها و شوک‌های وارده به اقتصاد کشور پس از انقلاب

اسلامی بوده تقسیم شده است. این ۳ زیر دوره عبارت‌اند از دوره قبل از توافق برجام، دوره تصویب برجام تا خروج آمریکا از آن (پسا برجام) و دوره برجام بدون آمریکا. دوره زمانی پژوهش از ۱۳۸۸/۸/۲۶ الی ۱۳۹۸/۳/۲۶ و سهام منتخب شامل شپنا (پالایش نفت اصفهان)، وبملت (بانک ملت)، ونفت (سرمایه‌گذاری صنعت نفت)، خساپا (سایپا)، خودرو (ایران خودرو) و وتجارت (بانک تجارت) می‌باشند[1]. از آن‌جا که هدف اصلی این تحقیق ارائه یک پرتفوی مناسب براساس دامنه‌های فرکانسی و زمانی متفاوت بر اساس ماتریس‌های کواریانس مختلف است، از رویکرد MODWT و با استفاده از فیلتر حداقل نامتقارن داوبشیز[2] (LA) با طول ۸ و مدل Bayesian DCC-GARCH استفاده شده است. مقیاس‌های تجزیه موجک و دوره‌های مربوطه عبارتند از: D_1 (۲ تا ۴ روز)، D_2 (۴ تا ۸ روز)، D_3 (۸ تا ۱۶ روز) و D_4 (۱۶ تا ۳۲ روز). درواقع جز D_1 به نوسانات کوتاه‌مدت (روزانه) مدل در اثر وقوع شوک در مدل، اجزا D_2 و D_3 به نوسانات مربوط به میان‌مدت متغیرها (هفتگی و میان ماهانه[3]) و جز D_4 به نوسانات بلندمدت متغیرها (ماهانه) اشاره می‌کنند. به‌عنوان نمونه نمودارهای زیر شمایی از انواع تجزیه موجک برای بازده شاخص قیمت سهام منتخب در سه زیر دوره را به تصویر می‌کشاند:

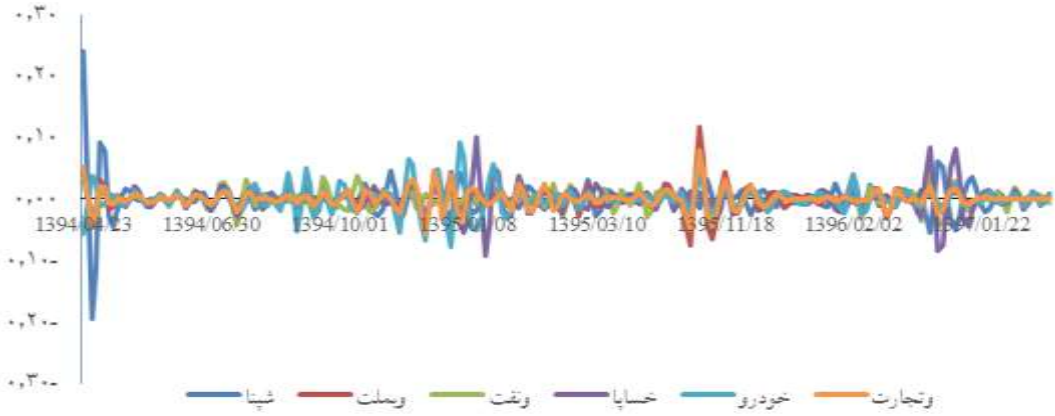


۱. بایستی خاطر نشان شد که سهام منتخب از گروه‌هایی می‌باشند که بیش‌ترین تاثیر را از تحریم‌های اقتصادی علیه ایران متحمل شده‌اند.

2. Daubechies least asymmetric
3. Bimonthly

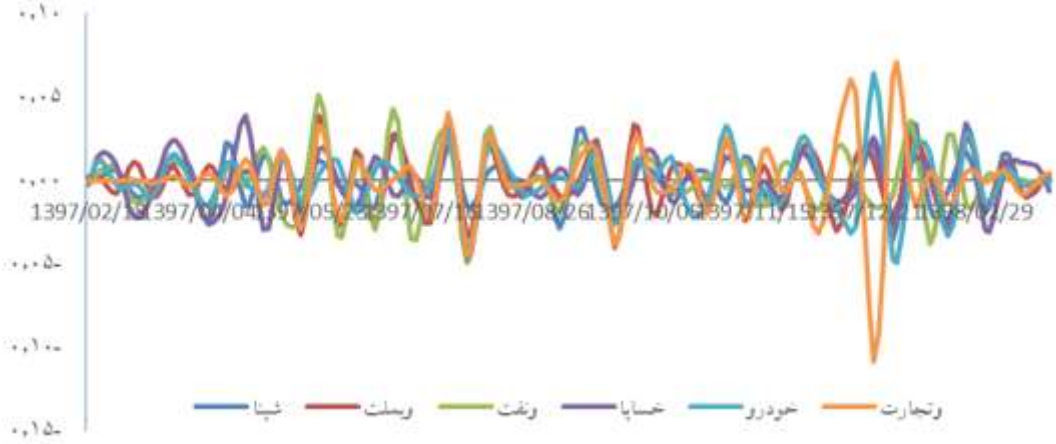
نمودار ۱. تجزیه موجک D_1 برای بازده شاخص سهام منتخب در زیر دوره اول

منبع: محاسبات پژوهش



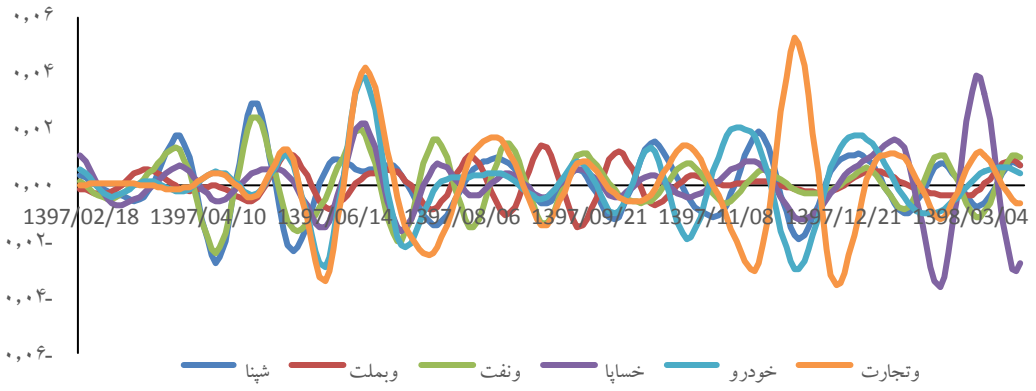
نمودار ۲. تجزیه موجک D_2 برای بازده شاخص سهام منتخب در زیر دوره دوم

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ۳. تجزیه موجک D_3 برای بازده شاخص سهام منتخب در زیر دوره سوم

منبع: محاسبات پژوهش



نمودار ٤. تجزیه موجک D_4 برای بازده شاخص سهام منتخب در زیر دوره سوم

منبع: محاسبات پژوهش

توصیف آماری بازده شاخص قیمت سهام منتخب حاکی از آن است که اکثر سری‌های موجک از توزیع گوسی (نرمال) برخوردار نیستند. هم‌چنین سری‌های موجک تمایل به پیروی از یک توزیع لپتوکرتیک با قله‌های بلندتر و دنباله‌های چاق‌تر دارند. در نهایت آزمون‌های ADF و KPSS مانایی سری‌های موجک را در سطح معنی‌داری یک درصد تایید می‌کنند، بنابراین مدل-های اقتصادسنجی بدون مشکل رگرسیون کاذب می‌توانند روی آن‌ها اعمال گردد. جهت مقایسه کارایی مدل‌های مختلف رویکرد مارکوویتز به روش هانگ و لیتزنبرگر، مدل برنامه‌ریزی رهیافت مذکور توسط نرم‌افزارهای RStudio و اکسل برای ده مقدار مختلف از بازده سبد دارایی تحت ماتریس‌های واریانس-کواریانس گوناگون (واریانس-کواریانس غیرشرطی و واریانس-کواریانس شرطی مدل Bayesian DCC) حل و ریسک هرکدام از بازده‌ها در جداول[1] ۱ تا ۴ بیان شده است.

۱. مقادیر داخل جداول برحسب درصد می‌باشد

جدول ۱. ریسک (انحراف معیار) به‌ازای مقادیر مختلف بازده پرتفوی در موجک D_1

ماتریس کواریانس / بازده	زیربخش اول		زیربخش دوم		زیربخش سوم	
	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین
۰/۰۴	۵/۳۷	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۰۴	۰/۵۳	۰/۳۹
۰/۰۸	۲۱/۳۷	۳/۰۸	۲/۴۲	۰/۱۳	۲/۰۴	۱/۵۵
۰/۱۲	۴۸/۰۳	۶/۹۲	۵/۰۹	۰/۲۸	۴/۵۵	۳/۴۹
۰/۱۶	۸۵/۳۴	۱۲/۲۷	۸/۷۶	۰/۴۸	۸/۰۶	۶/۲۲
۰/۲	۱۳۳/۳	۱۹/۱۶	۱۳/۴۲	۰/۷۳	۱۲/۵۷	۹/۷۲
۰/۲۴	۱۹۱/۹۱	۲۷/۵۷	۱۹/۰۷	۱/۰۴	۱۸/۰۷	۱۴/۰۱
۰/۲۸	۲۶۱/۱۸	۳۷/۵	۲۵/۷۲	۱/۴	۲۴/۵۸	۱۹/۰۷
۰/۳۲	۳۴۱/۰۹	۴۸/۹۷	۳۳/۳۶	۱/۸۱	۳۲/۰۸	۲۴/۹۲
۰/۳۶	۴۳۱/۶۶	۶۱/۹۶	۴۱/۹۹	۲/۲۸	۴۰/۵۸	۳۱/۵۵
۰/۴	۵۳۲/۸۷	۷۶/۴۸	۵۱/۶۱	۲/۸	۵۰/۰۸	۳۸/۹۵

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۲. ریسک (انحراف معیار) به‌ازای مقادیر مختلف بازده پرتفوی در موجک D_2

ماتریس کواریانس / بازده	زیربخش اول		زیربخش دوم		زیربخش سوم	
	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین
۰/۰۴	۰/۷۲	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰	۰/۲۵	۰/۱۹
۰/۰۸	۳/۰۷	۰/۱۳	۰/۲۲	۰/۰۱	۰/۹۹	۰/۹۱
۰/۱۲	۷/۰۵	۰/۳	۰/۵۱	۰/۰۳	۲/۲۳	۲/۰۵
۰/۱۶	۱۲/۶۷	۰/۵۴	۰/۹۳	۰/۰۶	۳/۹۷	۳/۲
۰/۲	۱۹/۹۲	۰/۸۵	۱/۴۷	۰/۰۹	۶/۲۲	۵/۹۱
۰/۲۴	۲۸/۸۱	۱/۲۳	۲/۱۴	۰/۱۳	۸/۹۶	۸/۱
۰/۲۸	۳۹/۳۴	۱/۶۸	۲/۹۴	۰/۱۷	۱۲/۲۱	۱۱/۸۶
۰/۳۲	۵۱/۵۱	۲/۲	۳/۸۷	۰/۲۳	۱۵/۹۵	۱۴/۹۲
۰/۳۶	۶۵/۳۱	۲/۷۸	۴/۹۲	۰/۲۸	۲۰/۲۰	۱۹/۹۸
۰/۴	۸۰/۷۵	۳/۴۴	۶/۱	۰/۳۵	۲۴/۹۵	۲۳/۸۱

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۳. ریسک (انحراف معیار) به‌ازای مقادیر مختلف بازده پرتفوی در موجک D_3

ماتریس کواریانس / بازده	زیربخش اول		زیربخش دوم		زیربخش سوم	
	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین
۰/۰۴	۰/۶۴	۰/۰۴	۰/۰۵	۰/۰	۰/۰۳	۰/۰
۰/۰۸	۲/۳۲	۰/۱۴	۰/۱۳	۰/۰	۰/۰۹	۰/۰۲
۰/۱۲	۵/۰۳	۰/۳	۰/۲۴	۰/۰	۰/۱۸	۰/۰۵
۰/۱۶	۸/۷۹	۰/۵۳	۰/۳۹	۰/۰	۰/۳۲	۰/۰۹
۰/۲	۱۳/۵۹	۰/۸۲	۰/۵۸	۰/۰۱	۰/۵	۰/۱۴
۰/۲۴	۱۹/۴۳	۱/۱۷	۰/۸	۰/۰۱	۰/۷۲	۰/۲۱
۰/۲۸	۲۶/۳۱	۱/۵۹	۱/۰۶	۰/۰۱	۰/۹۸	۰/۲۸
۰/۳۲	۳۴/۲۳	۲/۰۷	۱/۳۶	۰/۰۱	۱/۲۸	۰/۳۷
۰/۳۶	۴۳/۱۹	۲/۶۱	۱/۶۹	۰/۰۲	۱/۶۲	۰/۴۷
۰/۴	۵۳/۲	۳/۲۱	۲/۰۷	۰/۰۲	۱/۹۹	۰/۵۸

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ٤. ریسک (انحراف معیار) به‌ازای مقادیر مختلف بازده پرتفوی در موجک D_4

ماتریس کواریانس / بازده	زیربخش اول		زیربخش دوم		زیربخش سوم	
	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین	غیرشرطی	شرطی بیزین
۰/۰۴	۰/۲۴	۰/۰۱	۰/۵۱	۰/۰۱	۰/۰۲	۰/۰۱
۰/۰۸	۱/۱۴	۰/۰۲	۲/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۸	۰/۰۶
۰/۱۲	۲/۷۱	۰/۰۵	۴/۷۲	۰/۰۶	۰/۱۹	۰/۱۳
۰/۱۶	۴/۹۴	۰/۰۹	۸/۴۴	۰/۱۱	۰/۳۴	۰/۲۳
۰/۲	۷/۸۴	۰/۱۳	۱۳/۲۱	۰/۱۸	۰/۵۳	۰/۳۶
۰/۲۴	۱۱/۴۱	۰/۱۹	۱۹/۰۶	۰/۲۵	۰/۷۶	۰/۵۲
۰/۲۸	۱۵/۶۵	۰/۲۶	۲۵/۹۷	۰/۳۴	۱/۰۴	۰/۷
۰/۳۲	۲۰/۵۵	۰/۳۵	۳۳/۹۶	۰/۴۵	۱/۳۷	۰/۹۲
۰/۳۶	۲۶/۱۲	۰/۴۴	۴۳/۰۱	۰/۵۷	۱/۷۳	۱/۱۶
۰/۴	۳۲/۳۵	۰/۵۴	۵۳/۱۳	۰/۷	۲/۱۴	۱/۴۴

منبع: محاسبات پژوهش

همان‌طور که جداول ۱ تا ۴ نشان می‌هند، با مقایسه کارایی سبدهای به‌دست آمده از ماتریس-

های واریانس-کواریانس غیرشرطی و شرطی مدل Bayesian DCC مشاهده می‌شود که در تمام زیربخش‌ها و موجک‌ها کارایی سبد دارایی مدل Bayesian DCC بیش‌تر از مدل غیرشرطی می‌باشد. البته درجه کارایی در زیربخش‌های مختلف گوناگون است. در زیربخش‌های اول و دوم در تمامی موجک‌ها، سری‌های بازدهی قیمت سهام منتخب طبق آزمون جارک-برا دارای توزیع غیرنرمال می‌باشند به همین جهت اختلاف میان کارایی سبدهای دارایی به‌دست آمده از مدل‌های غیرشرطی و شرطی بیزین زیاد و قابل توجه می‌باشد. اما در زیر بخش سوم و موجک D_2 سری‌های بازدهی سهام وتجارت، وبملت و وخودرو و در موجک D_3 سری‌های بازدهی سهام وتجارت و وخودرو و در موجک D_4 سری‌های بازدهی قیمت سهام خساپا، وخودرو و وتجارت دارای توزیع نرمال نمی‌باشند؛ از این‌رو تفاوت میان کارایی سبدهای دارایی مدل‌های غیرشرطی و شرطی بیزین زیاد نیست. درواقع هنگامی که تمام سری‌های زمانی دارای توزیع غیرنرمال باشند کارایی سبدهای دارایی مستخرج از ماتریس واریانس-کواریانس مدل شرطی بیزین بسیار بیش‌تر از مدل غیرشرطی است. اختلاف میان کارایی سبدهای دارایی مستخرج از مدل‌های غیرشرطی و شرطی بیزین هنگامی که ترکیبی از سری‌های زمانی نرمال و غیرنرمال وجود داراد کم‌تر می‌باشد و این امر ضرورت استفاده از مدل‌های بیزین در بازارهای مالی را به‌ویژه زمانی‌که تمام سری‌ها غیرنرمال هستند را شفاف و مهم بیان می‌دارد. در جدول (۵) وزن هرکدام از دارایی‌ها در پرتفوی‌ایی که براساس ماتریس واریانس-کواریانس مستخرج از مدل Bayesian DCC و بازده انتظاری ۱/۷ درصدی تنظیم شده است، نشان داده شده است.

همان‌طور که جدول (۵) نشان می‌دهد در دوران قبل از توافق برجام (زیربخش ۱) بیش‌ترین کارایی سبد دارایی به موجک D_4 که مربوط به افق زمانی بلندمدت (۱۶ تا ۳۲ روز) است مربوط می‌شود. در این موجک بیش‌ترین وزن به سهام خودرو تعلق دارد. باتوجه به علامت منفی این سهم، طبق پیشنهاد هانگ و لیتزنبرگر این سهم در وضعیت short قرار دارد. منظور از وضعیت مذکور، فروش استقراضی سهام خودرو است. در دوران پسا برجام (زیربخش ۲) که کشور در دوران رونق سیاسی و اقتصادی خود به‌دلیل رفع و کاهش تحریم‌های هسته‌ایی و اقتصادی قرار

گرفت بیش‌ترین کارایی به موجک D_3 که مربوط به افق سرمایه‌گذاری میان ماهانه[1] (۸ تا ۱۶ روز) است، تعلق دارد.

جدول ۵. اوزان سهام منتخب در سبد دارایی مستخرج از مدل Bayesian DCC-GARCH

زیربخش	موجک	شپنا	وبملت	ونفت	خساپا	خودرو	وتجارت	معیار شارپ[2]
I	D_1	۲۱۴/۲۵	−۴۱۹/۸۸	۱۵۲/۹۷	۴۵/۰۱	−۴۴/۹۶	۵۳/۶۱	۰/۰۰۱
	D_2	−۵۶/۶۷	۱۴۷/۲۱	−۸۲/۲۳	−۳۲/۰۹	۸۸/۲۱	−۶۳/۴۳	۰/۰۲۱
	D_3	−۷۵/۶۱	۱۹۷/۲۲	−۸۲/۷۸	−۲۲۲/۴۷	۶۵/۸۵	۱۱۸/۷۹	۰/۰۲۹
	D_4	۱۱۸/۸۷	−۳۱/۹۳	−۶۲/۵	۱۹۵/۲۷	−۴۰۱/۱۱	۱۸۲/۴	۰/۱۷
II	D_1	−۷۲/۴۵	۴۵/۲۲	−۱۲/۵۸	−۲۰/۲۶	۶۴/۶۳	−۳/۵۷	۰/۰۳
	D_2	۱۷/۵۹	۴۴/۲۷	۱۸/۲۸	۳۰/۶۱	−۵۷/۵۶	−۵۲/۱۹	۰/۲۶
	D_3	−۳۵/۵	−۱۱/۳	۱۳/۵۷	−۱۸/۲۲	۳۵/۶۴	۱۶/۸۱	۴/۸۹
	D_4	۱۱/۷	−۴۳۵/۶۴	−۱۴۷/۲۹	−۸۰/۳۶	۴۰۰/۸۷	۲۵۱/۷۲	۰/۱۳
III	D_1	−۶۲/۷۸	۹۸/۷	۱۰۷/۷۵	−۲۰۹/۴۵	۶۷/۹۳	−۱/۱۴	۰/۰۰۲
	D_2	۴۶۱/۳۳	−۳۳۴/۰۱	−۵۶/۷۴	−۳۷۷/۵۲	۲۸/۳۲	۲۷۹/۶۲	۰/۰۰۲
	D_3	۱۰۶/۵۲	۳۵/۷۶	−۱۱۶/۷۳	۱۰۸/۱۲	−۸۱/۱۹	−۵۱/۴۸	۰/۱۵۸
	D_4	۱۲۲/۰۳	۴۸/۴۱	−۱۸۰/۶۳	−۵۱/۲۸	−۳۸/۴۹	۱۰۰/۹۶	۰/۰۶۵

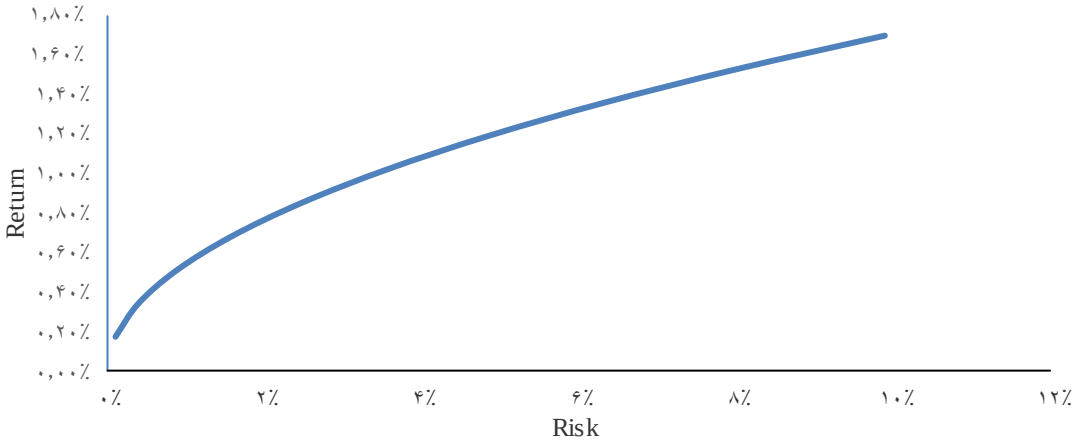
منبع: محاسبات تحقیق

نکته قابل توجه در این زیر بخش آن است که کارایی سبدهای دارایی در تمامی موجک‌های این دوره بالاتر از کارایی تمامی سبدهای دارایی در زیربخش‌ها و موجک‌های دیگر است (البته معیار شارپ موجک D_4 در زیربخش‌های اول و و دم تقریبا برابر است) که این امر نشانه تاثیر مثبت رفع تحریم‌ها و تنش‌های سیاسی در بازار سرمایه ایران به‌عنوان یک شوک مثبت اقتصادی می‌باشد. در مقیاس تصمیم‌گیری ۸ تا ۱۶ روزه (موجک D_3) بیش‌ترین وزن سبد دارایی به

1. Bimonthly

۲. این معیار از تقسیم بازده پرتفوی بر انحراف معیار پرتفوی به‌دست می‌آید و هرچه این معیار بزرگ‌تر باشد عملکرد سبد دارایی بهتر خواهد بود.

شرکت خودرو تعلق دارد که در وضعیت long قرار گرفته است. منظور از این وضعیت یعنی سرمایه‌گذار بایستی سهام شرکت مذکور را خریداری کند و مالک آن خواهد بود. پس از خروج آمریکا از برجام (زیربخش ۳) بیش‌ترین کارایی مجددا به مقیاس زمانی میان ماهانه تعلق دارد به‌طوری‌که بیش‌ترین سهم به شرکت ونفت در وضعیت فروش استقراضی قرار دارد. به‌منظور تجزیه و تحلیل بهتر جدول فوق، اوزان بهینه پرتفوی‌های کاراایی که با هدف حداقل‌سازی ریسک در سطوح مختلف بازده، شناسایی شده‌اند در نموداری به نام نمودار مرزهای کار رسم شده است.

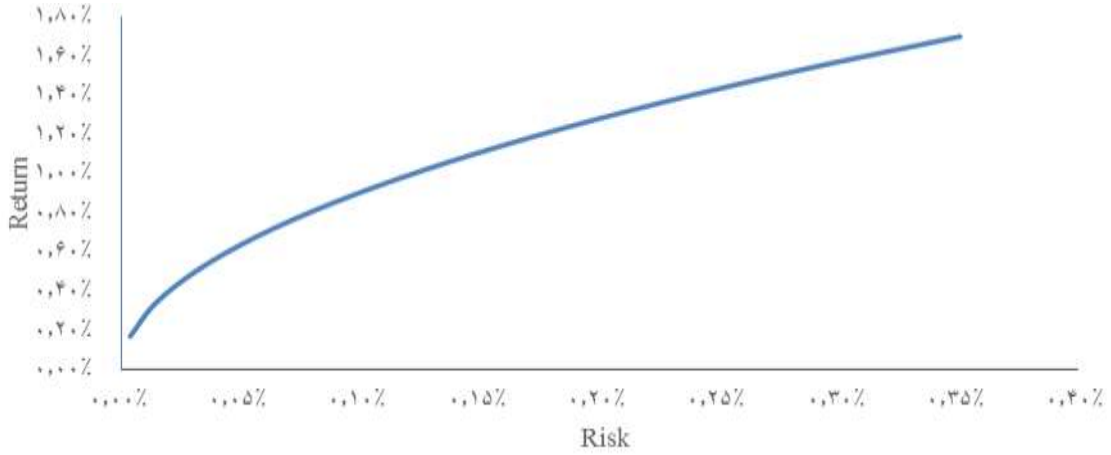


نمودار ۵. مرز کارای سبددارایی موجک D_4 در زیربخش ۱

منبع: محاسبات پژوهش

در ادامه به‌منظور استفاده کاربردی از مطالب فوق، سرمایه‌گذاری درنظر گرفته می‌شود که قصد سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه ایران و تشکیل سبد دارایی از سهام یاد شده در این پژوهش را دارد. وی قصد دارد تا مبلغ ۱۰ هزار واحد پولی را با درنظر گرفتن بازده ۱/۷ درصدی، انتخاب ماتریس واریانس-کواریانس مطلوب و قیمت آخرین روز سهام منتخب، در بازار سرمایه ایران سرمایه‌گذاری کند و سبد دارایی خویش را به روش هانگ و لیتزنبرگر بهینه‌سازی نماید. با فرض اینکه امکان فروش استقراضی در بازار سرمایه ایران وجود دارد، هانگ و لیتزنبرگر به این سرمایه-گذار پیشنهاد می‌کنند که در هر زیر بخش و در هر موجک چگونه اقدام به تشکیل سبد دارایی خویش نماید تا بتواند بیش‌ترین کارایی را کسب نماید. طبق جداول فوق مشخص است که بایستی

از ماتریس واریانس کواریانس مدل بیزین استفاده نمود. همچنین بایستی خاطر نشان کرد که در جدول زیر منظور از علامت منفی، فروش استقراضی سهام می‌باشد که این ویژگی نقطه عطف رهیافت هانگ و لیتزنبرگر از رهیاقت مارکوویتز است[۱].

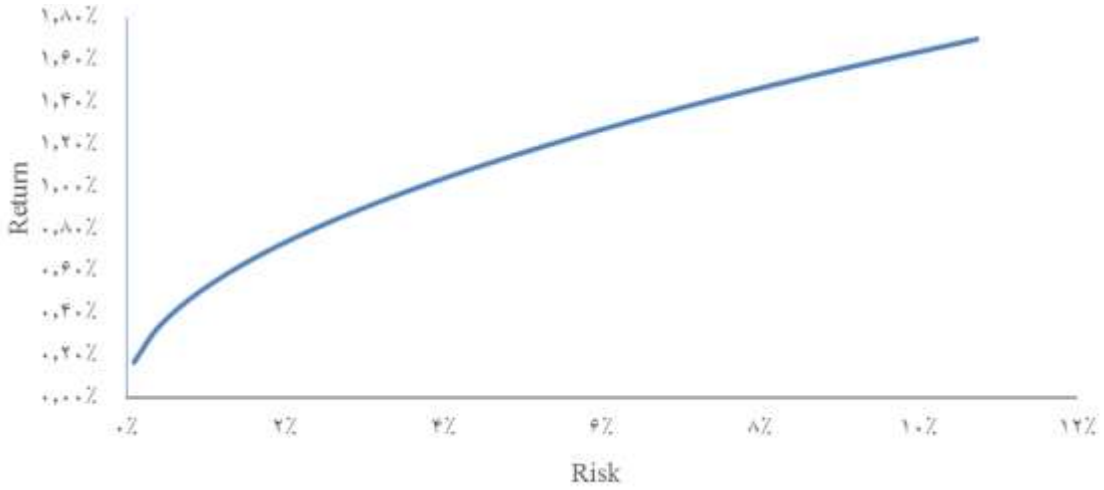


نمودار ٦. مرز کارای سبددارایی موجک D_3 در زیربخش ۲ |

منبع: محاسبات پژوهش

---

۱. فروش استقراضی در بازار سرمایه، عمل فروختن اوراق بهاداری است که از شخص ثالثی (معمولاً یک کارگزار) و با هدف خریدن مشابه همان دارایی در آینده جهت پس دادن آن به قرض‌دهنده، قرض گرفته می‌شوند. مابه‌التفاوت قیمت فروش سهام و خرید مجدد آن با کسر هزینه‌ای که به کارگزار بابت کارمزد پرداخته می‌شود، سودی خواهد بود که از فروش استقراضی به‌دست می‌آید. در پژوهش حاضر به‌منظور ترسیم دور نمایی از ایجاد شرایط فروش استقراضی در بورس ایران و نحوه واکنش سرمایه‌گذاران به آن، این امکان در تجزیه و تحلیل‌ها در نظر گرفته است. ژائو و همکاران (۲۰۱۹) با مقایسه دو سبد دارایی بهینه در حالت‌های فروش استقراضی و عدم فروش استقراضی دریاقتند که نمودار مرز کارای سبد دارایی در حالت فروش استقراضی بالاتر از نمودار مرز کارای سبد دارایی در حالت عدم فروش استقراضی است. این امر نشان‌دهدنده آن است که فروش استقراضی می‌تواند از ریسک غیرسیستماتیک جلوگیری کرده و موجب افزایش نسبت شارپ گردد.



نمودار ۷. مرز کارایی سبددارایی موجک D_3 در زیربخش ۳

منبع: محاسبات پژوهش

جدول ٦. تعداد سهام در سبد دارایی بهینه متشکل از سهام منتخب

زیربخش	موجک	شپنا	وبملت	ونفت	خساپا	خودرو	وتجارت
I	D_1	۳۵۰	−۱۶۲۰	۵۳۲	۲۹۵	−۱۴۷	۴۷۴
	D_2	−۹۳	۵۶۸	−۲۸۶	−۲۱۱	۲۸۷	−۵۶۰
	D_3	−۱۲۴	۷۶۱	−۲۸۸	−۱۴۵۸	۲۱۵	۱۰۴۹
	D_4	۱۹۴	−۱۲۴	−۲۱۸	۱۲۸۰	−۱۳۰۴	۱۶۱۰
II	D_1	−۱۶۷	۴۹۹	−۸۵	−۲۷۹	۲۷۰	−۵۷
	D_2	۴۱	۴۸۹	۱۲۳	۴۲۲	−۲۴۰	−۸۲۲
	D_3	−۸۲	−۱۲۵	۹۱	−۲۵۱	۱۴۹	۲۶۵
	D_4	۲۷	−۴۸۰۴	−۹۸۸	−۱۱۰۷	۱۶۷۰	۳۹۶۵
III	D_1	−۵۸	۲۲۸	۲۱۰	−۱۳۱۵	۱۲۴	−۲۷
	D_2	۴۲۴	−۷۷۱	−۱۱۱	−۲۳۶۹	۵۲	۶۳۹۹
	D_3	۹۸	۸۳	−۲۲۷	۶۷۹	−۱۴۸	−۱۱۷۸
	D_4	۱۱۲	۱۱۲	−۳۵۱	−۳۲۲	−۷۰	۲۳۱۱

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به معیار شارپ جدول (۵) تنها موجک‌هایی در جدول اخیر تفسیر می‌شوند که دارای بیش‌ترین کارایی هستند. همان‌طور که جدول (۶) نشان می‌دهد در زیربخش ۱ و موجک D_4 بیش‌ترین تعداد سهم خریداری شده به سهام وتجارت تعلق دارد. باتوجه به علامت مثبت این سهم، به‌پیروی از هانگ و لیتزنبرگر مشخص می‌گردد که این سهم در وضعیت long قرار داشته و سرمایه‌گذار بایستی این تعداد سهام مشخص شده در جدول را از شرکت تجارت خریداری نماید. بعد از وتجارت، دومین سهم به شرکت خودرو تعلق دارد. اما از آن‌جا که علامت تعداد سهام این شرکت منفی می‌باشد بدین معنی است که سهم مورد نظر در وضعیت short قرار گرفته و سرمایه-گذار بایستی این تعداد سهم را به‌صورت فروش استقراضی در اختیار گیرد. سهام خساپا و شپنا در این موجک در وضعیت long و سهام وبملت و ونفت در وضعیت فروش استقراضی قرار دارند. در زیربخش ۲ و موجک D_3 بیش‌ترین تعداد سهم به شرکت تجارت تعلق دارد که در وضعیت long قرار گرفته است. سهام خودرو و ونفت نیز وضعیت خرید مشابه با وتجارت دارند. لیکن سهام شپنا، وبملت و خساپا در وضعیت فروش استقراضی قرار می‌گیرند. در زیربخش ۳ و مقیاس زمانی میان ماهانه سهام وتجارت، خودرو و ونفت در وضعیت فروش استقراضی و سایر سهام در وضعیت long قرار می‌گیرند به‌طوری که بیش‌ترین تعداد سهام خریداری شده به سهام وتجارت تعلق می‌گیرد.

نتیجه‌گیری:

مطالعه‌ی ویژگی‌های سری‌های زمانی بازده قیمت سهام طی مقیاس‌های زمانی و زیربخش‌های گوناگون می‌تواند ترجیحات سرمایه‌گذاران را بهتر هویدا سازد. از این‌رو هدف این تحقیق، بیان اهمیت مفاهیم مقیاس-زمان، سری‌های زمانی با دنباله‌های پهن و چولگی و تفکیک دوره‌های پژوهش بر اساس شوک‌های اقتصادی در بهینه‌یابی سبد دارایی به‌منظور استفاده از اوزان بهینه در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری و نیز شناسایی وضعیت دارایی‌های هر سبد است تا مشخص گردد که رفتار فعالان بازار سرمایه در چارچوب مقیاس‌های زمانی و زیر دوره‌های متفاوت چگونه است؟ بدین منظور از رویکرد آنالیز موجک جهت بیان مفهوم مقیاس-زمان و بررسی استحکام نتایج، مدل همبستگی شرطی پویای بیزی جهت تسخیر ویژگی‌های دنباله پهن و چولگی

موجود در سری‌های زمانی بازده قیمت سهام منتخب و مدل هانگ و لیتزنبرگر جهت تعیین وضعیت سهام در هر سبد دارایی استفاده گردید. نتیجه مهم حاصله از پژوهش حاضر پی بردن به ویژگی چندمقیاسه بودن تئوری بهینه‌یابی سبد دارایی هانگ و لیتزنبرگر در بازار سرمایه ایران می‌باشد. به‌گونه‌ایی که با استفاده از مقیاس‌های زمانی متفاوت برای بازدهی‌های سهام، برآوردهای گوناگونی از مدل مارکوویتز ایجاد می‌شود. این برآوردها حاکی از آن است که کارایی سبدهای دارایی در مقیاس‌های میان ماهانه و بلندمدت (موجک‌های D_3 و D_4) بیش‌تر از کارایی این سبدها در مقیاس‌های کوتاه‌مدت (D_1 و D_2) است. همچنین از آن‌جا که Trichilli et al. (2020) نشان دادند که استفاده از رویکرد بیزی در تئوری مدرن پرتفوی باعث بهبود عملکرد این تئوری می‌گردد، پژوهش حاضر به وضوح نشان داد که در تمامی زیربخش‌ها سبدهای دارایی که با استفاده از توزیع بیزی و به کمک ماتریس واریانس–کواریانس مستخرج از روش مونت کارلو زنجیره مارکف (MCMC) حاصل شده‌اند دارای کارایی بالاتری نسبت به سایر سبدهایی است که از سایر توزیع‌های آماری به‌دست آمده‌اند. این امر نشان‌دهنده آن است که پارامترهای پسین و پیشین مورد استفاده جهت استخراج ماتریس واریانس – کواریانس، اطلاعات مفیدی را جهت انتخاب سبد دارایی درا ختیار فعالان بازار بورس ایران قرار می‌دهد. از این‌رو تمامی تحلیل‌ها براساس ماتریس واریانس–کواریانس مستخرج از مدل Bayesian DCC و مدل هانگ و لیتزنبرگر صورت گرفت. همچنین یکی از دستاوردهای مهم پژوهش حاضر تاثیر مثبت برجام و رفع تحریم‌های اقتصادی بر بازار سرمایه ایران است. همانطور که جداول ۱ تا ۴ نشان دادند ریسک سبد دارایی در تمامی بازده‌ها در زیر بخش دوم که مربوط به دوران پسا برجام و رفع تحریم‌های اقتصادی ایران می‌باشد در تمامی موجک‌ها کم‌تر از زیر دوره‌های اول و سوم است. البته این مساله در جدول ۵ که مربوط به معیار شارپ می‌باشد نیز به وضوح بیان گردیده است. نتایج حاکی از آن است که بیش‌ترین کارایی بورس اوراق بهادار تهران در زیربخش‌های اول، دوم و سوم به‌ترتیب مربوط به موجک‌های چهارم، سوم و سوم است که در این میان موجک سوم زیربخش دوم که افق سرمایه‌گذاری میان ماهانه (۸ تا ۱۶ روز) را نشان می‌دهد دارای بیش‌ترین کارایی براساس معیار شارپ می‌باشد. پژوهش حاضر همانند مطالعه Liu et al. (2017) اهمیت توجه به رخدادهای سیاسی و مقیاس‌های مختلف موجک را نشان داد. از آن‌جا که تمامی سبدهای دارایی به‌دست آمده در زیر بخش دوم از کارایی بالاتری نسبت به سایر زیربخش‌ها برخوردار بود از این‌رو فعالان

و مسئولین سیاسی کشور بایستی به اهمیت کاهش تنش‌های سیاسی و اقتصادی با جهان و به‌ویژه قدرت‌های برتر اقتصادی جهان توجه ویژه‌ایی مبذول نمایند و با روابط دیپلماتیک حسنه با کشورهای پیشرفته زمینه رفع تحریم‌های اقتصادی را فراهم آورند. رفع تحریم‌های اقتصادی از طریق برقراری ثبات و ایجاد چشم‌انداز روشن برای سرمایه‌گذاران ضمن آن‌که سرمایه‌گذاران را به بازار سرمایه خوش‌بین می‌کند، موجب کاهش زرق و برق بازارهای موازی و غیرمولد مانند بازار ارز و طلا شده و انتقال سرمایه از بازارهای غیرمولد به بازار سرمایه را سبب می‌گردد.

References

[1] Abdullah, A. M., Saiti, B., & Masih, M. (2016). The impact of crude oil price on Islamic stock indices of South East Asian countries: Evidence from MGARCH-DCC and wavelet approaches. Borsa Istanbul Review, 16(4), 219-232.

[2] Aguilar, O., & West, M. (2000). Bayesian dynamic factor models and portfolio allocation. Journal of Business & Economic Statistics, 18(3), 338-357.

[3] Armstrong, J. (2018). The Markowitz Category. SIAM Journal on Financial Mathematics, 9(3), 994-1016.

[4] Avramov, D., & Zhou, G. (2010). Bayesian portfolio analysis. Annu. Rev. Financ. Econ., 2(1), 25-47.

[5] Billio, M., Caporin, M., & Gobbo, M. (2006). Flexible dynamic conditional correlation multivariate garch models for asset allocation. Applied Financial Economics Letters, 2(02), 123-130.

[6] Black, F., & Litterman, R. (1992). Global portfolio optimization. Financial analysts journal, 48(5), 28-43.

[7] Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. The Journal of business, 45(3), 444-455.

[8] Bauder, D., Bodnar, T., Parolya, N., & Schmid, W. (2018). Bayesian mean-variance analysis: Optimal portfolio selection under parameter uncertainty. arXiv preprint arXiv:1803.03573.

[9] Bakar, N. A., & Rosbi, S. (2018). Efficient frontier analysis for portfolio investment in Malaysia stock market. A A, 2(2), 2-2.

[10] Bahlous, M., & Mohd. Yusof, R. (2014). International diversification among Islamicinvestments: is there any benefit. Managerial Finance, 40(6), 613-633.

[11] Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. Borsa Istanbul Review, 17(1), 25-48.

[12] Best, M. J., & Grauer, R. R. (1991). On the sensitivity of mean-variance-efficient portfolios to changes in asset means: some analytical and computational results. The review of financial studies, 4(2), 315-342.

[13] Bodnar, T., Mazur, S., & Okhrin, Y. (2017). Bayesian estimation of the global minimum variance portfolio. European Journal of Operational Research, 256(1), 292-307.

[14] Bauwens, L., & Laurent, S. (2005). A new class of multivariate skew densities, with application to generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. Journal of Business & Economic Statistics, 23(3), 346-354.

[15] Dai, Z., & Wen, F. (2018). Some improved sparse and stable portfolio optimization problems. Finance Research Letters, 27, 46-52.

[16] Dajcman, S. (2015). An empirical investigation of the nexus between sovereign bond yields and stock market returns–a multiscale approach. Engineering Economics, 26(2), 108-117.

[17] De Franco, C., Nicolle, J., & Pham, H. (2018). Bayesian learning for the Markowitz portfolio selection problem. arXiv preprint arXiv:1811.06893.

[18] Ekstrom, E., & Vaicenavicius, J. (2016). Optimal liquidation of an asset under drift uncertainty. SIAM Journal on Financial Mathematics, 7(1), 357-381.

[19] Elton, E. J., & Gruber, M. J. (1973). Estimating the dependence structure of share prices- implications for portfolio selection. The Journal of Finance, 28(5), 1203-1232.

[20] Fioruci, J. A., Ehlers, R. S., & Andrade Filho, M. G. (2014). Bayesian multivariate GARCH models with dynamic correlations and asymmetric error distributions. Journal of Applied Statistics, 41(2), 320-331.

[21] Fabozzi, F. J., Kolm, P. N., Pachamanova, D. A., & Focardi, S. M. (2007). Robust portfolio optimization and management. John Wiley & Sons.

[22] Frost, P. A., & Savarino, J. E. (1986). An empirical Bayes approach to efficient portfolio selection. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 21(3), 293-305.

[23] Gençay, R., Selçuk, F., & Whitcher, B. (2001). Differentiating intraday seasonalities through wavelet multi-scaling. Physica A: Statistical Mechanics

and its Applications, 289(3-4), 543-556.

[24] Greyserman, A., Jones, D. H., & Strawderman, W. E. (2006). Portfolio selection using hierarchical Bayesian analysis and MCMC methods. Journal of Banking & Finance, 30(2), 669-678.

[25] Huang, C. F., & Litzenberger, R. H. (1988). Foundations for Financial Economics, 1988.

[26] Hoseini, A., jahangiri, K., Heydari, H., Ghaemi asl, M. (2019). Study of Shock and Volatility Spillovers among Selected Indices of the Tehran Stock Exchange Using Asymmetric BEKK-GARCH Model. Journal of Applied Economics Studies in Iran, 8(29), 123-155. (in Persian)

[27] Hoseini, A., Jahangiri, K., ghaemi asl, M., Heidari, H. (2020). Investigation of the volatility spillover effect and dynamic conditional correlations in Tehran Stock Exchange using wavelet based Bayesian conditional variance heteroscedasticity. Quarterly Journal of Applied Theories of Economics, 7(1), 149-184.

[28] In, F., & Kim, S. (2013). An introduction to wavelet theory in finance: a wavelet multiscale approach. World scientific.

[29] Ismail, A., & Pham, H. (2019). Robust Markowitz mean-variance portfolio selection under ambiguous covariance matrix. Mathematical Finance, 29(1), 174-207.

[30] Jackson, M., & Staunton, M. D. (1999). Quadratic programming applications in finance using Excel. Journal of the Operational Research Society, 50(12), 1256-1266.

[31] Kroner, K. F., & Ng, V. K. (1998). Modeling asymmetric comovements of asset returns. The review of financial studies, 11(4), 817-844.

[32] Karami, S., Rastegar, M. (2018). Estimation of Return and Volatilities Spillover between Different Industries of Tehran Stocks' Exchange. Financial Engineering and Protfolio Management, 9(35), 323-342. (in Persian)

[33] Ledoit, O., & Wolf, M. (2004). A well-conditioned estimator for large-dimensional covariance matrices. Journal of multivariate analysis, 88(2), 365-411.

[34] Laloux, L., Cizeau, P., Potters, M., & Bouchaud, J. P. (2000). Random matrix theory and financial correlations. International Journal of Theoretical and Applied Finance, 3(03), 391-397.

[35] Liu, X., An, H., Huang, S., & Wen, S. (2017). The evolution of spillover effects between oil and stock markets across multi-scales using a wavelet-based GARCH–BEKK model. Physica A: Statistical Mechanics and its

Applications, 465, 374-383.

[36] Merton, R. C. (1980). On estimating the expected return on the market: An exploratory investigation. Journal of financial economics, 8(4), 323-361.

[37] Nazlioglu, S., Soytas, U., & Gupta, R. (2015). Oil prices and financial stress: A volatility spillover analysis. Energy Policy, 82, 278-288.

[38] Poor Ahamadi, Z., & Najafi, A.B. (2015). Dynamic optimization of the investment portfolio according to the cost of transactions. Financial Engineering and Protfolio Management, 6(22), 127-146. (in Persian)

[39] Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. (1993). The comovement of stock prices. The quarterly journal of economics, 108(4), 1073-1104.

[40] Percival, D. B., & Walden, A. T. (2000). Wavelet methods for time series analysis (Vol. 4). Cambridge university press.

[41] Rahim, A. M., & Masih, M. (2016). Portfolio diversification benefits of Islamic investors with their major trading partners: Evidence from Malaysia based on MGARCH-DCC and wavelet approaches. Economic Modelling, 54, 425-438.

[42] Rambaud, S. C., Pérez, J. G., Granero, M. Á. S., & Segovia, J. E. T. (2009). Markowitz's model with Euclidean vector spaces. European Journal of Operational Research, 196(3), 1245-1248.

[43] Sharifi, S., Crane, M., Shamaie, A., & Ruskin, H. (2004). Random matrix theory for portfolio optimization: a stability approach. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 335(3-4), 629-643.

[44] Saiti, B., & Noordin, N. H. (2018). Does Islamic equity investment provide diversification benefits to conventional investors? Evidence from the multivariate GARCH analysis. International Journal of Emerging Markets, 13(1), 267-289.

[45] Salimi, M., Taqhavi Fard, M., Fallahshams, M., Khajezadeh Dezfuli, H. (2018). Evolutionary 4-Objective Optimization Portfolio Algorithms for fuzzy and non-fuzzy selection. Financial Engineering and Protfolio Management, 9(36), 1-16. (in Persian)

[46] Trichilli, Y., Abbes, M. B., & Masmoudi, A. (2020). Islamic and conventional portfolios optimization under investor sentiment states: Bayesian vs Markowitz portfolio analysis. Research in International Business and Finance, 51, 101071.

[47] Tu, J., & Zhou, G. (2010). Incorporating economic objectives into Bayesian priors: Portfolio choice under parameter uncertainty. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 45(4), 959-986.

[48] Way, R., Lafond, F., Lillo, F., Panchenko, V., & Farmer, J. D. (2019). Wright meets Markowitz: How standard portfolio theory changes when assets are technologies following experience curves. Journal of Economic Dynamics and Control, 101, 211-238.

[49] Xiao, Y., & Valdez, E. A. (2015). A Black–Litterman asset allocation model under Elliptical distributions. Quantitative Finance, 15(3), 509-519.

[50] Yang, L., Couillet, R., & McKay, M. R. (2014, November). Minimum variance portfolio optimization with robust shrinkage covariance estimation. In 2014 48th Asilomar Conference on Signals, Systems and Computers (pp. 1326-1330). IEEE.

[51] Yin, K., Liu, Z., & Jin, X. (2020). Interindustry volatility spillover effects in China's stock market. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 539, 122936.

[52] Zhang, Y., Li, X., & Guo, S. (2018). Portfolio selection problems with Markowitz's mean–variance framework: a review of literature. Fuzzy Optimization and Decision Making, 17(2), 125-158.

[53] Zhao, Y. F., Chaoliang, Z., & Zongrun, W. (2019). Portfolio Selection Based on Bayesian Theory. Mathematical Problems in Engineering, 2019, 1-11.

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارۀ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

اثر حجم نقدینگی بر فساد در کشورهای منتخب حوزه منا*

محمد شریف کریمی[۱]
استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کار آفرینی،دانشگاه رازی، کرمانشاه.ایران
آزاده شهاب[۲]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کار آفرینی،دانشگاه رازی، کرمانشاه.ایران

تاریخ دریافت ۱۳۹۹/۳/۱۴ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۱۰/۹

چکیده

مهم‌ترین آثار فساد در کشورهای درحال‌توسعه این است که تلاش‌های رقابت پذیری و فقرزدایی را ناکام می‌سازد، موجب بی‌اعتمادی مردم به دولت حاکم می‌شود؛ با گسترش فساد عدالت در جامعه کمرنگ شده و جای خود را به فقر و کاهش رفاه افراد جامعه می‌دهد. فساد به یکی از عوامل تأثیرگذار سد راه توسعه بخصوص در کشورهای عمده تولید کننده نفت تبدیل شده است؛ لذا شناخت و راه‌های مقابله با آن در صدر برنامه‌های توسعه قرار گرفته است. نقدینگی متغیر مهمی در اقتصاد است؛ رشد نقدینگی به دلایل مختلفی از جمله کسری بودجه دولت و استقراض از بانک مرکزی، افزایش نامتعارف سود بانکی و ... است. اگر نقدینگی واردکانال تولید شود موجب افزایش حجم تولید ناخالص داخلی و افزایش اشتغال و رشد می‌شود؛ اما افزایش نقدینگی همراه با سرعت بالای گردش پول باعث توزیع رانت و فساد در کشور می‌گردد. در بیشتر مطالعات صورت گرفته در زمینه علل فساد و راه‌های مقابله با آن اغلب بر نقش دولت تأکید شده است و نقش بانک مرکزی و سیستم پرداخت در یک کشور نادیده گرفته شده است. با توجه به اهمیت اقتصادی و جغرافیایی کشورهای عمده تولید کننده نفت در این پژوهش به بررسی تأثیر نقدینگی بر

---

* - نوع مقاله پژوهشی

۱. نویسنده مسئول S.karimi@ac.rai.ir

2. shahab_azade@yahoo.com

DOI: 10.22067/mfe.2021.39357

فساد کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۰۵-۲۰۱۸ با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد میزان فساد دوره قبل و نقدینگی دوره جاری بر فساد تأثیر مثبت و معناداری دارد. میزان تولید ناخالص داخلی بیشترین متغیرتأثیرگذار بر فساد کشورهای منا است؛ یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه میزان فساد را به میزان ۴,۵ درصد کاهش می‌دهد. نتایج این تحقیق در جهت‌دهی سیاست‌های بانک مرکزی و دولت های حاکم در هر کشور مفید می‌باشد.

کلمات کلیدی: فساد، نقدینگی، گشتاور تعمیم یافته، تولید ناخالص داخلی
طبقه بندی JEL: C23,D73, E4

مقدمه

باید توجه داشت که فساد در همه جوامع وجود دارد اما درجه شیوع آن از کشوری به کشور دیگر متفاوت است. فساد مسأله‌ای فراسیستمی است که در تمام سیستم‌های اجتماعی، تمامی طبقات جامعه همچنین تمامی وضعیت‌ها چه در جنگ و صلح؛ همه گروه‌های سنی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سنجش همه مفاهیم در علوم اجتماعی با دشواری‌هایی روبه روست اما سنجش فساد از آن جهت که این پدیده اساساً به صورت مخفیانه و با پنهانکاری عمدی کنشگران آن صورت می‌گیرد، دشواری‌های بیشتری دارد. کنشگران می‌کوشند تا سند و مدرکی از فساد خود به جا نگذارند، از همین رو بررسی و متمایز ساختن اقدامات فاسد و اندازه گیری میزان وقوع آن بسیار دشوار است. لذا سنجش فساد با روش‌های غیرمستقیم صورت می‌گیرد. فساد بر رشدتولید ناخالص داخلی، نابرابری درآمد و فقر، توسعه انسانی و برآورد سلامت و به طورکلی کیفیت حکومت اثرات منفی دارد و از طریق تضعیف زیرساخت‌های عمومی و خدمات اجتماعی و نیز کاهش درآمدهای مالیاتی موجب کاهش آهنگ رشد اقتصادی می‌شود. درک فساد بر اعتماد به نهادهای سیاسی، اثر منفی دارد؛ درحالی که تجربه فساد، اعتماد عمومی به نهادهای ملّی را کاهش می‌دهد(Fadaei, et al., 2017).

مطالعات تجربی نیز نشان می‌دهند فساد، بنیان‌های مشروع بودن نظام سیاسی را به‌صورت مستقیم و با تأثیر بر کارایی حکومت تضعیف می‌کند و بر کیفیت حکومت، اعتماد، حمایت عمومی، رضایت و درنهایت ثبات بیشتر دموکراسی تأثیر می‌گذارد. فساد، تصمیم‌گیری‌ها و فرایندهای اقتصادی را تحریف می‌کند، تهدیدی برای اعتماد به حساب می‌آید و باور مشروع بودن

نظام سیاسی را به خطر می‌اندازد(Morris & Klesner, 2010).

ماهیت ابزارهای پرداخت در امور مالی معاملات می‌توانند فعالیت غیرقانونی در سراسر کشور را تحت تأثیر قرار دهند. افرادی که مشغول فعالیت غیرقانونی هستند برای جلوگیری از شناسایی توسط راه‌های مختلف سعی در مخفی کردن اطلاعات خود دارند (Lambsdorff & Teksoz, 2004) . در این نقطه اثر سیستم پرداخت‌ها بر روی شیوع فساد محسوس است. حضور فساد مالی موجب افزایش فرار مالیاتی و هزینه‌های جمع‌آوری مالیات می‌شود. از طرف دیگر کنترل جریان سرمایه، از طریق کاهش بازدهی سرمایه گذاری خصوصی، مالیات‌های ضمنی برای دولت ایجاد می‌کند (Bai & Wei, 2000) .

فساد و وجود رانت باعث افت رقابت در تولید و کسب و کار می‌شود که به دنبال آن میزان صادرات و درآمدهای ارزی کاهش می‌یابد و در نهایت افزایش قیمت ارز را در پی خواهد داشت. این امر باعث می‌شود قیمت کالاهای مصرفی و واسطه‌ای وارداتی افزایش پیدا کند، بنابراین هزینه‌های تولید افزایش یافته و تورم ایجاد می‌شود، در چنین حالتی در جهت حمایت از تولید کننده و مردم سطح دستمزدها افزایش خواهد یافت که ممکن است بطور دستوری این افزایش در دستمزد صورت گیرد که مستلزم چاپ پول و تغییرات حجم پول توسط بانک مرکزی باشد (Martinez & Iyer, 2011).

فساد از آن جهت حائز اهمیت است که بر روی تمامی ارکان جامعه چه اقتصادی، سیاسی، فرهنگی اثرگذار است. فساد همچنین باعث افت سرمایه انسانی و از بین رفتن استعدادهای ذاتی افراد در جامعه می‌شود و جامعه را به سمت توزیع رانت می‌کشاند. فساد در همه جوامع قدرت سالاری و مردم سالاری وجود دارد اما مبارزه با آن در جوامع مردم سالار پررنگ‌تر است. ماهیت کشورهای تولید کننده نفت حوزه منا اقتصاد متکی به درآمد نفتی است که اغلب توسط دولت-های به نسبت بزرگ و ناکارا اداره می‌شود. در این جوامع توزیع رانت و قدرت جهت حفظ حکومت تقریباً مرسوم است، هرجا صحبت از قدرت و اختیار است پدیده فساد نیز وجود دارد. تأثیرگذارترین و محبوبترین متغیر جهت انجام معاملات فساد پول نقد است. از طرفی کشورهای درحال توسعه ازجمله کشورهای حوزه منا دارای حجم نقدینگی و تورم بالا است که هر دو موجب تقویت یکدیگر می‌شود. بنا بر نظریه مقداری پول به بیانی ساده باید حجم پول موجود در جامعه برابر حجم کالا و خدمات باشد زمانی که این اتحاد برقرار نمی‌باشد بیشترین فشار بر دوش

مردم است؛که در قالب تورم بالا، افزایش بیکاری، افزایش فقر و کاهش رفاه نمایان می‌شود. نقدینگی بالا و تورم اگر وارد کانال تولید ناخاص داخلی نشود، موجب کاهش رفاه و نارضایتی افراد جامعه می شود. با توجه به اهمیت این دو متغیر جهت رسیدن به ثبات اقتصادی، سیاسی و همچنین رسیدن به هدف توسعه پایدار است. این پژوهش بدنبال یافتن پاسخ این پرسش است: آیا حجم نقدینگی موجود در جامعه بر روی فساد کشورهای منتخب حوزه منا شامل الجزایر، بحرین، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس، امارات متحده عربی،ترکیه طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۸ اثر می گذارد؟ در ادامه مبانی نظری، پیپشینه پژوهش، روش تحقیق، برآورد مدل و نتایج به ترتیب بیان می‌شود.

مبانی نظری

تلاش جهت رسیدن به توسعه پایدار در قالب شاخص‌های حکمرانی خوب و اهداف توسعه توسط بانک جهانی و سازمان ملل از وظایف کشورهای درحال توسعه در سال‌های اخیر است. یکی ازمتغیرهای مهم این اهداف شاخص کنترل فساد است. فساد موجب پیامدهای منفی در سطوح اقتصادی، سیاسی و سرمایه انسانی و اجتماعی جوامع می‌شود و از طریق مضراتی که ایجاد می کند به یکی از موانع اصلی سد راه توسعه تبدیل شده است.

از مباحث مشخص در حوزه اقتصاد کلان پیامدهای فساد بر محوریت دو دیدگاه متضاد فساد است، که در دیدگاه اول فساد به مثابه روغن کاری چرخ دنده‌ها[1] بوده و تسهیل گر فرآیند رشد و توسعه است و در دیدگاه دوم فساد به مثابه شن و سنگ در برابر چرخ‌های اقتصادی[2] بوده و مانع رشد و توسعه تلقی می‌شود . نقدینگی یکی از متغیرهای اقتصاد کلان است که بر سایر متغیرهای اقتصادی تأثیر بسزایی دارد. ورود نقدینگی به سمت سرمایه گذاری مولد، میزان تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی افزایش می‌یابد.

رشد نقدینگی بسته به میزان کنترل فساد در جامعه می‌تواند دو اثر متضاد بر اقتصاد داشته باشد.

---

1. Greases the Wheels
2. Sand the Wheels

از یک طرف در یک اقتصاد با درجه فساد پایین، میزان نقدینگی به عنوان یکی از شاخص‌های توسعه مالی تلقی شده و رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد ولی از طرف دیگر در یک اقتصاد با درجه فساد بالا مانده‌های وجوه سوداگرانه را افزایش داده و موجب کاهش رشد اقتصادی می‌شود(Sozanroz, 2006). با توجه به تأثیر فساد و نقدینگی بریکدیگر و تأثیرگذاری بر روی سایر متغیرهای اقتصادی در ادامه به تعریف نقدینگی و فساد بصورت مجزا پرداخته شده است.

پول رایج یا پول در جریان

اسکناس‌ها و سکه‌های « جاری » مبادله در یک کشور را پول در گردش یا پول رایج می‌نامند. به مفهوم گسترده‌تر، ارزهای خارجی مانند موجودی دلار، یورو، پوند و غیره را نیز می‌توان در کل حجم پول رایج منظور داشت. طلا و تا حد کمتری پول دیگر کشورها، که مانند دلار به مثابه ذخایر ارزی عمل می‌کنند، پول رایج بین‌المللی خوانده می‌شوند زیرا به عنوان عامل تسویه حساب‌های بین‌المللی پذیرفته شده‌اند.

علت کسری بودجه دولت در کشورهای با فساد بالا را می‌توان از کانال‌های مختلفی مورد بررسی قرار داد. کشورهایی که از نظر وضعیت نهادی ضعیف هستند، وجود قوانین دست و پاگیر، درآمد کم کارمندان دولتی و ... باعث شیوع بیشتر فساد اداری می‌شود، در چنین حالتی تمایل به دور زدن سیستم مالیاتی کشور و رانتجویی افزایش می‌یابد به عبارتی دیگر این فساد اداری و مالی باعث می‌شود، درآمد مالیاتی دولت کاهش یابد و به تبع آن بودجه دولت دچار کسری گردد. بنابراین با نشر و چاپ پول، دولت در پی جبران این درآمد خواهد بود که افزایش در حجم پول، افزایش تورم را بدنبال دارد (Cukierman, et al., 1999).

فساد

در لغت نامه دهخدا فساد به معنی تباه شدن، ضد صلاح، به ستم گرفتن مال کسی را و...است. منشأ کلمه فساد از کلمه لاتین corruptus به معنای (تباهی[1]) و corrumpere (نابودی، قطعه

1. spoiled

کردن[1])است. از نظر سازمان ملل تعریف فساد پذیرش جامع و عمومی ندارد (United Nations, 2004).

درحقیقت با تحقق فساد، چیزی می‌شکند یا نقض می‌شود؛ یعنی قاعده ای از قواعد نظام حکومتی نقض می‌شود و باعث می‌شود سیستم سیاسی، آسیب و زیان ببیند (Hamdami Khotbehsara, 2008).

گرچه مباحث نظری درباره فساد در دهه ۱۹۵۰ شکل جدی به خود گرفت، لیکن از دهه ۱۹۷۰ اولین آثار نظری و بررسی‌های تجربی درباره فساد ارائه شدند و از آن زمان به بعد یکی از اصلی‌ترین مباحث در زمینه دولت، حکمرانی و توسعه بوده است. عمده تحقیقات درباره فساد بر چند مسأله متمرکز شده است: تعریف، علل بروز، پیامدها و سنجش فساد(Homayouni, 2009).

بر اساس دیدگاه هانتیگتون وقتی فرصت‌های سیاسی کمیاب باشد و افراد از ثروت برای دستیابی به قدرت استفاده کنند، فساد به وجود می‌آید و آنجا که فرصت‌های اقتصادی اندک است، اگر قدرت سیاسی برای دستیابی به ثروت بکار رود، فساد مالی اتفاق می‌افتد (Hamdami Khotbehsara, 2008).

مؤسسه گالوپ فساد را اقدامات غیرقانونی که از طریق آن‌ها شهروندان به مقامات دولتی رشوه می‌دهند تا مجوز بگیرند، قرارداد ببندند یا از مجازات بگریزند؛ و به طور عمده خلاصه رشوه دادن برای فائق آمدن بر قانون یا قواعد بوروکراسی تعریف کرده است (Gallup Institute, 1999).

لیو تعریف مفیدی از تقسیم فساد به سه نوع مشاغل دولتی محور، منافع عمومی محور و بازارمحور ارائه داده است. سازمان شفافیت بین‌المللی فساد را به (سوءاستفاده از قدرت در جهت منافع خصوصی) تعریف کرده است. شبکه عدالت مالیاتی فساد را به (فعالیتی که اعتماد عمومی به سلامت قوانین، دستگاه‌ها و نهادهای حاکم بر جامعه را تضعیف می‌کند) تعریف کرده است . تعریفی که بانک جهانی برای فساد به کار می‌برد (سوءاستفاده موقعیت دولتی برای کسب منافع خصوصی است)(Jalili, 2018).

به نظر سازمان ملل شکل‌های رایج فساد شامل رشوه، اختلاس، سرقت و تقلب، اخاذی،

---

1. to ruin; to break into pieces

سوءاستفاده از اختیار، پارتی بازی، قوم و خویش پرستی و حامی پروری و مشارکت‌های نامناسب سیاسی است. سازمان شفافیت بین‌المللی نیز در ارزیابی سال ۲۰۱۱ خود، شاخص‌های رشوه خواری مقامات دولتی، رشوه در تدارکات عامه،اختلاس از بودجه عمومی و اثر بخش عمومی را به عنوان فساد اندازه‌گیری کرده است.

سطوح فساد

در طبقه‌بندی انواع فساد رویکردهای متفاوتی ارائه می‌شود. فساد فردی در مقابل فساد سازمان‌یافته، فساد اداری در مقابل فسادسیاسی، فساد در درون دولت و فساد در رابطه دولت با شهروندان است(Rafipour, 2001). فساد فعال و منفعل(Fazeli, 1999). فساد خرد و کلان ، فساد تصادفی و نظام‌مند از دیگر دسته‌بندی‌هایی هستند که ارائه شده است .(Jalili, 2018)

فساد از دید مردم و نخبگان سیاسی دارای تفاوت است. برهمین اساس هایدن هایمر سه نوع فساد را از هم متمایز می‌سازد(Fazeli, 1999).

فساد سیاه: کاری است که از نظر توده‌ها و نخبگان منفور است (مثلاً رشوه گرفتن مهندس ناظر و نادیده گرفتن معیارهای ساخت و ساز).

فساد خاکستری: کاری را که اکثر نخبگان منفور می‌دانند ولی مردم نسبت به آن بی‌تفاوت‌اند (کوتاهی کارمندان در اجرای قوانینی که مردم دوست ندارند و نخبگان مفید می‌دانند).

فساد سفید: کاری که ظاهراً خلاف قانون است ولی نخبگان و مردم مهم و مضر نمی‌دانند). Habibi, 1996)

سنجش فساد

فساد متغیری است که بطور مستقیم اندازه‌گیری نمی‌شود، با این حال درباره میزان فساد در یک کشور شاخص‌هایی وجود دارد که در ادامه بیان می‌شود. پدیده‌ای نظیر فساد بخاطر ماهیت پنهان اندازه‌گیری و شناخت عوامل مؤثر بر آن را دشوار می‌کند؛ در مبارزه با آن نیازمند شناخت دقیق و درکی جامع و دقیق از میزان شیوع آن در جامعه است. فساد سبب توزیع ناعادلانه و نامناسب درآمدها و منافع در جامعه می‌شود .(Jalili, 2018).

Kaufmann, et al., (2006) این تصویرکلیشه‌ای که فساد قابل سنجش نیست، افسانه ای بیش نیست؛ واقعیت این است که سنجش فساد حداقل با سه شیوه کلی انجام می‌گیرید: الف) پیمایش

دیدگاه‌ها و نظریات شرکت‌ها، مقامات دولتی، شهروندان، متخصصان و ناظران خارجی و بخش خصوصی. ب) روش‌های خرد که فساد را درسطح سازمان‌ها و با توجه به ویژگی‌های نهادی آن‌ها بررسی می‌کند. ج) حسابرسی دقیق پروژه‌ها.

شاخص کنترل فساد [1](CC)

این شاخص بعنوان یکی از شش مؤلفه ارزیابی حکمرانی خوب است که هرسال توسط بانک جهانی منتشر می‌شود. یک مقیاس از ۲/۵- (بیشترین فساد) تا ۲/۵ (کمترین فساد) می‌باشد.اطلاعات این شاخص که بیشتر در زمینه توسعه و تجارت می‌باشد، نسبت به بقیه شاخص‌ها دامنه وسیع‌تری دارد. شاخص کنترل فساد نیز همانند شاخص درک فساد یک شاخص ترکیبی بوده و منابع و سازمان‌های بکار رفته در محاسبه آن شبیه شاخص درک فساد بر پایه تصورات ذهن می‌باشد.این شاخص دارای توزیع نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار یک در هر دوره است. رتبه‌بندی کشورها بر اساس شاخص کنترل فساد از یک تا صد می‌باشد که هرچه به مقدار صد نزدیک شویم از سطح فساد در کشورها کاسته می‌شود. این شاخص براساس یک سری سؤالات متنوع طراحی شده و منابع به کار رفته در آن شاخص بیشتر در زمینه منافع حاصل از تجارت است که از نقاط ضعف این شاخص می‌باشد. واریانس شاخص مذکور نیز نشانگر چگونگی پراکندگی نظرات افراد و مقامات دولتی است. باید توجه داشت این شاخص همانند سایر شاخص‌های فساد مالی برداشت مردم و مقامات دولتی کشورها را از فساد مالی واقعی منعکس می‌کند (Karimi Petanlar, et al., 2010).

این شاخص مفهوم‌هایی مانند فساد در میان مقامات رسمی، اثربخشی تدبیرهای ضد فساد، تأثیر آن بر جذب سرمایه‌های خارجی، پرداخت اضافی یا رشوه برای گرفتن مجوزهای اقتصادی و مانند آن‌ها را اندازه‌گیری می‌کند(Lockwood, 2010).

1. Control of Corruption Index

پیشینه تحقیق

مطالعات خارجی

Seldadyo & De Haan (2006) اثر هفتاد متغیر را که در ۱۹۳ تحقیق تأثیر آن‌ها بر بروز فساد بررسی شده است، ارزیابی و در نهایت متغیرهایی که بیشترین تأثیر را داشته‌اند مشخص کرده‌اند. در نهایت به کمک تحلیل اکتشافی به پنج متغیر کلی تقلیل داده که عبارتند از:ظرفیت مداخله، فدرالیسم، نابرابری، تجارت، آزادی سیاسی.

Goel & Mehrotra (2012) با استفاده از داده‌های تعدادی از کشورهای توسعه یافته به بررسی ترکیب پرداخت به عنوان یکی از ابزار شیوع فساد در یک کشور پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که انتخاب ابزار اهمیت دارد. معاملات اعتباری کاغذی به طور مداوم به فعالیت‌های فاسد می-افزاید، در حالی که معاملات کارت اعتباری چنین نیست و امکان بررسی آن معاملات وجود دارد. همچنین بدهی‌های مستقیم نتوانسته تأثیرات قابل توجهی روی فساد نشان دهد.

González, et al., (2014) در مقاله‌ای از طریق مدلسازی‌های پی در پی شبکه عصبی و الگوریتم ژنتیک، به دنبال ساختن مدلی جدید، به منظور برآورد حجم پول‌های کثیف و تخمین آن به کمک مدل‌های اقتصادسنجی در اقتصاد اسپانیا برآمدند. این محققان برای دستیابی به بهترین مدل از متغیرهای مختلفی مثل مالیات بر سود سرمایه، مالیات بر درآمد شرکت‌ها، مالیات بر حساب‌های اعتباری در بانک‌ها و جمعیت شهرنشینی و قومیت‌گرایی بهره گرفتند.

Ebeke, et al., (2015) در پژوهشی تجربی با استفاده از داده‌های ۶۹ کشور در حال توسعه در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۰-۲۰۰۸ و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی به این نتیجه رسیدند که در این کشورها هرچه رانت نفتی بیشتر و هرچه ضعف حکمرانی بیشتر بوده است، درصد شکاف ثبت نام میان رشته‌های دانشگاهی حقوق، بازرگانی و علوم اجتماعی و ثبت نام در رشته‌های دانشگاهی مهندسی، عمران و صنایع به کل ثبت نام در رشته‌های دانشگاهی بیشتر بوده است و همچنین ضعف حکمرانی اثر رانت نفتی در این شکاف را بیشتر نموده است . این محققان سپس با جانشین سازی شاخص ادراک فساد مالی مرکز بین‌المللی شفافیت با شاخص حکمرانی، یافته‌های پیشین خود را استحکام بخشیدند.

Trabelsi & Trabelsi (2019) با استفاده از داده‌های ۸۸ کشور طی دوره زمانی ۱۹۸۴-۲۰۱۴ با روش پانل دیتا به بررسی این نکته می‌پردازد که چه سطحی از فساد سطح رشد اقتصادی را

کاهش می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که فراتر از حد آستانه ای هر دو سطح بالا و پایین فساد می-تواند رشد اقتصادی را کاهش دهد. زیر سطح آستانه‌ای یک سطح متوسط از فساد می‌تواند مزایایی برای رشد اقتصادی داشته باشد. این سطح آستانه می‌تواند یک سطح فساد بین ۲/۵ تا ۳ باشد. این آستانه نقطه‌ای را نشان می‌دهد که سود حاشیه فساد برابر با هزینه‌های حاشیه‌ای است که ناشی از فساد است. فقدان فساد ممکن است مکانیسمی باشد که رشد را کند می‌کند.

Song, et al., (2020) با استفاده از الگوی تلفیق پانل و مدل‌های تصحیح خطا به بررسی رابطه بین فساد، رشد اقتصادی و توسعه مالی در ۱۴۲ کشور با تقسیم‌بندی کشورهای توسعه یافته و درحال توسعه طی سال‌های ۲۰۰۲-۲۰۱۶ پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد که بین تولید ناخالص داخلی، فساد و حجم نقدینگی یک رابطه بلندمدت وجود دارد. در کشورهای درحال توسعه رشد اقتصادی تأثیر مثبت و فساد تأثیر منفی بر توسعه مالی دارد همچنین VECM نشان‌دهنده رابطه علی بین رشد اقتصادی و توسعه مالی، همچنین فساد و توسعه مالی در بلندمدت است؛ اما چنین رابطه علی در کشورهای توسعه یافته وجود نداشت. پیرو نتایج حاصل پیشنهاد سیاستی این است که کشورهای در حال توسعه جهت توسعه مالی از ترویج رشد اقتصادی و کاهش فساد استفاده گردد اما کشورهای توسعه یافته باید از کانال‌های دیگری جهت توسعه مالی استفاده کنند.

مطالعات داخلی

Poursalimi, et al., (2016) با استفاده از کاربرد روش‌های عددی و مسئله معکوس در اقتصاد به سنجش فساد مالی در ایران پرداخته‌اند. این الگوریتم مبتنی بر تکنیک‌های ریاضی (با توجه به مدلسازی باتاچاریا برای پول‌های کثیف ارائه شده) است. نتایج تحقیق حکایت از روند افزایشی حجم پول‌های کثیف در اقتصاد ایران است.

Mohseni Zanozi, et al., (2016) به بررسی تأثیر کنترل فساد و نقدینگی بر رشد اقتصادی پرداخته است. در این مطالعه از روش داده‌های تابلویی پویا برای ۳۱ کشور منتخب در حال توسعه استفاده شده است. نتایج برآورد الگو در دورهٔ ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۴ گویای این است که کنترل فساد، رشد اقتصادی را در کشورهای منتخب افزایش داده است. همچنین نتایج پژوهش نشان می دهد در صورتی که همزمان کنترل فساد و نقدینگی افزایش یابند، نقدینگی بیشتر می تواند از طریق کنترل فساد به رشد اقتصادی بیشتر بینجامد. علاوه بر این افزایش جهانی سازی و سرمایه سرانه اثر مثبت و

معناداری بر رشد اقتصادی کشورهای منتخب داشته است.

Rahmani & Isfahani (2015) به بررسی۷ متغیر فساد، اندازه دولت، دموکراسی، درآمد سرانه، تورم، نسبت ارزش افزوده بخش صنعت به تولید ناخالص داخلی و نسبت ارزش افزوده بخش خدمات به تولید ناخالص داخلی استفاده شده است. اطلاعات ۶۰ کشور در حال توسعه طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۰ است. نتیجه تحقیق حاکی از آن است که متغیرهای دموکراسی و درآمد سرانه اثر معکوس بر فساد دارند و افزایش آن‌ها باعث کاهش فساد خواهد شد. همچنین، افزایش اندازه دولت و افزایش تورم باعث افزایش فساد خواهد شد. همچنین،افزایش سهم بخش صنعت از تولید ناخالص داخلی باعث کاهش فساد خواهد شد ، افزایش سهم بخش خدمات از تولید ناخالص داخلی باعث افزایش فساد خواهد شد.

Karimi Petanlar, et al., (2010) اثر فساد مالی بر تخصیص استعدادهای اقتصاد ایران سال-های ۱۳۶۳تا ۱۳۹۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج پژوهش نشان می‌دهد. افزایش فساد مالی، افزایش توسعه‌ی مالی، افزایش نرخ رشد سهم نسبی مخارج مصرفی دولت در تولید ناخالص داخلی و افزایش سهم نسبی ارزش افزوده‌ی بخش خدمات در تولید ناخالص داخلی، تخصیص استعدادهای اقتصاد ایران سال‌های ۱۳۶۳ تا ۱۳۹۳ را منحرف و نابهینه کرده است.

Fadaei, et al., (2017) به بررسی تأثیر شاخص‌های حکمرانی خوب و اندازه دولت بر شاخص فساد در کشورهای گروه بریکس و ایران با استفاده ازگشتاور تعمیم یافته (GMM) طی سال‌های ۲۰۱۲-۲۰۱۶ پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که که شاخص کیفیت قوانین باضریب ۲/۴ بیشترین تأثیر را برکاهش فساد داشته و شاخص اثربخشی دولت با ضریب۰/۰۱ ، دارای کمترین تأثیر است؛ همچنین افزایش شاخص‌های اندازه دولت و تورم به افزایش میزان فساد منجر خواهد شد. افزایش شهرنشینی نیز نوعی پرسشگری ایجاد می‌کند و نظارت را افزایش می‌دهد که درنهایت به کاهش فساد منجر می‌شود.

Ghadimi, et al., (2019) با استفاده از مدل غیرخطی خودرگرسیون با انتقال ملایم به بررسی اثر فساد بر سیاست پولی با توجه به سطوح مختلف استقلال بانک مرکزی ایران طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۹۶پرداخته است. نتایج نشان داده در رژیمی که بانک مرکزی استقلال کمتری دارد، افزایش شاخص فساد به افزایش رشد حجم پول منجر شده است. اما در رژیمی که بانک مرکزی از استقلال بالاتری برخوردار است، شاخص فساد بر رشد حجم پول اثری ندارد.

باید توجه کرد که فساد با دو وجه روبرو است که هم برآنان تأثیر می‌گذارد و هم از آنان تـأثیر می‌گیرد. این دو وجه مردم و دولت می‌باشد. بررسی مطالعات صورت گرفته نشان‌دهنده اغلـب اثـر فساد بر روی متغیرهای اقتصادی نظیر رشد اقتصادی بـا تأکیـد بـر نقـش دولـت و انـدازه آن جهـت پیشگیری از فساد است. در این پژوهش بیشتر بر متغیر تأثیرگذار در جامعه یعنی نقـدینگی جـاری و اثر آن بر فساد تآکید می‌شود، چون بنا بر نظریه مقداری پول به بیانی ساده باید حجـم پـول موجـود در جامعه برابر حجم کالا و خدمات باشد زمانی که این اتحاد برقـرار نمـی‌باشـد بیشـترین فشـار بـر دوش مردم است؛که در قالب تورم بالا، افزایش بیکاری، افزایش فقر و کاهش رفاه نمایان می‌شود. همچنین در این پژوهش حوزه منا:کشورهای تولیدکننده نفت که حجم نقـدینگی بـالایی دارد طـی سال‌های ۲۰۰۵–۲۰۱۸ با استفاده از روش گشتاور تعمـیم یافتـه بـرای بررسـی بهتـر پویـایی متغیرهـا جهت آزمون فرضیه تحقیق تعیین گردیده است.

روش تحقیق

داده‌ها و اطلاعات متغیرهای مدل از سایت بانک جهانی[1] طـی دوره زمـانی ۲۰۰۵–۲۰۱۸ بـرای کشورهای MENA[2] شامل: الجزایر، بحرین، مصر، ایـران، عـراق، اردن، کویـت، لبنـان، مـراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس، امـارات متحـده عربی،ترکیـه؛ اسـتخراج شـده اسـت. در ایـن مطالعه از روش گشتاور تعمیم یافته[3](GMM) جهت تخمین مـدل اسـتفاده شـده اسـت.کاربرد ایـن روش به محقق امکان پویایی تعدیل را در مدل می‌دهد.

مدل خطی پویا برای تخمین شامل متغیر های توضیحی x_t و متغیر درونزای با وقفـه y_{t-1} مـی-باشد.

$$|\rho| < 1$$

$$Y_{it}= \alpha_i+ \rho\, Y_{i,t-1}+X'_{it}\beta+\varepsilon_{it} \qquad (۱-۴)$$

$$t=1,\ldots T؛ \quad i=1,\ldots.N \qquad ؛\varepsilon_{it} \sim N(0,\delta_3^2)$$

1.World Development Indicators
2 Middle East and North Africa
3 Generalized Method of Moments

که در آن، i شاخص تعداد واحدهای انفرادی؛ ρ پارامتر ناشناخته متغیر درونزای با وقفه؛ t شاخص دور زمانی؛ β بردار ضریب K متغیر توضیحی؛X'_{it} بردار متغیرتوضیحی با ابعادK*1 و α_i اثرات ثابت مخصوص واحدهای انفرادی است. فرض می‌شود جزء خطا با متغیر برونزا متعامد است، یعنی $E(X'_{it}\ \varepsilon_{it})=0$ و متغیرهای برونزا با اثرات واحدهای انفرادی همبستگی دارد، $E(X'_{it}\ \alpha_i) \neq 0$همچنین فرض می‌شود جزء خطای ε_{it} با متغیرهای درونزای با وقفه همبستگی ندارد، $E(Y_{i,t-1}\ \varepsilon_{it})=0$ (ایزدخواستی،۱۳۹۵: ۱۰۸).

در مدل داده‌های ترکیبی پویا [1]همبستگی وقفه‌ی متغیر وابسته در سمت راست با جزء خطا در این مدل سبب می‌شود تخمین‌زننده‌ی OLS تورش‌دار و ناسازگار شود (Ebbes, 2007). لازم است روش 2SLS یا GMM استفاده شود. ماتیاس و سوستر[2]، برآورد 2SLS ممکن است به دلیل مشکلات در انتخاب ابزارها، واریانس‌های بزرگ برای ضرایب به دست دهد و برآوردها از لحاظ آماری معنی‌دار نباشند. بنابراین روش GMM توسط Arellano & Bond(1991) برای حل این مشکل پیشنهاد شده است. Blundell & Bond (1998)پیشنهاد کرده‌اند که از مجموع اطلاعات در سطح و تفاضل مرتبه اول آن‌ها استفاده شود و در نتیجه، ترکیب مجموع اطلاعات در سطح و تفاضل مرتبه اول، تخمین‌زننده GMM سیستمی آرلانو و بوند حاصل می‌شود.

برآوردگرهای GMM می‌توانند به صورت برآورد سطح، برآورد تفاضلی مرحله اول و برآورد سیستمی بیان شوند. برای معرفی این برآوردگرها مدل زیر را در نظر بگیرید:

$$Y_{it} = \rho Y_{i,t-1} + \mu + v_{it} \qquad i = 1, \dots, n \quad t = 1, \dots, T \qquad (۲-۴)$$

که در آن $E(\mu) = 0$ ، $E(v_{it}) = 0$ و $E(\mu_i v_{it}) = 0$ است. اگر ماتریس ابزاری که تفاضل مرتبه اول به صورت قطری- بلوکی و بقیه درایه‌های آن صفر باشد به صورت زیر استفاده شود، آن‌گاه برآورد روش گشتاورهای تعمیم‌یافته را برآورد GMM سطح می‌نامند.

$$Z_{l,i} = \begin{bmatrix} \Delta y_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \Delta y_{i2} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{iT-1} \end{bmatrix} \qquad (۳-۴)$$

1 Dynamic Panel Data
2 Matyas & sevestre

در حالی که اگر از ماتریس ابزاری که بردارهای متغیر به صورت قطری- بلوکی قرار دارند و بقیه درایه‌ها صفر هستند به صورت زیر استفاده شود، برآورد گشتاورهای تعمیم‌یافته را برآورد تفاضلی مرتبه اول گویند.

$$Z_{d,i} = \begin{bmatrix} y_{i0} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & y_{i0}, y_{i1} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & y_{i0}, \dots, y_{iT-2} \end{bmatrix} \qquad (۴-۴)$$

آرلانو و باور (۱۹۹۵) . بلاندل و باند (۲۰۰۰) یک ماتریس ابزاری را که ترکیبی از دو ماتریس ابزاری Z_{li} و Z_{di} بود به صورت $Z_{si} = \begin{bmatrix} Z_{di} & 0 \\ 0 & Z_{li} \end{bmatrix}$ در نظر گرفتند به نحوی که به صورت قطری- بلوکی بوده و بقیه درایه‌ها صفر باشند. بدین ترتیب برآوردی تحت عنوان برآورد GMM سیستمی را مطرح کردند.

سازگاری تخمین زنندهGMM به معتبر بودن فرض عدم همبستگی سریالی جملات خطا و ابزارها بستگی دارد که می‌تواند به وسیله دو آزمون تصریح شده توسط Arellano & Bond(1991) و Blundell & Bond (1998) آزمون شود. اولی آزمون سارگان[1] از محدودیت-های از پیش تعیین شده است که معتبر بودن ابزارها را آزمون می‌کند. آماره آزمون سارگان دارای توزیع χ^2 با درجات آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های بیش از حد است. دومی آزمون همبستگی سریالی است که به وسیله آماره M_2 وجود همبستگی سریالی مرتبه دوم AR(2) در جملات خطای تفاضلی مرتبه اول را آزمون می‌کند. در این آزمون تخمین‌زن زمانی دارای سازگاری است که همبستگی سریالی مرتبه دوم در جملات خطا از معادله تفاضلی مرتبه اول وجود نداشته باشد. عدم رد فرضیه صفر هر دو آزمون شواهدی دال بر فرض عدم همبستگی سریالی و معتبر بودن ابزارها فراهم می‌کند(Gol Khandan, et al., 2015).

به طور کلی روش گشتاورهای تعمیم‌یافته پویا نسبت به روش‌های دیگر دارای مزایایی به صورت زیر است:

۱- حل مشکل درون‌زا بودن متغیرهای توضیحی: مزیت اصلی تخمین زن GMM آن است که

1. Sargan Test

تمام متغیرهای رگرسیون که همبستگی با جزء اخلال ندارند (از جمله متغیرهای با وقفه و متغیرهای تفاضلی) می‌توانند به طور بالقوه متغیر ابزاری باشند(Greene, 2008).

۲- کاهش یا رفع هم‌خطی در مدل: استفاده از متغیرهای وابسته وقفه‌دار موجب از بین رفتن هم-خطی در مدل می‌شود.

۳- حذف متغیرهای ثابت در طی زمان: کاربرد این روش موجب حذف بسیاری از متغیرهای ثابت در طی زمان می‌شود که این متغیرهای محذوف نیز موجب ایجاد تورش در تخمین مدل می‌شوند. این شیوه این امکان را می‌دهد که تأثیر این عوامل با تفاضل گرفتن از آمارها حذف شوند(Baltagi, 2008).

در تصریح الگوی تحقیق با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) مدل زیر در نظر گرفته شده است.

$$\text{Corruption}_{it} = \alpha_i + \rho\, \text{Corruption}_{i,t-1} + \beta\, BM_{it} + \theta\, X'_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۵-۴)$$

i =شماره کشور t = دوره زمانی مورد نظر

Corruption= فساد در این پژوهش از شاخص کنترل فساد استفاده گردیده است.

BM= نقدینگی

X'_{it}= بردار متغیرهای کنترل

متغیرهای کنترل

برای تخمین مدل به وسیله این روش، لازم است ابتدا متغیرهای ابزاری به کار گرفته در مدل مشخص شود. متغیرهای ابزاری این مدل، مقادیر با وقفه‌ی متغیر وابسته و متغیرهای توضیحی‌اند. در این پژوهش متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه (GDP) برحسب برابری قدرت خرید برای هرکشور اندازه‌گیری شده است، اندازه دولت (GOV) از نسبت هزینه مصرف نهایی دولت (شامل کلیه هزینه‌های جاری دولت برای خرید کالاها و خدمات و بیشتر هزینه‌های مربوط به دفاع ملی و امنیت می‌شود) به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است، بازبودن اقتصاد(OPENNESS) از نسبت سهم تجارت به تولید ناخالص داخلی اندازه‌گیری شده است،که در واقع سهم صادرات و واردات کالا و خدمات از تولید یک کشور را بیان می‌کند.، تورم (INFLATION) از شاخص سالانه قیمت مصرف کننده بدست آمده است، اینترنت (INTERNET) درصدی از افراد جامعه

که به اینترنت دسترسی داشته اند است؛ متغیرهای فوق از سایت بانک جهانی WDI استخراج گردیده است و شاخص آزادی مطبوعات (PRESS) ازگزارشات سالانه خانه آزادی استخراج گردیده است؛ بعنوان متغیرهای کنترل درنظر گرفته شده است. در ادامه مبانی نظری این متغیرها بیان شده است.

پایین بودن تولید ناخالص داخلی، تأثیر قابل توجهی بر فساد دارد؛ زیرا کشورهایی با تولید ناخالص داخلی پایین، قادر به تخصیص منابع مالی کافی برای تأسیس و تنفیذ نظام حقوقی و قضایی مؤثر نیستند. بنابراین به دلیل عدم تأسیس سیستم‌های نظارتی، فساد می‌تواند افزایش یابد. در کشورهای نفت خیز به دلیل عدم پاسخگویی دولت‌ها و نیز انحصارات دولتی، حتی با وجود بالا بودن تولید ناخالص داخلی، فساد می‌تواند افزایش یابد.(Dehmardeh, et al., 2012) از طرفی نشان داده شده است که با افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه فساد در یک کشور کاهش می-یابد (Bardhan, 1997).

فساد ریشه در فعالیت‌های دولت، بویژه قدرت انحصاری و نفوذ اختیارات آن دارد؛ از این رو بین میزان فساد و نحوه دخالت دولت در اموراقتصادی و شدت گسترش فساد اداری رابطه مستقیمی وجود دارد(Habibi, 1996). دو دیدگاه درباره ارتباط فساد و اندازه دولت وجود دارد. دیدگاه اول این است که افزایش در اندازه دولت فرصت بیشتری برای رانت‌جویی سیاسی فراهم می‌کند، بطوری که فساد در بین سیاست‌مداران و بوروکرات‌ها افزایش می‌یابد. دیدگاه دوم نشان می‌دهد که وقتی دولت بزرگ‌تر سیستم کنترل و نظارت را ترویج دهد، افزایش در اندازه دولت باعث کاهش فساد می‌شود(Kotera, et al., 2010). کیفیت حکومت یکی از عوامل بسیار تأثیرگذار بر گسترش و یا کاهش فساد مالی است بطوری که گری بیکر[1] برنده‌ی جایزه‌ی نوبل اقتصاد، دولت را ریشه‌ی فساد می‌داند و معتقد است که تنها با حذف دولت می‌توان فساد را ریشه کن کرد، اما با نگاهی به وضعیت کشورهای کانادا، دانمارک، فنلاند، سوئد، هلند با شفافیت بالا ملاحظه می‌شود که دولت از اندازه‌ی بزرگتری برخودار است (Tanzi, 1998). لذا نحوه‌ی عملکرد و چگونگی فعالیت‌های دولتی است که بسیار حائز اهمیت است نه صرفاً حضور

1. Becker Gary

دولت(Delangizan, et al., 2013).

باز بودن تجارت سبب افزایش رقابت در بازار می‌شود و از طریق کاهش قدرت انحصاری تولیدکنندگان داخلی، رفتارهای اجتناب پذیر مقامات فاسد را مختل می‌کند. فساد در کوتاه مدت در کشورهای با اقتصاد بسته، منافع اقتصادی و اجتماعی به همراه داشته باشد، ولی این امر در بلندمدت آثار زیان باری برای کشورها دارد و نیاز است که کشورها و مردم جامعه که به نوعی از فساد موجود سود برده‌اند، هزینه‌های بسیاری را برای کاهش و حذف فساد بپردازند (Torrez, 2002).

تورم که توسط شاخص قیمت مصرف کننده در نظر گرفته می‌شود، پیش بینی قوی از فساد است. مطالعات نشان می‌دهد کشورهای دارای تورم بالا فساد بیشتر دارند(Treisman, 2007). یکی از مهم‌ترین تئوری‌هایی که در ادبیات اقتصاد کلان به بررسی نظری ارتباط بین نرخ تورم و فساد اداری می‌پردازد، تئوری سیاست وضع مالیات بهینه[1] است. یکی از معمول‌ترین روش‌های ممکن برای تأمین مالی مخارج دولت، استفاده از اهرم حق ضرب پول و مالیات تورمی[2] است که تا حدّی مالیات تورمی و پدیده حق ضرب پول ناشی از فساد اداری و رانت‌جویی است. بنابراین زمانی که فساد اداری و رانت‌جویی در مخارج دولت افزایش می‌یابد، انگیزه کسب رانت در بین رانت‌جویان اقتصادی افزایش پیدا می‌کند. زیرا رانت‌جویی به پدیده سودآور در بین رانت‌جویان تبدیل شده و با تشدید کسری بودجه، افزایش بی‌رویه حجم پول و نرخ تورم بالاتر این انگیزه افزایش می‌یابد. بنابراین یکی از اثرات مستقیم فساد اداری بر افزایش نرخ تورم، کانال افزایش مخارج دولت و افزایش مالیات تورمی می‌باشد (Sadeghi& Fashari, 2011)

مطالعات(Lio, et al., (2011 همچنین مطالعات (Goel, et al., (2012 نشان می‌دهد استفاده از اینترنت بر روی فسادتأثیر دارد، بطوری‌که افزایش استفاده از اینترنت ظرفیت فساد را کاهش می‌دهد اگرچه پتانسیل کامل آن هنوز بدست نیامده است.

مطالعات (Chowdhury (2004 نشان می‌دهد آزادی مطبوعات از طریق افزایش شفافیت ریسک اقدامات فاسد را بالا می‌برد.(Rafipour(2001 نیز تأکید می‌کند که کنترل بیش از حد

1. Theory of Optimal Taxation
2. Inflationary Tax

شهروندان باعث کاهش اعتماد آن‌ها و افزایش فساد می‌شود. اگرچه فساد در جوامع دارای آزادی مطبوعات نیز وجود دارد، اما باید گفت آزادی مطبوعات و مردم سالاری این تضمین را می‌دهدکه در صورت وقوع، فساد پنهان نمی‌ماند؛ ازاین رو این افشاگری‌ها می‌تواند از رشد و گسترش فساد جلوگیری کند .

در ادامه آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق که تصویری کلی از وضعیت توزیع داده‌ها را بیان می‌کند در قالب جدول (۱) بیان گردیده است.

جدول (۱): آماره های توصیفی

نام متغیر	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	ضریب چولگی
Cc	-۰/۱۲۴۷۶۹	۱/۵۶۷۱۸۶	-۱/۴۶۲۲۵۰	۰/۶۵۳۵۱۰	۰/۱۷۵۴۰۳
BM	۸۲/۱۷۹۰۶	۲۵۸/۸۳۱۳	۲۰/۲۴۶۵۷	۴۹/۸۷۶۶۵	۲/۱۲۷۱۹۶
GDP	۳۳۳۰۱/۲۳	۱۲۴۰۲۴/۶	۵۳۷۳/۰۳۲	۳۱۷۹۸/۴۲	۱/۳۵۳۶۳۲
GOV	۱۶/۱۴۹۲۱	۳۰/۰۰۳۴۸	۶/۷۳۲۹۹۸	۴/۴۴۵۳۰۹	۰/۴۶۱۸۳۷
INFLATION	۵/۶۱۷۳۸۶	۵۳/۲۳۰۹۶	-۱۰/۰۶۷۴۹	۷/۱۱۵۱۵۱	۳/۰۴۳۱۰۷
OPENNESS	۹۰/۳۶۳۰۹	۱۹۱/۸۷۲۱	۳۰/۲۴۶۵۵	۳۴/۰۱۰۰۰	۰/۷۵۸۱۶۷
INTERNET	۴۶/۱۲۵۰۳	۱۰۰/۰۰۰	۰/۹۰۰۰۰۰	۲۷/۲۸۲۸۳	۰/۲۴۴۳۷۰
PRESS	۴۵/۴۴۷۱۰	۱۳۶/۶۰۰۰	۱۲/۶۳۰۰۰	۱۹/۰۰۵۲۲	۱/۳۳۵۵۰۱

منبع: یافته های پژوهش

با توجه به نتایج جدول (۱) بیشترین میانگین و بیشترین انحراف معیار مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی سرانه است، همچنین با توجه به ضریب چولگی به ترتیب متغیرهای تورم، نقدینگی، دارای بیشترین عدم تقارن توزیع احتمالی و منحنی توزیع داده چوله به راست است.

برآورد مدل و نتایج

در این پژوهش به منظور بررسی اثر نقدینگی بر فساد کشورهای منطقه منا شامل الجزایر، بحرین، مصر، ایران، عراق، اردن، کویت، لبنان، مراکش، عمان، قطر، عربستان سعودی، تونس، امارات متحده عربی،ترکیه؛ از روش گشتاور تعمیم یافته GMM، با استفاده از نرم افزار STATA12 طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۸ استفاده شده است. داده‌های متغیرهای شاخص کنترل فساد، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی سرانه، اندازه دولت، بازبودن اقتصاد، تورم، اینترنت؛ از سایت بانک جهانی استخراج گردیده است و شاخص آزادی مطبوعات ازگزارشات سالانه خانه

آزادی استخراج گردیده است. مدل بسط یافته تحقیق حاضر بصورت زیر تصریح گردید:

$$Corruption_{it} = \alpha_i + \rho\ Corruption_{i,t-1} + \beta_1\ BM_{it} + \beta_2\ GDP_{it} + \beta_3\ GOV_{it} + \beta_4\ OPENNESS_{it} + \beta_5\ INFLATION_{it} + \beta_6\ PRESS_{it} + \beta_7\ INTERNET_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱-۵)$$

در ادامه نتایج تخمین مدل و آزمون ها بـه دو روش GMM ۲ مرحلـه‌ای و GMM سیسـتمی در جدول (۱) لحاظ شده است. با توجه بـه کوتـاه بـودن دوره زمـانی مـورد بررسـی یعنـی ۱۳ سـال از آزمون‌های ریشه واحد برای بررسی پایایی متغیرهای مدل خودداری شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد مدل با روش GMM ۲ مرحله ای و GMM سیستمی

	One step-GMM	Two step-GMM	Sys GMM
نام متغیر	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)	ضریب (ارزش احتمال)
Cc(-1)	۰/۵۶ (۰/۰۰۰)	۰/۱۵۲ (۰/۰۰۰)	۰/۹۲۰۱ (۰/۰۰۰)
BM	۰/۰۰۱- (۰/۰۷۶)	۰/۰۰۱۳۴ (۰/۰۰۶)	۰/۰۰۱۳ (۰/۰۰۰)
GDP	-۴/۴۲ (۰/۱۸۲)	-۴/۵۴ (۰/۰۹۴)	-۲/۴۷ (۰/۰۱۷)
GOV	۰/۰۰ (۰/۹۳۵)	۰/۰۰۲۵ (۰/۰۵۲)	۰/۰۰۷۳ (۰/۰۰۱)
INFLATION	۰/۰۰ (۰/۸۵۷)	۰/۰۰۰۵ (۰/۴۸۰)	۰/۰۰۰۲۴ (۰/۸۹۱)
OPENNESS	-۰/۰۰۱ (۰/۱۸۵)	-۰/۰۰۱۳ (۰/۰۰۲)	-./۰۰۰۷ (۰/۰۰۰)
INTERNET	-۰/۰۲۳۲ (۰/۰۰۰)	-۰/۰۰۲۳ (۰/۶۸۸)	-۰/۰۰۱ (۰/۰۳۶)
PRESS	۰/۰۱۱۴ (۰/۰۸۷)	-۰/۰۰۸۶ (۰/۰۲۳)	۰/۰۰۱۸ (۰/۰۱۴)
cons	۰/۲۸۵ (۰/۱۷۸)	-۰/۰۷۷۸ (۰/۶۷۴)	-۰/۳۴۷۱ (۰/۰۱۵)
Wald-Test	۸۷/۴۳ (۰/۰۰۰)	۴۴/۳۴ (۰/۰۰۰)	۹۷۴/۶۷ (۰/۰۰۰)
Sargan-Test	۸۹/۴۷۱۱۵ (۰/۱۲۱۷)	۵/۰۴۷۷۳ (۰/۹۲۸۸)	۹۵/۵۴۳۶۶ (۰/۲۹۸۵)
آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو-باند		| ۱ | ۱/۹۲۸۶ (۱۰/ ۰۵۳۸) | ۲ | -۰/۸۱۷۰۱ (۰/۴۱۳۹)	

یافته‌های پژوهش

بررسی معتبربودن ماتریس متغیرهای ابزاری الگوی فوق با استفاده از آزمون سارگان است، فرضیه H_0 در این آزمون، عدم وجود همبستگی بین ابزارها و پسماندها است. با توجه به نتایج جدول (۱)، احتمال آماره سارگان بیشتر از ۵ درصد بوده و فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. بنابراین، ابزارهای استفاده شده در الگو معتبر بوده و می‌توان از آن‌ها استفاده نمود.

به منظور اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی سریالی در جملات پسماند تفاضلی مرتبه اول، از آزمون خودهمبستگی سریالی آرلانو و باند استفاده گردید. فرضیه H_0 این آزمون عدم وجود خودهمبستگی سریالی است که می‌بایست احتمال آماره آن در مرتبه دوم از ۵ درصد بزرگتر باشد تا عدم وجود خودهمبستگی سریالی از مرتبه دوم تایید شود. با توجه به نتایج جدول (۱) در مدل خودهمبستگی مرتبه اول وجود دارد، اما خودهمبستگی مرتبه دوم وجود ندارد.

با استفاده از آزمون والد و با اعمال محدودیت بر روی ضرایب می‌توان معنی‌داری هر یک از متغیرهای مورد استفاده در مدل را آزمون نمود. اگر احتمال آماره مورد نظر در آزمون والد از ۵ درصد کمتر باشد، در این صورت فرضیه صفر که مبتنی بر صفر بودن ضرایب است رد می‌شود و می‌توان تشخیص داد که متغیرهای مورد نظر بر متغیر وابسته تأثیرگذار می‌باشند. بنابر نتایج جدول (۱) اعتبار الگوی ارائه شده در هر دو روش۲GMMمرحله‌ای و GMM سیستمی تأیید می‌شود.

با توجه به نتایج تخمین مدل در روش۲GMMمرحله‌ای و GMM سیستمی مشاهده می‌شود که میزان فساد سال قبل و همچنین نقدینگی جاری بر روی فساد کشورهای منطقه منا از لحاظ آماری مثبت و معنی‌دار است. بطوری که در روش ۲GMMمرحله‌ای یک درصد افزایش در فساد دوره قبل میزان فساد دوره جاری را به میزان ۰/۵۶ درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش در نقدینگی دوره جاری میزان فساد دوره جاری را به میزان ۰/۰۰۱ درصد افزایش می‌دهد. همچنین در روش GMM سیستمی یک درصد افزایش در فساد دوره قبل میزان فساد دوره جاری را به میزان ۰/۹۲درصد افزایش می‌دهد و یک درصد افزایش در نقدینگی دوره جاری میزان فساد دوره جاری را به میزان ۰/۰۰۱۳ درصد افزایش می‌دهد. می‌توان گفت در کشورهای منتخب حوزه منا طی دوره زمانی ۲۰۰۵-۲۰۱۸ متغیر فساد دوره قبل تأثیر بیشتری نسبت به متغیر نقدینگی جاری بر روی میزان فساد در این کشورها دارد.

بیشترین متغیر تأثیرگذار بر فساد در کشورهای منطقه منا در هر دو روش، تولید ناخالص داخلی سرانه است. بطوری که در روش۲GMMمرحله ای یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی

سرانه میزان فساد را به میزان ۴/۵۴ درصد کاهش می‌دهد و در روش GMM سیستمی یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی سرانه میزان فساد را به میزان ۲/۴۷ درصد کاهش می‌دهد.

اثر اندازه دولت، بازبودن، آزادی مطبوعات و ای‌نترنت بر روی فساد در کشورهای منا طی دوره زمانی ۲۰۰۵–۲۰۱۸ ناچیز و از لحاظ آماری معنادار است. اثر تورم بر فساد از لحاظ آماری معنادار نمی‌باشد.

در این تحقیق تأثیر اندک اندازه دولت بر فساد همسو با نتایج مطالعات پیشین Fadaei,et al., (2007) و Delangizan, et al., (2013) است که؛ در کشورهای در حال توسعه کیفیت دولت نسبت به اندازه آن تأثیر بیشتری بر فساد خواهد داشت. همچنین تأثیر ناچیز شاخص آزادی مطبوعات و دسترسی به اینترنت کاملا گواه شرایط حاکم بر کشورهای مورد بررسی است و دلیل آن عدم امکانات و زیرساخت‌های لازم دولتی و حکومتی جهت بهره‌مندی از این پتانسیل‌های بالقوه این دو ابزار جهت نظارت و شفاف‌سازی فساد در این کشورها است. ضریب کم متغیر بازبودن تجارت نیز به علت اقتصادهای تقریباً بسته همراه با وابستگی شدید صادرات نفت در کشورهای نفت خیز منا است. باید توجه کرد که دلایل فساد در کشورهای درحال توسعه و توسعه یافته متفاوت است. که از دلایل فساد در کشورهای درحال توسعه عدم آزادی مطبوعات، ترکیب فعالیت‌های اقتصادی و قوانین و هنجارهای حاکم بر جامعه و.... می‌باشد.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش اثر نقدینگی بر فساد کشورهای منطقه منا طی سال‌های ۲۰۰۵–۲۰۱۸ با استفاده از روش گشتاور تعمیم یافته (GMM) بررسی شد. طبق نتایج میزان فساد سال قبل و همچنین نقدینگی جاری بر روی فساد کشورهای منطقه منا از لحاظ آماری مثبت و معنی‌دار است. وجود فساد طی سالیان قبل در کشور موجب نهادینه شدن اقدامات فاسد در کشور می‌شود؛ نقدینگی بالا نیز موجب تسهیل معاملات پولشویی و فاسد می‌شود. در واقع همین راحتی در امکان معاملات موجب قدرتمند شدن گروه‌های فاسد و اقداماتشان طی سالیان متمادی می‌شود.

با توجه به نتایج تولید ناخالص داخلی سرانه بیشترین متغیر تأثیرگذار در کاهش فساد کشورهای منطقه منا است. نتایج بدست آمده تأییدکننده مبانی نظری تحقیق می‌باشد که هر چه نقدینگی در سطح جامعه کمتر باشد و نقدینگی مازاد وارد صنایع تولیدی شود میزان تولید ناخالص داخلی بیشتر و میزان فساد کمترخواهد شد.

فساد، اعتماد به توانایی رژیم در پاسخ‌گویی به نگرانی شهروندان را کاهش می‌دهد و بی‌اعتمادی نهادی، رشوه را در نقش روش دسترسی به تصمیم‌گیری پرورش می‌دهد Morris & Klesner (2010). یکی از راهکارها جهت کاهش فساد و افزایش سطح اعتماد افراد تقویت ابزارهای نظارتی در جامعه است. از جمله افزایش توان پاسخ گویی دولت در برابر مسائل موجود کشور، گستردگی سیستم مطبوعاتی حرفه‌ای و دسترسی به اینترنت پرسرعت جهت تبادل سریعتر اخبار مناطق مختلف در سراسر کشور است. نتایج بدست آمده در این تحقیق تأییدکننده این موضوعات است، اما بدلیل عدم زیرساخت‌های لازم در کشورهای درحال توسعه ضرایب بدست آمده شاخص آزادی مطبوعات و اینترنت بر روی فساد اندک است.

در کشورهای درحال توسعه بسته بودن محیط اقتصادی، اجتماعی و سیاسی فرصتی را برای مسئولین فراهم می‌کند که اقدامات غیرقانونی بیشتری را انجام دهند. لذا حرکت به سمت جهانی شدن موجب کاهش فساد در این گروه کشورها خواهد شد(Hesami &Yousefi, 2014). نتایج بدست آمده از تحقیق در تأیید مبانی نظری موجود است که هرچه میزان تجارت و بازبودن یک اقتصاد بیشتر باشد فساد در آن کشور کمتر است؛ بدلیل اقتصاد بسته کشورهای درحال توسعه میزان این اثرگذاری ناچیز است.

راهکار بانک جهانی در مبارزه با فساد توجه به ۵ عامل استراتژیک بازدارنده فساد است:۱. مسئولیت‌پذیری سیاسی۲. مشارکت جامعه مدنی ۳. بخش خصوصی رقابتی ۴. محدود کردن قدرت دولت ۵. مدیریت بخش عمومی. که بنابر نظریه‌ی نژادی: مطابق این نظریه، کشورهایی که بر مبنای قومیت و نژاد تقسیم شده‌اند، تمایل بیشتری برای فساد مالی دارند (Mauro, 1995) و نظریه‌ی دموکراسی: مطابق این نظریه، رابطه معکوسی بین دموکراسی و فساد وجود دارد (Hill, (2003) & Bohara, et al., (2004)).

جهت کاهش نقدینگی موجود در جامعه و بدنبال آن تلاش جهت کاهش فساد در کشورهای منطقه منا راهکارهای زیر پیشنهاد می‌گردد. اعمال هزینه فرصت بالا جهت استفاده کمتر معاملات به روش سنتی همراه با نقدینگی بالا؛ بطور مثال تعلق گرفتن سود به حساب‌های جاری و کارت-های الکترونیکی پرداخت تا حدی که ابزارهای نوین پرداخت برای مصرف کنندگان به صرفه شود. اعمال بن‌های تخفیف تراکنش‌های مالی بالاتر از سقف معین در روز یا ماه برای خریدهای اینترنی یا خرید با کارت‌های الکترونیک است. از روش‌های جدید پرداختی به خدمات نیروی کار

استفاده شود.

استفاده از امکانات پرداخت‌های الکترونیک فرامرزی یکی از اقدامات لازم است که مشروط به ایجاد تفاهم‌های بین‌المللی در استفاده از امکانات جهانی و برقراری ارتباطات مخابراتی با سایر کشورها در زمینه تسویه‌های مالی می‌باشد.

خصوصی‌سازی می‌تواند با خارج کردن دارایی‌های خاصی از کنترل دولت و تبدیل اقدامات صلاحدیدی مقامات به انتخاب‌های مبتنی بر محرکه‌های بازار توسط بخش خصوصی از فساد بکاهد. اگرچه فرایند انتقال دارایی‌ها به مالک خصوصی همراه با فرصت‌های فساد است (Hall & Cox, 2003).

همچنین پیشنهاد می‌شود دولت با استفاده از قوانین مانع از معادلات نقدی بیش از حد آستانه‌ای شود. عدم دسترسی به اسکناس‌های بزرگ هزینه معاملات فساد را به میزان قابل توجهی افزایش می‌دهد. نکته قابل توجه این است که معادلات فساد همیشه شامل پول داخلی نمی‌شود بلکه شامل ارزهای خارجی،کالاها مانند طلا یا تغییرات سپرده‌های بانکی در سایر کشورها می‌شود. در نهایت باید توجه داشت فساد سبب کاهش سرمایه‌گذاری و کندی رشد اقتصادی و در نهایت عدم تحقق اهداف توسعه اقتصادی در کشورها می‌شود. نتایج این تحقیق در جهت‌دهی سیاست‌های بانک مرکزی و دولت هر کشور مفید می‌باشد. راهکار پیشنهادی برای کاهش نرخ رشد نقدینگی در ایران کنترل تورم با سیاست‌های پولی لازم از جمله کاهش نرخ سود بانکی است؛ که از دوکانال در کاهش نقدینگی مفید است اول توانایی بانک برای تولید پول اعتباری و به تبع نقدینگی بیشتر کاهش می‌یابد و دوم سوق دادن نقدینگی مازاد افراد جامعه به چرخه تولید کشور است. راهکار دیگر تسهیل ارتباط بین نقدینگی در دست افراد جامعه و سرمایه‌گذاری در صنایع تولیدی کشور است. راهکار دیگر افزایش جذابیت سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار کشور جهت تأمین مالی شرکت‌های تولیدی وعمق دادن به بازار سرمایه با استفاده از سیاست‌های بجا و مفید است.

References

[1] Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” Review of Economic Studies, 58, 2, 277-97.

[2] Bai, C.E., S.J, Wei. (2000). Quality of bureaucracy and open economy macro

policies. NBER Working Paper, No.7766.

[3] Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. 4 th edition, NewYork: John Wiley and Sons.

[4] Bardhan, P., (1997). Corruption and development: a review of issues. J. Econ. Lit. 35 (3), 1320–1346.

[5]Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 87, 1, 115-43.

[6] Bohara, A K., Mitchell, N J., Mittendorff, CF. (2004). Compound democracy and the control of corruption: a cross-country investigation. Policy Study, Vol.32, No.4, pp.481–499.

[7] Chowdhury, S.K. (2004). The effect of democracy and press freedom on corruption: an empirical test. Econ. Lett. 85 (1), 93–101.

[8] Cukierman, A., Edwards, S., Tabellini, G. (1992). Seigniorage and political instability. American Economic Review, 82(3): 537-555.

[9] Dehmardeh, N., Alizadeh, M., Zeidizadeh, S. (2012). Investigating the effect of government size on corruption; emphasizing the role of democracy in the Mena region. Journal of Regional Economics and Development. Volume 19(4). (In Persian).

[10] Delangizan, S., Karimi, Ms., Khalondi, Z. (2013). The effect of the Corruption Perceptions Index on economic growth based on cross-country segregation in the area of economic freedom by the Generalized Torque (GMM) method. Quarterly Journal of Economic Sciences. Volume 7(24). (In Persian).

[11] Ebbes, P. (2007). A non-technical guide to instrumental variables and regressor-error dependencies. Penn State University, University Park, PA 16802, USA.

[12] Ebeke, C., Omgba, L. D., Laajaj, R. (2015). Oil, governance and the (mis) allocation of talent in developing countries. Journal of Development Economics, 114: 126-141.

[13] Fadaei, M., Gholipour Moghadam, F., Ghaffari, S. (2017). Study of the effect of good governance indicators and government size on the corruption index in the BRICS countries and Iran. Public Management Perspective. No 32. (In Persian).

[15] Fazeli, M. (1999). Introduction to Measuring Corruption. Publisher: Research Center of the Islamic Consultative Assembly. First Edition. (In Persian).

[16] Ghadimi, M., Rabiee, M., Davani, A. (2019). The Impact of Corruption and Central Bank Independence on Money Volume in Iran: Using the Model (STAR). Quarterly Journal of Econometric Modeling. Volume 4(3). (In Persian).

[17] Gallup Institute (1999). Basic Methodological aspects of corruption measurement: Lessons learned from the literature and the pilot Study.

[18] Gol Khandan, A., Khansari, M., Golkhandan, D. (2015). Militarism and Economic Growth: Empirical Evidence from Mena Region Countries in a

Dynamic Panel Model. Journal of Economic Growth and Development. 15(18). (In Persian).
[19] Goel, Rajeev K., Mehrotra, A N. (2012). Financial payment instruments and corruption. Applied Financial Economics, 2012, 22, 877–886.
[20] González, E., Rodríguez, F., Rivero, S. (2014). An empirical examination of the determinants of the shadow economy". Applied Economics Letters Volume 21, Issue 5.
[21] Greene, W.H. (2008). Econometric Analysis. 6th Edition, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River.
[22] Habibi, N.(1996). Corruption (effective factors and methods of struggle). First Edition. Vosaghi Press. Tehran. (In Persian).
[23] Hall, S., Cox, R. (2003). Government, Corruption and Social Opportunities. Translation: Hossein Raghfar. Publisher: Naghsh va Negar. First Edition. (In Persian).
[24] Hamdami Khotbehsara, A. (2008). Corruption (causes, contexts and strategies to combat it)". Research Institute for Nonprofit Strategic Studies. (In Persian).
[25] Hesami A., Yousefi, J. (2014). Factors Affecting Corruption in Developing Countries. The first national conference on Iranian Islamic economics, management and culture. December 10, 2014. (In Persian).
[26] Hill, KQ. (2003). Democratization and corruption—systematic evidence from the American states". American Politics Research, Vol. 31, No.6, PP.613–631.
[27] Homayouni, G. (2009). Methods of measuring corruption. The General Inspection Organization of the country." Second year research report, number seven. (In Persian).
[28] Izadkhasti, H. (2016). Analyzing the effects of corruption and quality of Governance on Tax System Performance: A Dynamic Panel Data Approach, development policy, Volume 4 (10). (In Persian).
[29] Jalili, M. (2018). Indicators for measuring corruption. Report code: 97- 121. Center for Presidential Strategic Studies. (In Persian).
[30] Karimi Petanlar, S., Jafari Samimi, A., Rezaei, R. (2010). The Effect of Corruption on Tax Revenues: A Case Study of Selected Developing Countries. Economic Policies. Volume 8(1). (In Persian).
[31] Kaufmann, D., Arat, K., Massimo, M., (2006). Measuring Corruption. Myths and Realities. 2, 1.
[32] Kotera, G., Okada, K., Samreth, S. (2010). A study on the relationship between corruption and government size: the role of democracy. Munich Personal RePEc Archive.
[33] Lambsdorff, J. G., Teksoz, S. U. (2004) Corrupt relational contracting in The New Institutional Economics of Corruption (Eds) J. G. Lambsdorff, M. Schramm and M. Taube, Rutledge, New York, pp. 138–51.
[34] Lio, M.-C., Liu, M.-C., Ou, Y.-P.,(2011).Can the internet reduce corruption? A cross-country study based on dynamic panel data models. Gov. Inf. Q. 28

(1), 47–53.

[35] Lockwood, M. (2010). Good governance for terrestrial protected areas: A framework, principles and performance outcomes. Journal of Environmental Management, 91; 754–766.

[36] Martinez, R., Iyer, V. (2011). Openness and Inflation: Evidence from The Seven Largest American Economies, International Business and Economic. Research Journal, 10(3): 51-57.

[37] Mauro, P. (1995). Corruption and growth. Q. J. Econ, Vol.110, No.3, pp.681–712.

[38] Mohseni Zanozi, S-J., Hekmati, F., Talibpour, S. (2016). The effect of controlling corruption and increasing liquidity on the economic growth of selected developing countries". Quarterly Journal of Economics and Modeling. Volume 7, Number 28. (In Persian).

[39] Morris, S., Klesner, J. (2010). Corruption and Trust: Theoretical Considerations and Evidence from Mexico. Comparative Political Studies, 43(10): 1258–1285.

[40] Naebi, H., Safari, S. (2001). Different approaches to fighting corruption. Proceedings of the second scientific and research conference on supervision and inspection in the country. August 2001. (In Persian).

[41] Poursalimi M., Keikha M., Salmani, K. (2016). Innovating a Modern Model for Estimating the Amount of Money Laundering in Iran (The Application of Numerical and Inverse Problem Methods in Economy). FINANCIAL MONETARY ECONOMICS, 23(11), 215-238. (In Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.39913

[42] Rahmani, T., Isfahani, P. (2015). Study of Factors Affecting the Formation of Corruption with Emphasis on the Combination of Economic Activities, Study of Developing Countries". Quarterly Journal of Economic Research and Policy. 24(78). (In Persian).

[43] Rafipour, F. (2001). Social Cancer Corruption. Joint Stock Press. Tehran. (In Persian).

[44] Sadeghi, S-K., Fashari, M. (2011). Study of the effect of corruption perception index on inflation rate Case study: MENA countries. Rah-e Andisheh Economic Research Quarterly. Winter, 4(2). (In Persian).

[45] Seldadyo, H., de Haan, [] J. (2006). the determinants of corruption: A literature survey and new evidence. Paper prepared for the 2006 EPCS Conference, Turku, Finland, 20-23 April 2006.

[46] Song, C-Q., Chang, C-P., Gong, Q. (2020). Economic growth, corruption, and financial development: Global evidence. Economic Modelling. 12(8).

[47] Sozanroz, A. (2006). Corruption and government causes, consequences and reform, Translated by Sabori, Pardaesh Press. Tehran. (In Persian).

[48] Tanzi, V. , (1998). Corruption around the world: causes, consequences, scope, and cures. IMF Staff Papers, 45(4), pp. 559–94.

[49] Torrez, J. (2002). The effect of openness on corruption. Journal of

International Trade & Economic Development", 11(4): pp.387-403.
[50] Trabelsi, M A., Trabelsi, H. (2019). At what level of corruption doeseconomic growth decrease?" Journal of Financial Crime. 3(1).
[51] Treisman, D., (2007). What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research?" Ann. Rev. Polit. Sci.10 (1).

اثر رانت منابع طبیعی و توسعه سیاسی بر استقلال بانک مرکزی: شواهدی از کشورهای صادرکننده نفت*

سجاد فرجی دیزجی[۱]
استادیار گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس
حسین صادقی[۲]
دانشیار گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس
زهرا لطفی[۳]
کارشناس ارشد اقتصاد انرژی دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۱۱/۱۴ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۶/۳۱

چکیده

بانک مرکزی به عنوان بالاترین مقام پولی کشور برای دستیابی به اهداف خود که مهم‌ترین آن کنترل تورم است به استقلال نیازمند است هر مانعی که عرضه پول را از کنترل بانک مرکزی خارج کند استقلالش را به زیر سوال برده‌است. عنصر اصلی این استقلال هم ایجاد محدودیت اعتبار برای دولت است به گونه ایکه جلوی استقراض آزادانه از بانک مرکزی را بگیرد. مهم‌ترین دلیلی که دولت از بانک مرکزی استقراض می‌کند کسری بودجه است.

این پژوهش به بررسی اثر رانت منابع طبیعی، توسعه سیاسی و اثر تعاملی آنها بر استقلال بانک مرکزی در

---

*- نوع مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول s_dizaji@modares.ac.ir

2- sadeghih@modares.ac.ir
3- zahralotfi@modares.ac.ir
DOI: 10.22067/pm.v27i19.85422

کشورهای صادرکننده نفت می‌پردازد. به همین منظور ما از روش داده‌های پانل برای داده های سالانه مربوط به ۲۵ کشور بهره‌مند از رانت نفتی و طی سالهای ۲۰۰۰ – ۲۰۱۲ استفاده خواهیم کرد.
نتایج پژوهش اثرات منفی و معنادار رانت نفت و همبن طور رانت کل منابع طبیعی بر استقلال بانک مرکزی در کشورهای مورد مطالعه را تأیید می کنند. با این وجود نتایج آماری تاثیر معنادار رانت گاز و رانت جنگل بر استقلال بانک مرکزی را تأیید نمی کنند. علاوه بر آن یافته‌ها نشان می‌دهند که اگرچه کیفیت نهادهای سیاسی تأثیر مثبت بر استقلال بانک دارند ولیکن اثر تعاملی رانت نفت و توسعه سیاسی بر استقلال بانک مرکزی منفی است. این نتیجه دلالت بر آن دارد که راتت های نفت تأثیر مثبت نهادهای سیاسی بر استقلال بانک مرکزی را تضعیف می کنند.

طبقه بندی JEL : O11, Q3, E58
واژگان کلیدی: استقلال بانک مرکزی، درآمدهای نفتی، توسعه سیاسی

مقدمه

از مسائل بسیار بحث برانگیز بعد از جنگ جهانی دوم، رابطه بانک مرکزی با دولت است گروهی با تاثیرپذیری از جریانات مارک آلمان بعد از جنگ جهانی اول و نظایر آن بر این عقیده‌اند که چون دولت مصرف کننده پول است نباید ایجادکننده آن نیز باشد و یک بانک مرکزی وابسته به دولت با ایفای نقش خاصی شبیه بازوی فنی خزانه‌داری، درواقع به دولت اجازه می‌دهد که پول مورد نیاز خود را تولید کند و این امر با تاثیر بر درآمدهای پولی معمولا به تورم‌های شدید می‌انجامد هم‌چنین این امر با برخوردار کردن دولت از دسترسی به یک منبع آسان مانع از ایجاد منابع مشکل‌تر ولی سالم‌تر از قبیل مالیات بر درآمد می گردد. اما مالیات بالاخره در لفاف قیمت‌های تورمی به مصرف‌کننده بدون آنکه ارتباط مشخصی با درآمد آنها داشته باشد تعلق می گیرد و بنابراین سنگینی آن متوجه درآمد ثابت خواهد بود. نتیجه اینکه دستگاه ایجاد و مصرف پول را باید از یکدیگر جدا کرد و این امر بدون استقلال بانک مرکزی امکان پذیر نیست(Madalat, 2000). وجود یک بانک مرکزی مستقل یکی از ارکان نظام اقتصادی کارآمد است چرا که سبب کاهش کسری بودجه شده و درنتیجه پول کمتری انتشار خواهد یافت و هرچه سیاست پولی قادر باشد بر سیاست مالی برتری جوید آنچه به ارمغان خواهد آمد مرجع مالی منضبط‌تر است.

هر مانعی که سبب شود عرضه پول از کنترل بانک مرکزی خارج شود محدودیتی بر استقلال بانک مرکزی محسوب می‌شود که یکی از این عوامل کسری بودجه دولت است. کسری بودجه از آنجا نشات می‌گیرد که هزینه‌های دولت بر درآمدهایش پیشی گرفته باشد. این امر در کشورهای متکی به رانت که اغلب درآمدهای بودجه‌ی خود را براساس درآمد حاصل از رانت پایه‌ریزی می‌کنند و هرگونه کاهشی در این درآمدها سبب برهم خوردن معادلات و پیش‌بینی‌ها می‌شود تجلی بیشتری دارد. در نتیجه این دولت‌ها برای جبران کسری بودجه خود به استقراض از بانک مرکزی که آسان‌ترین و ارزان‌ترین روش است روی می‌آورند و دولت‌ها با تامین کسری از منابع بانک مرکزی خواسته یا ناخواسته سبب استمرار تورم می‌شوند.

در این میان اما وجود نهادهای سیاسی قوی و کارآمد سبب می‌شود که دولت نتواند با فشار به بانک مرکزی در پی رسیدن به اهداف کوتاه مدت و موقتی خود استقلال بانک مرکزی را زیر سوال برده و آینده اقتصادی کشور را متشنج کند. در اقتصادهای رانتی دولت‌ها به پشتوانه‌ی درآمد حاصل از رانت انگیزه‌ای برای وضع مالیات بیشتر ندارند به همین دلیل با توسل جستن به مالیات تورمی در پی رسیدن به اهداف کوتاه‌مدت خود هستند در این بین وجود بانک مرکزی مستقل سبب جلوگیری از این اتفاق خواهد شد.

با توجه به نقش مهم و اساسی بانک مرکزی در اتخاذ سیاست‌های پولی و لزوم داشتن استقلال در دستیابی به اهداف خود، این تحقیق قصد دارد تا عوامل اثرگذار بر استقلال بانک مرکزی را مورد بررسی قرار دهد و از آنجا که در اغلب کشورهای صادرکننده نفت درآمدهای نفتی اقتصاد را زیر سلطه خود قرار داده و با وجود تمایل یا عدم تمایل دولت‌ها سبب زیر سوال رفتن اختیارات اغلب نهادها گشته است در این تحقیق به بررسی اثر رانت نفت و توسعه سیاسی بر استقلال بانک مرکزی خواهیم پرداخت. در کنار رانت نفت به بررسی نحوه تاثیرپذیری استقلال بانک مرکزی از سایر رانت‌ها من‌جمله رانت گاز، رانت جنگل و رانت کل نیز پرداخته شده است. لذا پس از مقدمه ادبیات نظری و مطالعات پیشین ارائه می‌شود و در ادامه به بیان روش و مدل و نتایج حاصل از تحقیق پرداخته خواهد شد و بخش پایانی به نتیجه‌گیری و جمع بندی اختصاص دارد.

ادبیات نظری

بانک مرکزی نهادی است که هدف آن کسب سود نیست. هدف اصلی بانک مرکزی تنظیم جریان پول و اعتبار در اقتصاد است و بانک مرکزی به عنوان ابزاری جهت کنترل پول و اعتبار در کشور برای دولت است. واقعیت آن است که وظیفه بانک مرکزی در ایجاد شبکه پولی سالم در کشور را باید به مراتب با اهمیت دانست و اگر بانک مرکزی بتواند سلامت حرکت نقدینگی را تضمین کند کمک شایانی به سالم سازی اقتصاد و پایه گذاری توسعه انجام داده‌است. بانک مرکزی به عنوان وام دهنده نهایی در زمان‌های بحران نقدینگی می‌تواند اقتصاد را از سقوط برهاند و به عنوان ضامن سلامت بانکی کشور می‌تواند اعتماد عمومی را چنان جلب کند که منابع مالی پس‌اندازی مردم به سیستم بانکی راه یابد و پایه‌ای پر قدرت برای راه‌اندازی اقتصاد و توسعه باشد(Madalat, 2000).باتوجه به اینکه بانک مرکزی مهم‌ترین نهاد اقتصادی هر کشوری است برقراری ثبات پولی و مالی از جمله وظایف آن است. لذا بانک برای دست‌یابی به اهداف خود نیازمند استقلال است. منظور از استقلال بانک مرکزی این است که بانک مرکزی بتواند درجهت دست‌یابی به اهداف خود طبق مصالح اقتصادی سیاست‌های پولی خود را به‌گونه‌ای اتخاذ و اجرا نمایدکه از هرگونه فشار سیاسی در امان بوده و خود به تنهایی در قبال نتایج حاصل از این تصمیمات پاسخگو باشد. استقلال بانک مرکزی یعنی تمایز قائل شدن میان سیاست‌های پولی و مالی که سبب رهایی بانک مرکزی از سیطره‌ی دولت خواهد شد و بانک با مصونیت از هرگونه فشار سیاسی به ویژه از جانب دولت و اتخاذ سیاست‌های پولی بی‌طرف که به اقتضای شرایط اقتصادی است با کاهش هرگونه دخالت و اختیار از جانب دولت در راستای دست‌یابی به اهدافی چون افزایش تولید ملی برآید و حفظ ارزش پول ملی را ضمانت کند.

Adeli(1990) به نقل از دی کک یکی از متخصصین بانکداری مرکزی متقدم عقیده دارد که اهمیت بانک مرکزی به این است که وظایف و هدف‌هایش در جهت رفاه مادی کل جامعه باشد و لذا اگرچه نظارت عالیه دولت بر بانک مرکزی لازم است اما باید به‌گونه‌ای باشد که بانک را در برابر خواسته‌های دولت یا قوه مقننه – که در بسیاری اوقات نسبت به مسائل پولی نظریات خاص سیاسی دارند و در بلندمدت یا حتی کوتاه‌مدت برای اقتصاد کشور سخت زیان‌بار است –

وادار به تسلیم نکند. او استدلال می‌کند که قطعا به نفع دولت است اگر که بگذارد بانک مرکزی قضاوت و نظر خود را به طور مستقل و به دور از هرگونه رنگ سیاسی ارائه کند.[1]

یکی از اهدافی که دولت‌ها به ویژه درکشورهای درحال‌توسعه برای خود متصورند دست‌یابی به رشد اقتصادی است به همین دلیل برای اجرای پروژه‌های خود اغلب نیاز به تامین مالی عظیمی دارند و از آنجا که بودجه تعیین‌کننده فعالیت‌های اقتصادی دولت است، شکافی عمیق میان درآمد و هزینه دولت را پدید می‌آورد که تحت عنوان کسری بودجه به نمایش عموم درمی‌آید. به علت ضعف پایه‌های مالیاتی و عدم گسترش بازارهای پولی و مالی دولت‌ها راهی جز پناه آوردن به بانک مرکزی ندارند. چنانچه بانک‌ها نیز از استقلال کافی در این زمینه برخوردار نباشند به ناچار به جای تامین اعتبار بخش خصوصی به برطرف‌کردن کسری‌های دولت خواهند پرداخت که این امر سبب کاهش تولیدات و افزایش قیمت‌ها می‌گردد.

سیسیل کیش معتقد بود کنترل روی بانک مرکزی باعث می‌شود که گروه‌های دارای نفوذ سیاسی بتوانند عقاید خود را بر بانک تحمیل کنند به این ترتیب جهت‌گیری بلندمدت بانک را منحرف سازند. به‌طور کلی استقلال بانک مرکزی تا حدود زیادی بر کنترل و مهار تورم، ثبات قیمت‌ها و رشد تولید ناخالص ملی کمک می‌کند (Adeli,1990).

استقلال بانک مرکزی سبب می‌شود تا بانک در انجام مهم‌ترین وظیفه خود که همان کنترل نقدینگی است پرقدرت ظاهر شده و به موجب آن شاهد کاهش تورم باشد و دربرابر تمایلات دولت مبنی بر شرایط آسان دسترسی به منابع پولی و فشارهای سیاسی ناشی از آن از خود مقاومت نشان داده و ایستادگی کند. چنانچه بانک مرکزی ناچار به تامین مالی برای دولت بی‌هیچ محدودیتی باشد و دولت در مواجه با هر تزلزلی در سیاست‌های مالی خود از جمله کسری بودجه و مواجه با بحران‌های پیش آمده با تحت فشار قراردادن بانک مرکزی در انتشار پول، درصدد رفع ظاهری مشکل خود برآید سبب می‌شود دولت با سرپوش نهادن به مسائل خود کار را برای دولت‌های بعدی دشوار کرده و به ضرر اهداف بلندمدت اقتصاد گام بردارد. ضروری است تا بانک مرکزی با استقلال بخشیدن به عملکرد خود مانع از دستیابی دولت به اهداف خود و قربانی

1. DE KOCK . Opcit . pp . 329 -330

کردن منافع بلند مدت اقتصادی در راستای تحقق اهداف کوتاه‌مدت برآید.

استقلال در طبیعت وظایف بانک مرکزی نهفته و لزوم استقلال نظام و مدیریت پولی یک کشور از نفوذ سیاست‌ها و برنامه‌های به ویژه کوتاه مدت دولت‌ها و منافع گروه‌های مختلف سیاسی از جمله مهم‌ترین علل پیدایش بانک‌های مرکزی و ایجاد آن در کشورهای مختلف جهان است. اساسا استقلال بانک مرکزی به شرایط سیاسی داخلی و هم‌چنین درجه توسعه و رشد اقتصادی کشور بستگی دارد (Adeli,1990). بانک‌های مرکزی مستقل قادرند سیاست‌های صحیح تری نسبت به بانک‌های مرکزی وابسته تنظیم و اجرا کنند سیاست‌های مستقل پولی نیز به نوبه خود دارای آثار مثبتی در متغیرهای اقتصاد کلان است وقتی بانک مرکزی از نفوذ و فشارهای سیاسی مصون باشد می‌تواند تورم را مهار کند، از کسری بودجه دولت تا حدی بکاهد، به رشد تولید ملی سرعت بخشد و نرخ بهره را نیز به تعادل نزدیک‌تر کند(The same source).

فارغ از این مساله در کشورهایی مانند ایران صادرات نفت علاوه بر ایجاد درآمدهای دولت سبب ارزآوری برای کشور نیز می‌باشد. هر افزایش در درآمدهای نفتی سبب انباشت دارایی ارزی بانک مرکزی و هر کاهش در درآمد نفتی سبب افزایش دیون دولت به بانک مرکزی می‌شود، این امر سبب می‌شود بانک مرکزی نتواند آن‌گونه که باید عمل کند چرا که هر دو این موارد سبب افزایش پایه پولی و رشد بالای نقدینگی می‌شود. رشد بی حدوحصر نقدینگی اگر با ثبات در تولید همراه باشد تنها نرخ تورم را افزایش می‌دهد. با توجه به آثار مخربی که تورم بر اقتصاد می‌گذارد یکی از مهم‌ترین سیاست‌های کلان اقتصادی مهار تورم است. تورم درآمد را از دست حقوق بگیران خارج کرده و به سمت صاحبان دارایی سوق می‌دهد و در بلندمدت سبب کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود علاوه بر این تورم نیز به خودی خود سطح رفاه خانوارها را هدف قرار داده ثبات اقتصادی و سیاسی را متزلزل می‌کند که این موارد در تضاد با اهداف بانک مرکزی است.

اساسی‌ترین هدف بانک مرکزی کنترل تورم پایدار است اگر هدف کشوری کاهش تورم بدون آسیب رساندن به رشد اقتصادی باشد چاره‌ای جز برپایی بانک مرکزی مستقل نمی‌ماند، فقط یک بانک مرکزی مستقل است که توانایی کاهش کسری بودجه و مالیات تورمی را خواهد داشت.

استقلال بانک مرکزی به آن معنا نیست که بانک مرکزی آزادی مطلق دارد و نباید به سیاست‌های دولت توجهی داشته باشد بلکه باید سیاست‌های پولی خود را متناسب با شرایط

اقتصادی و مراحل توسعه‌ای کشور به کارگیرد تا ضمن کنترل تورم، باعث رکود و بیکاری نشود و در عین حال بتواند انگیزه و تحرک لازم در اقتصاد کشور به وجود آورد (Vahedi,2015).

لازم به ذکر است اعطای استقلال به بانک مرکزی در صورتیکه با پاسخگویی این بانک نسبت به تصمیمات اتخاذ شده در قبال مردم همراه نباشد زمینه ساز خودمختاری این نهاد شده و سبب جولان آشکار و نهان گروه‌هایی خواهد شد که در این رابطه ذینفع هستند.

منبع اصلی درآمد بودجه در اغلب کشورهای صادر کننده نفت درآمدهای نفتی است. نفت به عنوان مهم‌ترین منبع تامین انرژی ثروتی عظیم را برای دارندگانش به ارمغان آورده‌است و اغلب کشورهای صادرکننده نفت با ارتزاق از این منبع چرخ اقتصادی خود را به گردش درآورده‌اند اما این درآمد باد آورده با خود بی‌ثباتی را نیز روانه اقتصاد کرده‌است و متاسفانه به علت وابستگی بودجه دولت‌ها به درآمدهای نفتی هر نوسانی در بازار نفت به سرعت اقتصاد را متزلزل می‌کند.چنانچه کشورهای صادرکننده نفت، درآمدهای حاصل از فروش خود را در تامین مالی پروژه‌های توسعه‌ای صرف کنند قادر خواهندبود با سرعت بخشیدن به رشد اقتصادی خود در زمره‌ی موفق‌ترین کشورهای جهان قرارگیرند و منابع طبیعی برای این کشورها به مانند پشتیبانی برای رسیدن به رفاه مادی و توسعه اقتصادی بیشتر باشد. اما آنچه قابل مشاهده است این است که برخی کشورها علی‌رغم بهره‌مندی از این سرمایه‌ها با عملکرد ضعیف خود در بخش اقتصادی و ضعف‌های سیاست‌گذاری و مدیریتی امروزه از لحاظ شاخص اجتماعی و اقتصادی جزء سطوح پایین کشورهای درحال‌توسعه هستند. نه تنها نفت بلکه هرگونه رانت به علت اینکه به راحتی و بی دغدغه در اختیار صاحبانش قرار گرفته است اغلب موجب وابستگی اقتصاد شده و توهم دسترسی بدون محدودیت به این رانت‌ها سبب گشته تا شاهد برنامه درست، اصولی و بلندمدتی از جانب دولت‌ها در بهره مندی از این نعمت خدادادی نباشیم.

با اینکه بهره‌مندی از منابع طبیعی فراوان یک پشتوانه و دارایی بزرگ برای توسعه اقتصادی است ولیکن بعضی مواقع دامی است که به رشد قهقرائی اقتصاد منجر می‌شود. تعادل اقتصاد سنتی و محدود ایران با ورود درآمدهای نفتی و تزریق این درآمدهای‌پولی - که مستقل از ظرفیت مولد واقعی اقتصاد کشور حاصل می‌شد - علاوه بر آثار اقتصادی - اجتماعی دیگر در ساختار سیاسی حکومت نیز اثر گذاشته‌است به‌نحوی که به تدریج دولت از طبقات و آحاد جامعه مستقل و مستغنی گردیده و به تدریج با افزایش قدرت و سلطه دولت، نفوذ مردم و سایر نهادهای مردمی و

مدنی کاهش یافته‌است لذا در ایران اقتدار دولت نه تنها ریشه در افزایش توان اقشار مردم و رشد واقعی و درونی اقتصاد ملی نداشته حتی به اقشار خاص مثل سرمایه‌داران و زمین‌داران نیز متکی نبوده است بلکه وجود منبع غنی درآمدهای نفتی دولت را از همه بی‌نیاز کرده‌است (Behboodi,2006).

در مجموع باید گفت درآمدهای نفتی که بر طبق فرض باید موجب تسهیل فرایند پیشرفت اقتصادی و اجتماعی می‌شد سبب تهی شدن منابع کشور، مشوق رشد فعالیت‌های شهری کاملا وابسته به درآمدهای نفتی، تغییر توزیع درآمد و ثروت به نفع یک اقلیت کوچک و ایجاد عدم تعادل تولیدی و مصرفی و نتیجتا نرخ‌های بالای تورم می‌گردد، خطر بیکاری دیرپا را مطرح می‌سازد، بخش کشاورزی و جامعه روستایی را نابودمی‌کند و به تعارضات اجتماعی و بی نظمی روان‌شناختی می‌انجامد (Katozian,2012).

با توجه به اینکه منبع اصلی درآمدهای ارزی ایران نیز از طریق صادرات نفت تامین می‌شود این درآمد نفت است که چرخ اقتصادی کشور را به چرخش درآورده‌است و عمده فعالیت‌های اقتصادی حول این محور شکل گرفته‌است. اما وابستگی شدید بودجه دولتی به این منبع زمینه ساز انتقال بی‌ثباتی به اقتصاد گردیده‌است. چرا که همواره نوسانات موجود در بازار جهانی نفت بر عملکرد اقتصادی کشور اثرگذار بوده و اقتصاد را با تلاطم مواجه‌کرده‌است. با افزایش درآمدهای نفتی و به تبع آن افزایش درآمدهای ارزی حاصل از آن به موجب افزایش خالص دارایی‌های خارجی بانک مرکزی پایه پولی و حجم نقدینگی نیز افزایش می‌یابد که موجب افزایش تقاضای‌کل می‌گردد. از طرفی زمینه افزایش واردات نیز فراهم می‌شود این افزایش سریع تقاضا و پیشی‌گرفتن آن بر تولید و عرضه زمینه ساز بروز تورم می‌گردد. کاهش درآمدهای نفتی که ماحصل آن کاهش درآمدهای ارزی است سبب کاهش واردات مواد اولیه، کاهش تولید و کاهش عرضه می‌گردد. هم چنین با ایجاد کسری بودجه برای دولت، دولت را ناچار به استقراض از بانک مرکزی می‌کند این استقراض سبب افزایش پایه پولی و حجم نقدینگی می‌گردد و در پی افزایش نقدینگی شاهد افزایش تقاضای کل هستیم اما چون این اتفاق توامان با کاهش عرضه روی می‌دهد اقتصاد با پدیده تحت عنوان رکود تورمی مواجه می‌گردد.

با اثرپذیری از نوسانات قیمت نفت کنترل پایه پولی از دست مقامات دولتی خارج شده و بانک مرکزی تحت‌تاثیر سیاست‌های مالی و درآمد نفت واقع می‌شود. اما تاثیر درآمد نفت بر

استقلال بانک مرکزی از شفافیت لازم برخوردار نیست و نمی‌توان در رابطه با آن قطع به یقین اظهار نظر کرد.

همانگونه که Dizaji (2014) نیز بیان می کند هرگونه شوک منفی نفتی سبب اثرگذاری شدید بر کل درآمدهای دولت شده و با پدید آمدن کسری بودجه و فشار تورمی بر کل اقتصاد موجب نوسانات عرضه پول و نقدینگی می‌شود. علاوه بر این ذخایر ارزی نیز وابستگی شدید به صادرات نفت دارد و هرگونه شوک نفتی سبب بروز اثرات منفی بر تولیدات صنعتی می گردد.

با استناد به این نتایج می‌توان بیان کرد که با وقوع شوک‌های مثبت رانتی و افزایش هرچه بیشتر درآمدهای حاصل از رانت شاهد افزایش درآمدهای دولت خواهیم بود و این امر سبب می‌شود تا دولت بی‌نیاز از سایر نهادها با اتکا به این سیل عظیم درآمدی درصدد تحقق برنامه‌ها و اهداف خود برآید.هرچه منبع درآمدی دولت تحقق بیشتری یابد درنتیجه دولت کمتر با کسری بودجه مواجه خواهد شد. به عبارتی تحقق برنامه‌های دولت مانع از نفوذ و دخالت آن در برنامه‌ها و تصمیمات سایر ارگان‌ها از جمله بانک مرکزی خواهد شد. اگر دولت با کسری بودجه مواجه نشود یا این کسری محدود بوده و زیانی به برنامه‌های اصلی دولت وارد نسازد، دولت نیز کمتر به بانک مرکزی فشار وارد می‌نماید و درصدد استقراض از این بانک به منظور رفع کسری و تحقق برنامه‌های خود برمی‌آید. از این رو می‌توان اینگونه استنباط کرد که با افزایش در درآمد رانتی شاهد بهبود استقلال بانک مرکزی خواهیم بود. با توجه به اینکه کشورهای منتخب کشورهای صادرکننده نفت می باشند و رانت قالب در این کشورها عمدتا رانت نفت است تجلی تاثیر هر گونه نوسانی دررانت نفت بر عملکرد اقتصاد این کشورها ملموس تر از سایر رانت های دیگر است.

از طرفی به علت وابستگی ذخایر ارزی کشور به صادرات نفت و درآمدهای حاصل از آن با افزایش درآمدهای نفتی شاهد افزایش دارایی‌های خارجی بانک مرکزی خواهیم بود و بانک مرکزی با فشار از جانب دولت برای تزریق این درآمدها به اقتصاد مواجه می‌شود. این اقدام بانک مرکزی با ایجاد نوسان در پایه پولی عرضه پول را تحت تاثیر قرار می‌دهد. افزایش پایه‌پولی رشد لجام گسیخته نقدینگی را به همراه می‌آورد که این عوامل باعث تضعیف استقلال بانک مرکزی می‌شود.

با توجه به نقش مهمی که درآمد حاصل از رانت به ویژه رانت نفت در سیاست‌های پولی و

مالی کشورهای صادرکننده دارد و تاثیرپذیری عمیق بودجه دولت‌ها از این درآمدها شاهد پیچیدگی هرچه بیشتر سیاست‌های مالی و پولی می‌باشیم.

افزایش قیمت نفت برای کشورهای صادرکننده نفت با درجه استقلال ضعیف‌تر بانک مرکزی به سیاست های پولی انبساطی در قالب رشد بالای نقدینگی و متعاقب آن تورم منجر می‌شود. درحالیکه همین افزایش قیمت درکشورهای صادرکننده نفت که بانک مرکزی درآن‌ها از استقلال کافی برخوردار است با سیاست‌های پولی کنترل‌شده‌تری همراه است (Asgari,2006). در این میان نباید از نقش نهادها در تاثیر پذیری اقتصاد و سیاست های پولی و مالی دولت از درآمدهای نفتی غافل شد.

نهادها عبارتند از قواعد رسمی نظیر قوانین و مقررات و قواعد غیررسمی نظیر عرف‌ها و هنجارها که سازنده و تسهیل‌کننده تعاملات انسان‌ها در یک جامعه می‌باشند. نهادها اعم از رسمی و غیررسمی تعیین‌کننده انگیزه‌ها و محدودیت‌های اقتصادی بوده و می‌توانند بخشی از علل موفقیت یا ناکامی فرآیندهای توسعه در کشورهای مختلف را توضیح دهند (Azarmand, 2006). نهادها اعم از رسمی و غیررسمی تعیین‌کننده انگیزه‌ها و محدودیت‌های اقتصادی بوده و می‌توانند اثربخشی فرایندهای توسعه در کشورهای مختلف را توضیح دهند. نهادها عبارتند از قواعد رسمی نظیر قوانین و مقررات و قواعدی که سازنده و تسهیل کننده تعاملات یک جامعه می‌باشند. در کشورهای درحال‌توسعه با توجه به نقش تعیین‌کننده کانون‌های قدرت و نهادسیاسی در فرایند توسعه، بررسی نقش دولت و نهادها ضروری به‌نظرمی‌رسد. عوامل نهادی نظیر قوانین اقتصادی، سیاست‌های دولت، نظام‌های حقوقی شکل‌دهنده محیط‌های اقتصادی برای تولید و شکوفایی اقتصاد هستند(Homayouni,2016). آنچه سبب پدیدآمدن نهادها شده‌است هزینه مبادله است با توجه به اینکه در هر تعاملی افراد به دنبال نفع شخصی خود هستند همچنین از اطلاعات کامل و متوازنی هم نسبت به شرایط مختلف برخوردار نمی‌باشند درنتیجه در مبادلات اقتصادی و سیاسی با نوعی عدم اطمینان مواجه‌اند که این عدم اطمینان هزینه‌بر است و از این هزینه تحت عنوان هزینه مبادله یاد می‌شود.

نهادها قوانین بازی در جامعه‌اند یا به عبارت سنجیده‌تر قیودی هستند وضع شده از جانب نوع بشر که روابط متقابل انسان‌ها با یکدیگر را شکل می‌دهند(North, 1998). نقش عمده نهادها در جامعه این است که زمینه و ساختاری از پیش تعیین شده را ایجاد کنندکه با مقید و محدودسازی

در رفتار و عوامل انسانی و سازمانی، عدم اطمینان در تعاملات و مبادلات اقتصادی و سیاسی افراد و سازمان با یکدیگر را کاهش می‌دهند و به تبع آن هزینه مبادله نیز کاهش خواهد یافت (Zaman Zadeh & Sadegh Al- Hosseini, 2012). نهادها نه تنها صافی بین افراد و موجودی سرمایه، بلکه صافی بین موجودی سرمایه و عملکرد اقتصاد هستند. آنها ستانده نظام و همچنین توزیع درآمد را تعیین می‌کنند (North,2000).

چارچوب نهادی، مجموعه‌ای متشکل از نهادهاست که یکی از مهم‌ترین عناصر هر نظام اقتصادی را شکل می‌دهد. نهادها به مثابه قواعد بازی هر جامعه هستند و چارچوب نهادی به نحوه ترکیب و چیدمان قواعد بازی اشاره دارد. چارچوب نهادی دربر دارنده‌ی مجموعه‌ای از قیود و محدودیت‌ها بر رفتار و عملکرد عوامل انسانی و سازمانی است که تخطی از این قیود و محدودیت‌ها می‌تواند هزینه‌هایی را برای عوامل انسانی و سازمانی خاطی دربر داشته باشد. نهادها ممکن است ناآگاهانه یا آگاهانه و از روی هدف شکل گرفته باشند. از یک منظر می‌توان چارچوب نهادی را به دو زیر مجموعه‌ی نهادهای رسمی و نهادهای غیررسمی تفکیک کرد نهادهای رسمی که به مثابه قانون شناخته می‌شوند، قوانین اساسی و قوانین عملیاتی را دربر می‌گیرند. قوانین اساسی تعیین‌کننده‌ی ساختار اساسی حقوق مالکیت و توزیع رانت درجامعه است. قواعد عملیاتی شامل قوانین مصوب، قوانین تجارت و قراردادهاست. نهادهای غیررسمی متشکل از قواعد اخلاقی و هنجارهای ارزشی، ایدئولوژیک و سنتی هستند که تا حد تعیین‌کننده‌ای هدایت‌کننده و محدودکننده‌ی رفتار عوامل انسانی در فرایندهای سیاسی و اقتصادی در جامعه است (Zaman Zadeh & Sadegh Al- Hosseini, 2012).هرگونه محدودیتی که از سوی بشر برای شکل‌گیری روابط متقابل صورت‌پذیرد را می‌توان نهاد نامید و شکل‌گیری کنش متقابل انسان در چارچوب نهادها محقق خواهد شد انگیزش‌ها در چارچوب نهادها قد علم می‌کنند و شکل‌گیری عملکرد اقتصاد در چارچوب نهاد پیش می‌رود.

با وجود اینکه درآمدهای رانتی به دولت آزادی عمل می‌بخشد مسئولیت دولت را نیز در قبال بهبود وضع کنونی و آینده اقتصاد بیشتر می‌کند و هرگونه تصمیمی در رابطه با این درآمدها نتایج تعیین‌کننده‌ای را بر اقتصاد تحمیل می‌کند. عملکرد ضعیفی که اغلب کشورهای غنی از منابع طبیعی در مواجه با این درآمدها از خود نشان داده‌اند سبب شده به جای حرکت مثبت و رو به جلو در دام مصیبت منابع گرفتار شوند و این چارچوب‌های نهادی موجود است که تعیین می‌کند رانت

حاصل از منابع در مالکیت دولت باشد یا مردم و به واسطه آن مسیرهای رشد و توسعه چگونه طی‌شود. مالکیت دولت بر رانت حاصل از منابع سبب سرریز این رانت به درون نظام اقتصادی شده و تخصیص و توزیع رانت که بر عهده دولت گذاشته می‌شود سبب اثرگذاری شدید بر اقتصاد خواهد شد که در اغلب موارد شاهد ناکارایی دولت‌ها در توزیع این رانت و شکل‌گیری دولت‌رانتی هستیم.

زمان ورود رانت نفت به اقتصاد کشور مسئله‌ای بسیار مهم در چگونگی تاثیرپذیری ساختار دولت و شدت این تاثیرپذیری خواهد بود. اینکه ساختار دولت تاچه حد تحت‌تاثیر رانت منابع نفتی قرار گرفته و دچار تغییر و تحول می‌گردد، به شرایط موجود ساختار نهادی به ویژه ساختار دولت به هنگام ورود درآمدهای نفتی باز می‌گردد. به نحوی که اگر دولت مستقر در چارچوب نهادی موجود، هنگام ورود رانت نفت سازمانی در حال استقرار و نوپا با نظام بروکراتیک شکننده و ضعیف یا نسبتا ناکارا در جهت تقویت رشد و توسعه باشد، آنگاه با ورود نفت به کشور، ساختار دولت نه تنها در مدیریت مناسب رانت نفت با شکست مواجه خواهد شد، بلکه در این فرایند تضعیف شده این شکست را تشدید خواهد کرد (Tayeb Nia , et al ., 2014).

چنانچه در کشوری بروکراسی عمومی قابل اطمینان و فساد کم باشد منابع طبیعی نه تنها مانعی برای رشد اقتصادی محسوب نمی‌شود بلکه به رشد هرچه بیشتر اقتصاد هم کمک می‌کند. ازجمله کشورهایی که موفق شده اند از نفرین منابع گریخته و از آن جهت حرکت رو به جلو استفاده‌کنند می‌توان به نروژ اشاره‌کرد در نروژ زمانی نفت پا به عرصه اقتصاد گذاشت که کشور از بروکراسی دولتی با عملکرد خوب برخوردار بود و دموکراسی نیز سابقه طولانی و محکمی داشت و این کشور توانست با بهره‌گیری از این نعمت به ثروت سرانه بالایی دست یافته است با اینکه نروژ از بزرگترین صادرکنندگان نفت است اما با قطع این منبع از بودجه مانع از تغذیه مستقیم دولت از آن شده و با این کار مانع ورود شوک‌ها و نوسانات قیمت نفت بر اقتصاد کشور شده و صندوق دولتی درآمدهای نفتی را پشتوانه‌ای برای دولت قرار داده اما از دست درازی به آن جلوگیری به عمل آورده است. این کشور با فرایند بودجه‌ریزی صحیح و ذخیره‌سازی منابع ارزی امکان سیاست‌گذاری پولی مستقل را فراهم آورده است و با ذخیرهٔ درآمدهای نفتی در صندوق این درآمدها را به ثروت بین نسلی مبدل ساخته است و یا مالزی که با تنوع بخشیدن به اقتصاد و قطع وابستگی خود به نفت اکنون رشد بالایی را تجربه کرده‌است و این نمونه‌ها حاکی از آن است که

نحوه و هزینه‌کرد و توزیع رانت نفت توسط نظام حاکم اقتصادی است که مسئله‌ساز است وگرنه نفت به خودی خود مصیبت یا موهبت تلقی نمی‌شود.

درست است که امکان وقوع پدیده نفرین منابع زیاد است اما این یک قانون از پیش تعیین شده نمی‌باشد بلکه وقوع آن تحت لقاء مدیریت و کیفیت نهادها پدیدار خواهد شد و ساختار نهادی حاکم، یک موضوع تعیین‌کننده در نحوه تاثیرگذاری درآمدهای نفتی بر عملکرد اقتصادی است و باید نقش ویژه نهادها در انتقال از منابع طبیعی مورد تاکید قرارگیرد(Tayeb Nia , et al ., 2014).یکی از راهکارهای مهمی که قادر است مصیبت منابع را به موهبت بدل‌کند تقویت و ارتقاء کیفیت نهادهاست هرچه در راستای پایداری نهادها قدم مثبت و رو به جلویی برداشته شود امید آن می‌رود که بهره‌مندی منابع نیز اصولی صورت‌گرفته و در راستای پیشبرد اهداف اقتصادی باشد.

کشورهایی که اقتصاد آنها بر نهادهای توسعه‌یافته مستقراست سیاست‌های پولی بانک مرکزیشان با سیاست‌های دولت هم‌پوشانی دارند و شوک‌های احتمالی وارد آمده نیز در میان‌مدت و بلندمدت، اقتصاد را متعادل می‌سازد. اما در کشورهایی که هنوز مقدمات و شرایط لازم برای اعمال سیاست‌های مستقل غیرمتکی به یک نهاد مشخص وجود ندارد، احکام مستقل پولی نه تنها کارایی ندارد بلکه دیگر سیاست‌های مالی و حتی فرهنگی و اجتماعی را نیز تحت الشعاع قرار می‌دهد(Asgari,2010).

شاخص‌های استقلال بانک مرکزی

برای محاسبه استقلال بانک مرکزی شاخص‌های متفاوتی وجود دارد اما در این میان دو شاخص GMT یا(1991) Grilli & Mseiandaro & Tabelini و CWN یا Cukerman & Webb & Neyapti (1992)در مقایسه با دیگر شاخص‌ها به دلیل اینکه از جامعیت بالا برخوردار می‌باشند بیش از سایر شاخص‌ها مورد توجه محققان قرار گرفته است.

شاخص بید و پارکین[1]

این شاخص را می‌توان به عنوان یکی از نخستین شاخص‌های قانونی استقلال بانک مرکزی

1. Bade and Parkin (1988)

برشمرد. بید و پارکین استقلال قانونی را در دو حوزه سیاسی و مالی تعریف می‌کنند.

شاخص استقلال سیاسی بید و پارکین متشکل از معیارهای زیر است:

آیا بانک مرکزی بالاترین مسئول سیاست‌گذاری‌هاست؟

آیا هیچ مسئول دولتی در شورای سیاست‌گذاری بانک مرکزی حضور ندارد؟

آیا برخی از اعضای شورای سیاست‌گذاری بانک مرکزی مستقل از دولت منصوب می‌شود؟

شاخص استقلال مالی نیز دربرگیرنده موارد زیر است:

استقلال بودجه

تعین میزان حقوق کارکنان بانک مرکزی توسط خود بانک مرکزی

تخصیص سود و منافع به دست آمده توسط خود بانک مرکزی

شاخص گریلی، ماسکیاندارو و تابلینی GMT [1]

این شاخص که به شاخص GMT نیز معروف است استقلال بانک مرکزی را به دو جزء استقلال سیاسی و اقتصادی تقسیم می‌کند. شاخص استقلال سیاسی شامل ۸ معیار است و عواملی چون نحوه انتصاب رئیس و اعضای هیئت مدیره بانک و دوره تصدی آنها و میزان مسئولیت بانک در دستیابی به ثبات قیمت را دربر می‌گیرد و شاخص استقلال اقتصادی نیز در برگیرنده ۷ معیار است و به عواملی چون توانایی بانک در تعیین و استفاده از ابزارهای سیاست‌گذاری پولی همچون میزان اعتبار بانک به دولت، تعیین نرخ بهره وام و نرخ تنزیل اشاره دارد.

شاخص کوکرمن، وب و نیاپی CWN [2]

این شاخص یکی از معروف‌ترین و دقیق‌ترین شاخص‌ها برای محاسبه استقلال بانک مرکزی محسوب می‌شود که به دو دسته قانونی و واقعی تقسیم می‌شود.

در شاخص قانونی استقلال بانک مرکزی، ویژگی استقلال به چهار زیرمجموعه زیر تقسیم می‌شود :

---

1. Grilli, Mseiandaro and Tabelini (1991)
2. Cukerman, Webb and Neyapti (1992)

قوانین مربوط به ریاست بانک

تدوین سیاست‌ها

اهداف بانک مرکزی

محدودیت اعطای وام به دولت

که این چهار جزء وزن‌هایی اختصاص داده شده و متشکل از ۱۶ متغیر است که هرمتغیر، بین صفر (کمترین درجه استقلال) و یک (بیشترین درجه استقلال) رده‌بندی می‌شود

کوکرمن برای تعیین استقلال بانک مرکزی از شاخص دیگری که بر مبنای عملکرد بانک است نه قانون نیز بهره جسته چون در برخی از کشورهای درحال توسعه مشاهده شده‌است که حتی اگر قوانین بانک مرکزی کاملا آشکار باشد ممکن است این قانون در عمل به دقت اجرا نشود به همین دلیل دو شاخص زیر را نیز پیشنهاد می‌کند:

اولین شاخص شاخص نرخ تعویض رئیس بانک مرکزی است و بر این پیش فرض بنا شده‌است که موارد تعویض رئیس بانک مرکزی (لااقل از حدی به بالا) نشان‌دهنده سطح پایین استقلال می‌باشد وکوتاه بودن دوره تصدی ریاست بانک را نشان دهنده پایین بودن استقلال بانک قلمداد می‌کنند.

شاخص دیگری که استقلال واقعی بانک مرکزی را تعیین‌می‌کند بر اساس اطلاعات حاصل از عملکرد واقعی بانک می‌باشد و براساس پرسش‌نامه‌ای که برای کارشناسان پولی بانک مرکزی ارسال می‌گردد تهیه می‌شود با توجه به اینکه این پرسش‌ها براساس عملکرد واقعی بانک طراحی شده‌است هرقدر شاخص به‌دست‌آمده بزرگتر باشد استقلال بانک بیشتر است.

شاخص گوتیرز[1]

این شاخص از ۵ جزء اصلی زیر تشکیل شده‌است:

اهداف بانک مرکزی

مسئولیت بانک مرکزی در برابر سیاست‌های پولی و ارزی

1. Gutierrez (2003)

استقلال سیاسی بانک مرکزی

استقلال اقتصادی بانک مرکزی

حسابرسی

هریک از این ۵ جزء به پارامترهای دیگری نیز تقسیم می‌شود که در بازه (۱و۱-) است. و درجه شاخص مربوط به هر یک از گروه‌های اصلی از جمع جبری اجزایش حاصل می‌شود.

پیشینه پژوهش

Cukierman & Webb & Neyapti (1992) به رابطه بین استقلال بانک مرکزی و تورم در ۷۲ کشور (۵۱ کشور درحال توسعه و ۲۱ کشور توسعه یافته) برای سال‌های ۱۹۵۰- ۱۹۸۹ پرداختند و به این نتیجه رسیده‌اند که در کشورهای توسعه‌یافته رابطه منفی بین تورم و استقلال بانک مرکزی وجود دارد در حالیکه کشورهای درحال‌توسعه فاقد چنین همبستگی هستند.

Alsina & Summer (1993) رابطه استقلال بانک مرکزی و متغیرهای کلان را برای ۱۶ کشور اروپایی در سال‌های ۱۹۵۵- ۱۹۸۸ بررسی کرده‌اند آنها در این کار از شاخص‌های گریلی و ماسیاندارو و تابلینی استفاده‌کرده و با افزودن ۴ کشور شاخص بید و پارکین را گسترش داده‌اند و در نهایت به رابطه منفی بین استقلال بانک مرکزی و تورم پی برده‌اند اما هیچ همبستگی بین رشد اقتصادی و استقلال بانک مرکزی نیافته‌اند.

Fry Maxwell (1998) به بررسی رابطه کسری بودجه دولت و استقلال بانک مرکزی پرداخته است و داده‌های ۷۰ کشور درحال‌توسعه را در سال‌های ۱۹۹۵- ۱۹۷۲ مورد مطالعه قرار داده‌است و به این نتیجه رسیده‌است که سیاست‌های مالی در کشورهای درحال توسعه استقلال بانک مرکزی را محدود کرده‌است و رابطه معکوسی بین استقلال بانک مرکزی و کسری بودجه دولت وجود دارد.

Klomp & De Haan (2009) رابطه استقلال بانک مرکزی و بی ثباتی مالی را مورد بررسی قرارداده‌ند و ضمن بیان اینکه امکان ندارد استقلال بانک مرکزی به تنهایی برای رسیدن به ثبات قیمت مفید باشد با بررسی داده‌ها در دوره ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۵ به رابطه‌ای منفی میان استقلال بانک مرکزی و بی‌ثباتی مالی دست‌یافته‌اند و این رابطه را نیز ناشی از استقلال سیاسی می‌دانند نه استقلال اقتصادی.

Hielscher & Markwardt (2012) به بررسی نقش نهادهای سیاسی بر اثربخشی استقلال بانک مرکزی پرداخته‌است و کیفیت نهادهای سیاسی را در ارتباط بین استقلال بانک مرکزی و تورم مورد بررسی قرار داده‌است او با بررسی ۶۹ کشور نشان داده‌است که لزوما اعطای استقلال بیشتر به بانک منجر به عملکرد بهتر تورم نمی‌شود و برای دست‌یابی به تورم پایین از طریق استقلال بانک مرکزی دو شرط بزرگ بودن تغییرات استقلال و بالا بودن کیفیت نهادها به اندازه کافی را ضروری می‌داند.

Agoba et al (2017) در مقاله‌ای به بررسی استقلال بانک مرکزی و تورم در آفریقا پرداخته‌اند و در این مطالعه به بررسی تاثیرات سیستم های مالی و کیفیت نهادهای سیاسی بر اثربخشی استقلال بانک مرکزی در دستیابی به تورم پایین پرداخته‌اند. به این منظور ۴۸ کشور آفریقایی را برای دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۲ مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل‌شده گویای آن است که برخلاف کشورهای توسعه‌یافته در آفریقا و کشورهای درحال‌توسعه تنها استقلال بانک مرکزی در دستیابی به تورم کافی نیست همچنین نتایج حاکی از آن است که گرچه توسعه بازار سهام اثربخشی استقلال بانک مرکزی را در کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه افزایش می‌دهد اما در اثربخشی استقلال بانک مرکزی در آفریقا بی‌تاثیر است و درآخر بیان می‌دارد استقلال بیشتر بانک مرکزی توام با توسعه بخش بانکی و کیفیت نهادی در کاهش تورم موثرتر عمل می‌کند.

Jafari Samimi & Ahmadi (2001) با بررسی داده‌های ۴۵ کشور در سالهای ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۸ رابطه میان درجه استقلال بانک مرکزی و عملکرد اقتصاد کلان را ارزیابی نموده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که وجود بانک مرکزی مستقل ضمن اینکه می‌تواند نرخ تورم و کسری بودجه را کاهش دهد با کاهش آثار نامطلوب مالیات تورمی نیز همراه است و سبب افزایش رشد اقتصادی و تولید نیز می‌شود.

Taghipoor & Mousavi Azad Kasmai (2004) به بررسی رابطه بین تورم و استقلال بانک مرکزی در ایران پرداخته‌اند آنها در این مطالعه با استفاده از داده‌های ۵۶ کشور درحال‌توسعه طی دهه ۹۰ به ارتباط معناداری بین تورم و استقلال بانک مرکزی دست‌نیافته‌اند. نتایج آنها حاکی از این است که تمام کشورهای درحال‌توسعه با درجه بالای استقلال بانک مرکزی دارای نرخ تورم پایین نیستند و عواملی از قبیل درجه توسعه‌یافتگی بازارهای مالی، ساختار درآمدی کشور و نحوه تامین مالی بودجه آنها نیز موثر است.

Asgari (2010) به تاثیر استقلال بانک مرکزی بر نظام مدیریت نقدینگی برای ایران و ۲۱ کشور صادرکننده نفت طی سال‌های ۱۹۹۴ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند به این منظور مدل اقتصاد سنجی در قالب داده‌ای تابلویی و شاخص GMT مورد استفاده قرارداده‌اند که نتایج به‌دست‌آمده از این تحقیق بیانگر آن است که کشورهای صادرکننده با درجه استقلال ضعیف‌تر هنگام افزایش قیمت نفت با سیاست‌های انبساطی در قالب رشد بالای نقدینگی روبه‌رو می‌شوند در حالیکه نتایج تخمین برای کشورهای صادرکننده نفت با درجه استقلال قوی‌تر نشان‌دهنده آن است که این گروه از کشورها هنگام افزایش قیمت نفت می‌توانند سیاست‌های پولی کنترل شده‌تری را انتخاب کنند.

Yahyazadehfar et al (2012) به بررسی رابطه بین تورم و استقلال بانک مرکزی در ایران برای سال‌های ۱۹۶۰ تا ۲۰۰۸ پرداخته‌اند نتایج حاکی از پژوهش آنها بیان‌کننده رابطه منفی بین استقلال واقعی بانک مرکزی و تورم است. همچنین رابطه بین استقلال حقوقی و تورم نیز منفی است اما ارتباطی بین این دو و تغییرات تورم وجود ندارد.

Yazdani et al(2015) به چگونگی استقلال بانک مرکزی بر ثبات‌مالی در کشورهای نوظهور پرداخته‌اند در این مطالعه رابطه بین استقلال بانک مرکزی و برخی شاخص‌های ثبات مالی با استفاده از داده‌های ترکیبی پویا در سال‌های ۱۹۸۰-۲۰۱۲ در برخی کشورهای نوظهور بررسی شده‌است و نتایج حاکی از آن است که متغیر استقلال بانک مرکزی اعم از سیاسی - اقتصادی و کل موجب کاهش بی‌ثباتی مالی در این کشورهاست.

Derakhshan Darabi & Mehnatfar (2015) به بررسی رابطه بین درجه استقلال بانک مرکزی و شاخص حکمرانی خوب پرداخته‌اند. بدین منظور با استفاده از داده‌های ۲۶ کشور منتخب و الگوی رگرسیونی و تحلیل هم‌بستگی کانونی رابطه میان استقلال بانک مرکزی و حکمرانی خوب را بررسی‌کردند نتایج این تحقیق حاکی از آن است که رابطه مثبت و معناداری میان درجه استقلال بانک مرکزی و شاخص حکمرانی خوب وجود دارد.

Jafari Samimi & Derakhshan Darabi (2015) به تحلیل نظری و تجربی استقلال بانک مرکزی در ایران پرداخته‌اند. آنها در این تحقیق به بررسی روند استقلال بانک مرکزی در ایران و شناخت عوامل موثر بر آن پرداخته‌اند. این پژوهش که دارای دو رویکرد جدید است استقلال بانک مرکزی را به صورت پویا و براساس شاخص‌های مختلف مورد بررسی قرار داده‌است و نتایج آن نشان‌دهنده این است که استقلال بانک مرکزی از ۱۳۳۹ تا ۱۳۹۱ روند نزولی داشته است که

این نتایج حاکی از تاثیر قوانین توسعه‌ای به ویژه قوانین توسعه بعد از انقلاب بر بانک مرکزی بوده‌است.

Tehranchi et al (2016) با درنظر گرفتن نوسانات تولید و تورم به عنوان شاخص‌های عملکرد مطلوب اقتصاد کلان به اثر استقلال بانک مرکزی بر این شاخص طی سالهای ۱۳۴۰ تا ۱۳۹۳ در ایران پرداخته‌اند. نتایج به‌دست آمده نشان دهنده این است که با افزایش استقلال بانک مرکزی از نوسانات تولید و تورم کاسته شده و بر ثبات اقتصاد کلان افزوده شده‌است.

Boostani & Salavi Tabar (2017) به بررسی استقلال بانک مرکزی در ایران از بعد مالی پرداختند. در این مقاله شاخص استقلال مالی ۰,۵۳ اندازه‌گیری شده و با استفاده از اطلاعات به‌دست آمده از بودجه دولت و ترازنامه بانک مرکزی نشان داده‌شده که بودجه دولت به طور مستمر دچار کسری بوده و این کسری از منابع بانک مرکزی یا فروش اجباری ارز ناشی از صادرات نفت به بانک مرکزی تامین شده و نتیجه این رفتار دولت سبب اثرگذاری بر حجم و اجزای ترازنامه‌ای بانک مرکزی گشته و استقلال مالی را در عمل محدود ساخته‌است.

اغلب این مطالعات به بیان اثر معکوس میان استقلال بانک مرکزی و تورم، کسری بودجه، بی‌ثباتی مالی و... در کشورهای توسعه‌یافته دست پیداکرده‌اند اما نمی‌توان با اطمینان به این نتایج در رابطه با کشورهای درحال‌توسعه استناد نمود به ویژه کشورهای درحال‌توسعه نفتی که از وابستگی شدید به درآمد نفت رنج می‌برند. چراکه ساختار سیاسی کشورها نیز در اثرگذاری استقلال بانک مرکزی نقش مهمی را ایفا می‌کند هم‌چنین پاره‌ای از این تحقیقات به رابطه مثبت میان حکمرانی خوب و توسعه سیاسی بر استقلال بانک مرکزی و اثرگذاری آن بر متغیرهای کلان از جمله تورم و ثبات قیمت و ... نیز اشاره دارند که این نتایج نیز مهر تاییدی بر این مدعاست که استقلال بانک مرکزی به تنهایی در دستیابی به ثبات اقتصادی کافی نیست و همراهی نهادهای سیاسی را نیز برای دستیابی به این مهم به مدد می‌طلبد. از این رو تحقیق حاضر قصد دارد به بررسی رابطه میان درآمد نفت و کیفیت نهادهای سیاسی و اثر تعاملی این دو عامل بر استقلال بانک مرکزی بپردازد.

روش شناسی

به منظور بررسی الگوی این تحقیق از روش داده‌های تابلویی (پانل دیتا) استفاده می‌شود

داده‌های تابلویی ترکیبی از داده‌های مقطعی و سری زمانی می‌باشد یعنی اطلاعات مربوط به داده‌های مقطعی در طول زمان مشاهده می‌شود. بدین صورت که چنین داده‌هایی دارای دو بعد می‌باشد که یک بعد آن مربوط به واحدهای مختلف در هر مقطع زمانی خاص است و بعد دیگر آن مربوط به زمان می‌باشد. داده‌های پانلی حاوی اطلاعات بیشتر، تنوع گسترده‌تر و هم‌خطی کمتر میان متغیرها بوده و درنتیجه کاراتر می‌باشد. داده‌های مورد استفاده در این تحقیق مربوط به ۲۵ کشور[1] بهره‌مند از درآمدهای نفتی طی سالهای ۲۰۰۰ – ۲۰۱۲ می‌باشد.

معرفی مدل و متغیرها

از آنجا که هدف این مطالعه بررسی نحوه اثرگذاری رانت و توسعه سیاسی بر استقلال بانک مرکزی است برای پاسخگویی به فروض مطرح شده درجه استقلال بانک مرکزی بر اساس معادله زیر تبیین می‌شود:

$$CBI= \alpha_0+\alpha_1 \text{ Rent}+ \alpha_2 \text{ polity} + \alpha_3 \text{ Rent*polity} + \beta \text{ Controlvariables} + \varepsilon \qquad (۱)$$

در این معادله استقلال بانک مرکزی به عنوان متغیر وابسته و رانت و توسعه سیاسی و اثر هم زمان این دو به عنوان متغیر مستقل درنظر گرفته شده‌است. هم‌چنین با توجه به مطالعات Cukerman& Webb & Neyapti (1992) و D'Amato ,et al .,(2009) از نقدینگی، هزینه‌های دولت، شفافیت و توسعه نیز به عنوان متغیر کنترلی بهره گرفته شده‌است. به علت محدودیت در دسترسی به داده‌های استقلال بانک مرکزی سال‌های مورد بررسی تا ۲۰۱۲ انتخاب شده‌است.

متغیرهای وابسته و مستقل مورد استفاده در تحقیق شامل:

CBI : استقلال بانک مرکزی

شاخص مورد استفاده در این مطالعه شاخص Garriga (2016) می‌باشد که استقلال بانک مرکزی را برای ۱۸۲ کشور در بازه زمانی ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۲ بر پایه مطالعات Cukerman& Webb & Neyapti (1992) بررسی کرده‌است. این شاخص بین صفر و یک متغیر است و ارزش بیشتر آن نشان دهنده استقلال بیشتر است.

---

۱. آلبانی، الجزایر، آرژانتین، استرالیا، آذربایجان، برزیل، کانادا، دانمارک، مصر، اندونزی، ایران،کویت، مالزی، مکزیک، نیوزلند، نیجریه، نروژ، پرو، قطر، رومانی، روسیه، عربستان، امارات، آمریکا، ونزوئلا

Rent : رانت

تفاوت بین قیمت محصول و متوسط هزینه تولید آن محصول

افزایش رانت منابع طبیعی سبب می شود تا دولت ها با اتکا به درآمدهای رانتی از سایر نهادها بی نیاز شوند. لذا دولت‌ها در قبال نحوه عملکرد خود به هیچ نهاد و ارگانی پاسخ گو نمی باشند از این رو به راحتی می توانند با فشار وارد کردن به بانک مرکزی سیاست های پولی را تحت تاثیر قرار داده وآن را در راستای سیاست های مالی تنظیم نمایند و استقلال بانک مرکزی را متزلزل کنند.

Total rent : رانت کل

عبارتند از مبلغ رانت نفت ، اجاره گاز طبیعی ، اجاره زغال سنگ (سخت و نرم)، اجاره مواد معدنی و اجاره جنگل

Polity : توسعه سیاسی

برای این متغیر از شاخص Polity IV استفاده شده است که عددی بین(۱۰+ و ۱۰-) است و هرچه این عدد بالاتر باشد نشان دهنده بالابودن دموکراسی است.

با توسعه نهادهای سیاسی استفاده از رانت منابع طبیعی با نظارت بیشتری اتفاق می افتد. نظارت قوی نهادها سبب کنترل عملکرد دولت شده و مانع از آن می شود که دولت به راحتی به منابع بانک مرکزی چنگ اندازی کرده و با بهره مندی از منابع بانک در صدد رفع مشکلات خود برآید. بالعکس هرچه نهادهای سیاسی ضعیف تر عمل نمایند یا از قدرت کافی برخوردارنباشند، قادر نخواهند بود از رفتارهای سود جویانه دولت جلوگیری نمایند. این امر سبب می شود دولت با فشار به بانک مرکزی در پی دست‌یابی به اهداف خود برآید و استقلال بانک مرکزی را زیر سوال برد.

Rent * polity : اثر تعاملی رانت و توسعه

اثر توامان رانت و توسعه را دربر می گیرد .

چنانچه اثر نهادهای سیاسی بتواند بر اثر رانت منابع غلبه کند می توان شاهد اثرگذاری مثبت این متغیر بر استقلال بانک مرکزی باشیم اما چنانچه نهادها قادر نباشند تاثیر رانت را در

سیاست‌گذاری ها از بین ببرند دولت ها با اتکا به این رانت‌ها و عدم اعتنا به نظرات سایر نهادها به صورت خود سرانه تصمیم گیری نموده و با تحت فشار قرار دادن بانک مرکزی و دخالت در اتخاذ و اجرای تصمیمات بانکی می‌توانند استقلال بانک مرکزی را با مخاطره مواجه نمایند .

Liquidity : نقدینگی

حجم پول در گردش را نقدینگی می‌گویند که شامل مجموع پول خارج از بانک و سپرده‌های درخواستی و سپرده ارز خارجی ساکنان به جز دولت مرکزی به همراه گواهی سپرده و اوراق بهادار است.

از آنجا که افزایش نقدینگی از عوامل افزایش پایه‌پولی است و افزایش پایه پولی نیز یکی از عوامل زمینه ساز بروز تورم می‌باشد،کنترل تورم نیز یکی از مهم ترین و اصلی ترین وظایف بانک مرکزی است. لذا ممکن است با افزایش نقدینگی شاهد افزایش فشار بر بانک مرکزی و کاهش استقلال آن باشیم.

Expenditure : هزینه دولت نسبت به تولید ناخالص داخلی

کلیه هزینه‌های دولت به همراه سود خالص دارایی‌های غیرمالی نسبت به تولید ناخالص داخلی

هر زمان هزینه های دولت نسبت به درآمدهای آن فزونی یابد شاهد بروز پدیده کسری بودجه خواهیم بود . این امر دولت را مجبور می کند برای تامین کسری بودجه خود و پوشش هزینه هایش به بانک مرکزی رجوع کرده و و با زیر فشار قرار دادن این نهاد و اثر گذاری بر سیاست‌های پولی در صدد رفع مشکلات خود برآید و با روش هایی چون وام‌گرفتن از بانک مرکزی کسری بودجه خود را کاهش دهد لذا افزایش هزینه‌های دولت نباید چندان به نفع استقلال بانک مرکزی باشد

Transparency : شفافیت

به عنوان شاخص شفافیت از میزان دسترسی افراد جامعه به اینترنت استفاده شده‌است. کاربران اینترنت افرادی هستند که از اینترنت در هر مکان در ۳ ماه گذشته استفاده کرده‌اند. اینترنت می‌تواند از طریق رایانه، تلفن همراه، تلوزیون دیجیتال و... استفاده شود.

هرچه میزان شفافیت بیشتر باشد و عموم مردم بیشتر در جریان عملکرد مسئولین پولی و مالی قرار بگیرند شاهد آن خواهیم بود که فعالیت‌های سیاست گذاران بهتر و مناسب‌تر خواهد بود. دسترسی سریع مردم به اطلاعات شفاف سیاست‌گذاران را مجبور می نماید که در قبال سیاست های پولی و ارزی پاسخ گو باشند. و عدم این اطلاع رسانی ممکن است اثرات سوء بر استقلال بانک مرکزی داشته باشد .

Development : تولید ناخالص داخلی سرانه

جهت نشان دادن توسعه اقتصادی از شاخص تولید ناخالص داخلی سرانه استفاده شده‌است. تولید ناخالص داخلی تقسیم بر جمعیت سرانه را تولید ناخالص داخلی سرانه گویند که درآن تولید ناخالص داخلی براساس مجموع ارزش ناخالص تمام تولیدکنندگان ساکن در اقتصاد به اضافه مالیات محصول منهای یارانه می‌باشد که در ارزش محصول گنجانده نشده‌است و بدون کسر استهلاک دارایی‌های تولید شده یا تخلیه و تخریب منابع طبیعی محاسبه شده‌است.

اگر چه ممکن است درکشورهای غیر نفتی شاهد اثرگذاری مثبت توسعه اقتصادی بر استقلال بانک مرکزی باشیم اما از آنجا که بخش اعظم تولید ناخالص داخلی کشورهای نفتی را رانت نفت تشکیل می‌دهد و درآمدهای غیر نفتی تاثیر کم‌تری بر تولید ناخالص داخلی دارند لذا به علت وابستگی به درآمدهای نفتی ممکن است با افزایش تولید ناخالص داخلی تاثیر منفی آن را بر استقلال بانک مرکزی شاهد باشیم.

یافته‌های تجربی

نتایج تخمین بیانگر آن است که رانت نفتی دارای اثر منفی اما ناچیزی در سطح معناداری ۹۵ درصد بر روی استقلال بانک مرکزی است. این امر حکایت از آن دارد که یک درصد افزایش در رانت نفتی سبب کاهش ۰,۰۰۴۳ درصد در استقلال بانک مرکزی می‌شود. می‌توان اینگونه استنباط کرد که با افزایش درآمدهای نفتی که به تبع آن شاهد افزایش قدرت مالی دولت نیز خواهیم بود سیطره و نفوذ دولت و سایه اندازی آن بر بانک مرکزی نیز بیشتر خواهد شد و استقلال بانک مرکزی را به صورت معکوس تحت‌الشعاع قرار خواهدداد. کیفیت نهادهای سیاسی نیز دارای اثر مثبت اما ناچیز در سطح معناداری ۹۵ درصد بر روی استقلال بانک مرکزی است و

افزایش یک درصد در توسعه سیاسی تنها ۰,۰۰۳۱ درصد سبب افزایش استقلال بانک مرکزی می‌شود که گویای این واقعیت است که با افزایش توسعه سیاسی می‌توان شاهد بهبود در وضعیت استقلال بانک مرکزی باشیم. هم‌چنان اثر توامان رانت و توسعه نیز دارای تاثیر معکوس ۰,۰۰۰۱ در سطح معناداری ۹۵ درصد بر روی استقلال بانک مرکزی است. این نتیجه بیانگر آن است که فعالیت‌های رانت جویانه سبب کاهش قدرت نهادها می‌شود و تاثیر مثبت نهادهای سیاسی بر استقلال بانک مرکزی را کم‌رنگ‌تر می‌کند.

علاوه بر این موارد شاهد رابطه معکوس و معنادار ۰,۰۰۲۱ نقدینگی بر استقلال بانک مرکزی و رابطه معکوس و معنادار ۰,۰۰۳۳ میان افزایش هزینه‌های دولت و افزایش استقلال بانک مرکزی می‌باشیم.افزایش نقدینگی سبب افزایش پایه‌پولی و فشار بر بانک مرکزی درکنترل تورم خواهد شد که این امر استقلال بانک مرکزی را با مخاطره مواجه می‌کند. هم‌چنین افزایش هزینه‌های دولت سبب می‌گردد تا دولت برای تامین این هزینه‌ها به بانک مرکزی به عنوان آسان‌ترین و ارزان‌ترین راه ممکن رجوع کرده و درصدد تامین مخارج خود برآید .

استقلال بانک مرکزی با شفافیت رابطه مستقیمی و معناداری دارد و هرگونه افزایشی در شفافیت سبب بهبود۰,۰۰۱۲ درصدی در وضعیت استقلال بانک مرکزی می‌شود. در پی افزایش شفافیت آگاهی عمومی افزایش یافته و درنتیجه کیفیت دموکراسی بهتر خواهد شد. افزایش آگاهی مردم مسئولین پولی و مالی کشور را وادار می‌کند تا در قبال عملکرد خود پاسخگو باشند که این امر دارای اثرات مثبتی بر استقلال بانک مرکزی است. در ادامه باید به اثر منفی و ناچیز تولید ناخالص سرانه (۰,۰۰۰۰۰۲۹۱) بر استقلال بانک مرکزی اشاره کرد که در سطح ۹۵ درصد نیز معنادار است و بیان کننده این امر است که هرچه تولید ناخالص سرانه افزایش می‌یابد شاهد کاهش در میزان استقلال بانک مرکزی هستیم. از آنجا که منبع اصلی درآمد در کشورهای نفتی درآمد نفت است و درآمدهای غیر نفتی تاثیر کم‌تری بر تولید ناخالص داخلی دارد از این رو افزایش تولید ناخالص داخلی به علت وابستگی به درآمدهای نفتی دارای اثر منفی بر استقلال بانک مرکزی است.

علاوه بر رانت نفت در این تحقیق به بررسی تاثیر سایر رانت‌ها بر استقلال بانک مرکزی نیز پرداخته شده‌است که در ادامه به بیان آن می‌پردازیم:

همان‌گونه که در جدول ۲ نیز قابل مشاهده است رانت گاز دارای تاثیر معناداری بر استقلال

بانک مرکزی نمی‌باشد. همانند قبل شاهد تاثیر مثبت و معنادار کیفیت نهادهای سیاسی بر روی استقلال بانک مرکزی می‌باشیم. این نتیجه نشان دهنده آن است که بهبود کیفیت نهادهای سیاسی همواره به بهبود در وضعیت استقلال بانک مرکزی منجر می‌گردد. اما همان گونه که از بررسی اثر توامان رانت و توسعه نیز پیداست رانت گاز اگر چه به تنهایی بر استقلال بانک مرکزی اثرگذار نیست اما مانند رانت نفت سبب کاهش قدرت نهادها می‌شود و تاثیر مثبت نهادهای سیاسی بر استقلال بانک مرکزی را کم‌رنگ‌تر می‌کند.

جدول ۱ . نتایج تخمین رانت نفت

متغیرها	ضرایب	آماره احتمال
Oil	۰۰۴۳/۰-	۰۰۰/۰
Polity	۰۰۳۱/۰	۰۱۷/۰
Oil*polity	۰۰۰۱/۰-	۰۰۴/۰
Development	۰۶e-۹۱/۲-	۰۰۰/۰
Liquidity	۰۰۲۱/۰-	۰۰۰/۰
Expenditure	۰۰۳۳/۰-	۰۰۰/۰
Transparency	۰۰۱۲/۰	۰۰۰/۰
Cons	۸۳۳۸/۰	۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۲ . نتایج تخمین رانت گاز

متغیرها	ضرایب	آماره احتمال
Gas	۰۰۳۴/۰	۲۶۱/۰
Polity	۰۰۸۶/۰	۰۰۰/۰
Gas*polity	۰۰۱۲/۰-	۰۰۶/۰
Development	۰۶e-۱۰/۳-	۰۰۰/۰
Liquidity	۰۰۱۷/۰-	۰۰۰/۰
Expenditure	۰۰۲۴/۰-	۰۰۰/۰
Transparency	۰۰۰۸/۰	۰۰۳/۰
Cons	۷۳۵۹/۰	۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج بررسی رانت جنگل‌ها بر استقلال بانک مرکزی نشان می‌دهد که رانت جنگل دارای تاثیر معناداری بر استقلال بانک مرکزی نمی‌باشد. هم‌چنان اثر کیفیت نهادهای سیاسی بر روی استقلال بانک مرکزی مثبت و معنادار است. اما شاهد تاثیر معنادار این نوع رانت و توسعه به طور هم‌زمان بر روی استقلال بانک مرکزی نمی‌باشیم.

جدول ۳. نتایج تخمین رانت جنگل

متغیرها	ضرایب	آماره احتمال
Forest	۰۲۶۴/۰-	۰۹۰/۰
Polity	۰۰۸۲/۰	۰۰۰/۰
Forest*polity	۰۰۴۱/۰-	۹۹۰/۰
Development	۰۶e-۱۴/۳-	۰۰۰/۰
Liquidity	۰۰۱۲/۰-	۰۰۰/۰
Expenditure	۰۰۴۳/۰-	۰۰۰/۰
Transparency	۰۰۱۰/۰	۰۰۰/۰
Cons	۷۷۹۳/۰	۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ٤. نتایج تخمین رانت کل

متغیرها	ضرایب	آماره احتمال
Total rent	۰۰۳۵/۰-	۰۰۰/۰
Polity	۰۰۳۶/۰	۰۱۰/۰
Total rent*polity	۰۰۰۱/۰-	۰۵۲/۰
Development	۰۶e-۰۲/۳-	۰۰۰/۰
Liquidity	۰۰۲۱/۰-	۰۰۰/۰
Expenditure	۰۰۴۰/۰-	۰۰۰/۰
Transparency	۰۰۱۳/۰	۰۰۰/۰
Cons	۸۵۹۳/۰	۰۰۰/۰

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت به بررسی تاثیر رانت کل که مجموع از تمام رانت‌هاست بر استقلال بانک مرکزی پرداخته شده‌است. از آنجا که اغلب این کشورها، کشورهای صادرکننده نفت می‌باشند و بخش عظیم رانت کل آنها متشکل از رانت نفت می‌باشد، رانت غالب در این کشورها رانت نفت بوده واقتصاد این کشورها غالبا متاثر از رانت نفت می‌باشد لذا شاهد تاثیر منفی و معنادار رانت کل بر استقلال بانک مرکزی می‌باشیم. نتایج تخمین بیانگر آن است که رانت کل دارای اثر منفی اما ناچیزی در سطح معناداری ۹۵ درصد بر روی استقلال بانک مرکزی است و یک درصد افزایش در رانت کل سبب کاهش ۰,۰۰۳۵ درصد در استقلال بانک مرکزی می‌شود. این نتیجه هم‌چنان می‌تواند بیش از پیش اثر رانت نفت بر استقلال بانک مرکزی را تایید نماید. هم چون موارد پیش‌تر تاثیر کیفیت نهادهای سیاسی بر استقلال بانک مرکزی مثبت است ولی اثر توامان رانت و توسعه بر استقلال بانک مرکزی معکوس بود و نشان دهنده آن است که فعالیت‌های رانت جویانه با تضعیف

تاثیر نهادهای سیاسی سبب کاهش قدرت این نهادها می‌گردد. لازم به ذکر است تاثیرهر چهار متغیر کنترلی لحاظ شده در تحقیق بر استقلال بانک مرکزی در تمامی تخمین ها از لحاظ معناداری و نحوه اثرگذاری مشابه است.

نتیجه گیری و پیشنهادات

نتایج به دست آمده گویای این مطلب است که تاثیر رانت نفت بر استقلال بانک مرکزی منفی است این نتایج نشان دهنده آن است که ورود رانت نفت به اقتصاد نه تنها سبب افزایش استقلال بانک مرکزی نمی‌شود بلکه دسترسی دولت به یک منبع درآمدی آسان و بی‌دغدغه سبب خودمختاری هرچه بیشتر دولت و اتکا به رانت نفتی می‌گردد و این عامل سبب جلوگیری از استقلال بانک مرکزی و مانع تراشی برای عملکرد آزاد و منطقی این نهاد و عدم تمکین دولت از سیاست‌های پولی بانک مرکزی در راستای پیشبرد اهداف اقتصادی می‌گردد. اما رابطه مثبتی میان استقلال بانک مرکزی و بهبود کیفیت نهادهای سیاسی برقرار است. هم‌چنین اثر هم‌زمان رانت نفت و توسعه سبب کم‌رنگ‌تر شدن اثر نهادهای سیاسی می‌شود و کیفیت نهادهای سیاسی به علت وابستگی نفتی تضعیف شده و شاخص‌های اتوکراسی پررنگ‌تر شوند که این امر موجب کاهش استقلال بانک مرکزی می‌شود. علاوه بر این موارد شاهد رابطه معکوس و معنادار نقدینگی، هزینه‌های دولت و تولید ناخالص داخلی بر استقلال بانک مرکزی بودیم اما افزایش شفافیت با اثرگذاری مثبت بر استقلال بانک مرکزی سبب بهبوداستقلال بانک مرکزی می‌شود. در همین راستا به بررسی تاثیر سایر رانت‌ها بر استقلال بانک مرکزی نیز پرداخته شده‌است. نتایج این بررسی نشان دهنده آن است که رانت گاز و رانت جنگل‌ها دارای اثر معناداری بر استقلال بانک مرکزی نمی‌باشد ولی تاثیر رانت کل بر استقلال بانک مرکزی هم‌چون رانت نفت معکوس است. می‌توان این گونه استدلال نمود از آنجا که کشورهای منتخب اغلب کشورهای صادرکننده نفت بوده و رانت غالب در این کشورها رانت نفت است و اساس و پایه برنامه‌های اقتصادی دولت در این کشورها مبنای نفتی دارد اثرگذاری این رانت بیش از سایر رانت ها به چشم می‌خورد.

همان‌گونه که از نتایج تحقیق برآمده است افزایش در درآمدهای رانتی سبب کاهش استقلال بانک مرکزی می‌گردد به همین دلیل پیشنهاد می‌شود برای افزایش استقلال بانک مرکزی جلوی ورود هرگونه رانت به ویژه رانت نفت که اثرگذارترین نوع رانت در کشورهای نفتی است به

اقتصاد گرفته‌شود به خصوص که سرریز این درآمد به بودجه دولت باعث شده دولت با اتکا بـه آن از هر ارگان و نهادی بی‌نیاز شده و تصمیمات خودمختارانه‌ای اتخاذ نماید. به همـین دلیـل نخسـتین گام باید درجهت نحوه صحیح بودجه‌ریزی برداشته شود و اختیارات بانک مرکزی در زمینه اتخـاذ سیاست‌های پولی افزایش یابد. هم‌چنین افزایش کیفیت نهادها سبب افزایش استقلال بانک مرکزی می‌گردد از همین رو پیشنهاد می‌شود که در جهت بهبود هرچه بیشتر کیفیت نهادها گام‌های موثر و مثمر ثمری برداشته شود تا از این طریق نیز شاهد عملکرد بهتر و اصولی‌تر بانک مرکزی و استقلال هرچه بیشتر این نهاد در اتخاذ تصمیمات خود در برابر دولت باشیم.

Refrences

[1] Adeli, Seyed Mohammad Hossein .(1990) .An Introduction to Central Bank Independence. Tehran . Monetary Banking Research Institute . (In Persian)

[2] Agoba, A. & Abor, J. & Osei, K. & Sa-Aadu, J (2017). Central bank independence and inflation in Africa: The role of financial systems and institutional quality. Central Bank Review 17(4) : 131-146

[3] Alsina, A. & Summer, L. H. (1993). Central Bank's Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence. Journal of Money, Credit and Banking, 25 (2): 151-162

[4] Asgari , Behnam . (2010). Master Thesis in Economic Development and Planning, University of Isfahan (In Persian)

[5] Azarmand, Hamid. (2006). The role of political and legal institutions in economic development . Journal Ravand , Vol 50,51: Pp 119-170 (In Persian)

[6] Bade, R., and M. Parkin. "Central Bank Laws and Monetary Policy." Unpublished Manuscript, University of Western Ontario, 1988. Accessed October 1, 2020

[7] Behboodi, Davood .(2006) . Iran's economy on the table of oil revenues . Hamedan , Noor Elm (In Persian)

[8] Boostani, Reza & Salavi Tabar, Shirin (2017). Investigating the financial independence of the Central Bank of Iran . Jornal Ravand Vol 78 : Pp75-108 (In Persian)

[9] Cukierman , A. & Webb , S. e Neyapti , B. (1992). Measuring the independence of Central Banks and its effects on policy outcomes . The World Bank Economic Review, 6(3) : 353-398

[10] D'Amato, M. & Pistoresi , B. & Salsano , F(2009) . on The determinants of central bank independence in open economies. International Journal of Finance & Economics. 14(2) : 107-119

[11] Derakhshan Darabi , Kaveh & Mehnatfar, Yousef .(2015) . Theoretical and empirical study of the relationship between central bank independence and good governance. Al-Zahra University Economic Development Policy Quarterly . Vol 4 : 43-70 (In Persian)

[12] Dizaji, S . F .(2014). The effects of oil shocks on government expenditures and government revenues nexus (with an application to Iran's sanctions). Economic Modeling 40 (C) : 299-313
[13] Evan Gutierrez , 2003. " Inflation Performance and Constitutional Central Bank Independence: Evidence from Latin America and the Caribbean. " International monetary fund Working Paper idec 03 -53, International monetary fund
[14] Fry, M. (1998). Assessing Central Bank Independence in Dveeloping Countries: Do Actions Speak Louder than Words? .Oxford Economic Papers. 50 (3) : 512-529
[15] Garriga, A.(2016). Central Bank Independence in the World: A New Dataset. International Interactions. 42 (5): 849-868
[16] Grilli, V.& Masciandaro, D. & Tabellini, G.(1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. Economic Policy. 6 (13) : 341–392
[17] 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
[18] Homayouni, Ahmad Ali (2016). The role of political institutions in the effectiveness of central bank independence. Master Thesis in Economics, Allameh Mohaddes Nouri University (In Persian)
[19] Jafari Samimi , Ahmad & Ahmadi , Noushin . (2001) . Central Bank independence and its performance in developing countries (including Iran). Quarterly Journal of Economic Sciences Research Journal . Vol 4 : Pp 113-132 (In Persian)
[20] Jafari Samimi , Ahmad & Derakhshan Darabi , Kaveh . (2015). Central Bank Independence in Iran Theoretical and Empirical Analysis . Monetary Banking Research Quarterly . Vol 24 : Pp167-195 (In Persian)
[21] Katozian , Mohammad Ali . (2012) . Nine articles on the historical sociology of Iranian oil and economic development. Translated by Alireza Tayeb. Tehran. Publication Center (In Persian)
[22] Klomp, J. & De Haan, J (2009). Central bank independence and financial instability . Journal of Financial Stability. 5 (4): 321–338
[23] Madalat ,Korosh . (2000) . Investigating the favorable position and structure of the central bank. Tehran. Monetary and banking research institutes (In Persian)
[24] North , Douglass . (2000) . Structure and transformation in economic history. Publication Ney (In Persian)
[25] North , Douglass . (1998) . Institutions, institutional change and economic performance. Tehran. Program and budget organization . (In Persian)
[26] Taghipoor , Anoushirvan & Mousavi Azad Kasmaei , Afsaneh . (2004) . Investigating the relationship between inflation and central bank independence. Journal of Planning and Budgeting . Vol 85 :Pp 59-93 (In Persian)

[27] Tayeb Nia , Ali & Zaman Zadeh , Hamid & Shadrokh , Mahdieh . (2014) . The role of institutions in the occurrence of adversity or the gift of oil resources, a rent-seeking pattern with a dynamic stochastic general equilibrium approach.Monetary and Banking Research Quarterly . Vol 7 : Pp 443-475 (In Persian)

[28] Tehranchi , Amir Mansour & Jafari Samimi , Ahmad & Zarin Eghbal , Hassan . (2016) . The Impact of Central Bank Independence on Production Fluctuations and Inflation in Iran. Journal of Economic Growth and Development Research, Vol 30 : Pp 33-54 (In Persian)

[29] Vahedi , Mohaddathe. (2015) . Investigating the effect of central bank independence on financial instability: A case study of Mena countries. Master Thesis in Economics and Administrative Sciences, Allameh Mohaddes Nouri University (In Persian)

[30] Yahyazadehfar, M. & Mostakhdemin Hosseini, H. & Shababi , H.& Mehrabi Alamdari , A.A. (2012). On the Relationship between Central Bank's Independence and Inflation Rate in Iran . Int. J. Manag. Bus. Res. 2(3): 219-232

[31] Yazdani, Mehdi & Tayebi, , Seyed Komeyl & Yazdani , Nafiseh . (2015) . How central bank independence affects the financial stability of the economy in emerging market countries. Monetary and Financial Economics Quarterly. Vol 9 : 132—151 (In Persian)

[32] Zaman Zadeh , Hamid & Sadegh Al-Hosseini , Mohammad. (2012). Iran's economy in the throes of development . Tehran . Publication Center (In Persian)

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارۀ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

اثر ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌ها: با رویکرد معادلات ساختاری*

عبدالرضا اسعدی[1]
دانشیار مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی استان خراسان رضوی
محمدعلی ابری[2]
کارشناس ارشد مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی استان خراسان رضوی

تاریخ دریافت ۱۳۹۹/۲/۱۹ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۱۰/۹

چکیده

امروزه عملکرد بانک‌ها در تجهیز و تخصیص بهینه منابع می‌تواند موجب رونق تولید، ایجاد اشتغال و افزایش رشد اقتصادی شود. نظام بانکی کارآمد با سیاست‌های پولی صحیح با کنترل نقدینگی و تورم و هدایت منابع به سوی فعالیت‌های مولد اقتصادی نقش مهمی را در توسعه اقتصادی ایفا می‌کند. اما عملکرد بانک‌ها خود متاثر از عوامل مختلف سیاسی، اقتصادی، مدیریتی و اجتماعی است که بررسی این عواملی از جمله موضوعات مورد توجه محققین بوده است.

در این پژوهش اثر ابعاد ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌ها مطالعه شده و به این منظور از داده‌های مربوط به ۱۸ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ استفاده شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها با استفاده از روش مدلسازی معادلات ساختاری انجام شده است.

---

*- مقاله پژوهشی

۱-نویسنده مسئول: Abdorrezaasadi@yahoo.com

2- Maaj.irani@gmail.com

DOI: 10.22067/mfe.2021.39356-9

نتایج نشان داد که ابعاد ساختار مالکیت اثر معناداری بر حاکمیت شرکتی بانک‌ها نداشته است، اما بر عملکرد مالی بانک‌ها می‌تواند اثر معکوس معناداری داشته باشد. به این معنی که با افزایش تمرکز مالکیت و نسبت مالکیت نهادی و دولتی، عملکرد مالی بانک‌ها به شکل معناداری کاهش می‌یابد و بالعکس. همچنین یافته‌ها نشان داد که ابعاد نظام حاکمیت شرکتی از اثر مستقیم معناداری بر عملکرد مالی بانک‌ها برخوردار است و نشان می‌دهد بهبود مکانیسم حاکمیت شرکتی می‌تواند به طور معناداری موجب بهبود عملکرد مالی بانک‌ها شود. در نهایت نتایج نشان داد که نظام حاکمیت شرکتی می‌تواند از شدت اثر منفی ابعاد ساختار مالکیت بر عملکرد مالی بانک‌ها بکاهد. نتایج حاکی از آن است که سهامداری موسسات و شرکت‌های وابسته به دولت و نهادهای مالی بویژه با در اختیار داشتن اکثریت سهام، موجب می‌شود این سهامداران به جای منافع کل سهامداران و ارزش شرکت (بانک)، اهداف و منافع خاص خود را پیگیری کنندکه ضعف در عملکرد مالی را به دنبال خواهد داشت.

طبقه بندی JEL: G30, G32, L25, H25, H26.

واژگان کلیدی: ساختار مالکیت، حاکمیت شرکتی، عملکرد بانک‌ها، مدل معادلات ساختاری.

مقدمه

امروز عملکرد سیستم بانکی به ویژه در تخصیص بهینه منابع تحت تأثیر مستقیم سرمایه‌گذاری، متضمن رونق تولید، اشتغال و رشد اقتصادی کشور است. به عبارت دیگر، از آنجا که بهبود عملکرد بانک‌ها و مؤسسات مالی در یک کشور می‌تواند منجر به بهبود وضعیت اقتصادی آن کشور گردد، لذا بررسی شرایطی که موجب بهبود عملکرد بانک‌ها و مؤسسات مالی گردد ضروری به نظر می‌رسد (میرچاندانی و گوپتا (Mirchandani & Gupta, 2018). از طرف دیگر، بانک‌ها در محیط منحصر به فرد نظارت عمومی و مجموعه‌ای از قوانین و مقررات بانکی فعالیت می‌کنند. چارچوب حاکمیت شرکتی در بانک‌ها به مراتب پیچیده‌تر از سایر شرکت‌ها است. سازوکارهای حاکمیت شرکتی باعث کم شدن مشکلات نمایندگی در شرکت‌ها می‌شود و کیفیت این سازوکارها نسبی است و از شرکتی به شرکت دیگر متفاوت بوده و می‌تواند جنبه‌های مختلف عملکرد را تحت تاثیر قرار دهد. موضوع حاکمیت شرکتی در بانک‌ها به ویژگیهای مدیران، ترکیب اعضای هیات مدیره و انگیزه‌های مالی و سایر انگیزه‌ها برای همسو کردن فعالیت-های افراد دارای نقش کلیدی با منافع سهامداران بستگی دارد. ممکن است مدیران ارشد از میان

سهامداران اصلی انتخاب شده و یا فردی استخدام شده به غیر از سهامداران باشند. عموماً بیشتر مدیران بانک‌ها در ابتدا از میان سهامداران انتخاب می‌شوند، ولی در صورتی که سهامداران تجربه کافی در مورد هدایت عملیات بانکی نداشته باشند، استخدام مدیران حرفه‌ای در دستور کار قرار می‌گیرد. مدیران حرفه‌ای افرادی متخصص مورد نیاز برای هدایت مناسب فعالیت‌های بانک هستند، اما این مدیران ممکن است بنا به دلایل مختلف از جمله نحوه انتخاب و انتصاب آنان، لزوماً انگیزه‌ای برای حداکثرسازی ثروت سهامداران نداشته و رفتار مدیر استخدام شده الزاماً در جهت تحقق منافع سهامداران نباشد (نخعی و زهرایی (Nakhaee & Zahraei, 2017). در این پژوهش ارتباط میان ساختار مالکیت و مکانیسم حاکمیت شرکتی بانک‌ها با عملکرد مالی آنها با استفاده از مدل‌سازی معادلات ساختاری مورد بررسی قرار می‌گیرد. علاوه بر اینکه برای سنجش متغیرها از معیارهای مختلف مالی استفاده شده (عملکرد مالی با معیارهای حسابداری، ارزش بازار و اقتصادی سنجیده شده است)، استفاده از مدل معادلات ساختاری امکان داده متغیرهای پژوهش به درستی اندازه گیری شده و روابط چندگانه میان متغیرها به خوبی آزمون شوند که در مطالعات پیشین مورد توجه واقع نشده است.

در بخش‌های بعدی ابتدا مبانی نظری موضوع تحقیق و ارتباط میان متغیرها تبیین شده و سپس پیشینه مطالعات مرتبط با موضوع ارائه می‌شود. در ادامه به تدوین فرضیه‌ها و نیز روش تحقیق پرداخته شده که در آن جامعه و نمونه آماری مورد مطالعه و توضیح متغیرها و نحوه گردآوری داده ها بیان شده است. تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها با کمک مدلسازی معادلات ساختاری و بررسی برازش مدل نیز بدنبال آن ارائه شده و در قسمت پایانی به نتیجه‌گیری و بحث در مورد یافته‌های تحقیق پرداخته شده است.

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

چنان که مطالعات گذشته در حوزه‌های سازمانی نشان داده‌اند، جدایی بین مدیریت و مالکیت که موجد مسأله نمایندگی است، باعث می‌شود مدیران به جای حداکثرسازی ثروت صاحبان سهام، تمایل بیشتری به حداکثرسازی منافع خود داشته باشند. جنسن و مکلینگ (Jensen & Meckling, 1976) از اصطلاح هزینه‌های نمایندگی برای توصیف کاهش در ارزش شرکت ناشی از عدم همسویی منافع مدیران استخدام شده و سهامداران استفاده می‌کنند.

از دیدگاه حاکمیت شرکتی، سهامداران با استفاده از سازوکارهای حاکمیت شرکتی می‌توانند منافع مدیران را با منافع خود همسو سازند. یکی از مهمترین سازوکارهای حاکمیت شرکتی، مالکیت مدیران در بانک است. گلاسمن و رودز (Glassman & Rhoades, 1980) به مقایسه مؤسسات مالی که توسط مالکان آن‌ها اداره می شد با مؤسساتی پرداختند که مالکیت آنها از مدیریت جدا بود. آنها نشان دادند که سودآوری مؤسساتی بیشتر است که مالکان آنها در مدیریت نقش دارند. اعضای هیات مدیره در وظیفه نظارتی خود مسئولیت نظارت و تشویق مدیران به عملکرد همسو با منافع سهامداران را بر عهده دارند (رحیمیان و همکاران (Rahimian, et al., 2013).

در واقع حاکمیت شرکتی را می‌توان شامل ترتیبات حقوقی، فرهنگی و نهادی دانست که سمت و سوی حرکت و فعالیت شرکت‌ها را معین می‌کند. مؤلفه‌ها و مکانیزم‌های این حاکمیت عبارتند از سهامداران و ساختار مالکیتی آنها، اعضای هیات مدیره و ترکیب آنها و مدیریت شرکت که توسط مدیر عامل و مدیر ارشد اجرایی هدایت می‌شود و سایر ذینفع‌ها که امکان اثرگذاری بر حرکت شرکت را دارند. در این میان آنچه که بیشتر جلب توجه می‌کند حضور روزافزون سرمایه‌گذاران نهادی و حقوقی در دایره مالکین شرکت‌های سهامی عام و تاثیری است که حضور فعال این گروه بر نحوه راهبری شرکت‌ها و به تبع آن عملکرد آنها داشته است (اسعدی (Asadi, 2016).

سازوکار دیگر مؤثر در همسویی منافع مدیران با منافع سهامداران، وجود سرمایه‌گذاران نهادی است. به عنوان یکی از سازوکارهای برونی حاکمیت شرکتی، سرمایه‌گذاران نهادی نقش مهمی در رفع عدم تقارن اطلاعاتی و کاهش هزینه‌های نمایندگی دارند. سرمایه‌گذاران نهادی از طریق جمع‌آوری اطلاعات و قیمت‌گذاری تصمیمات مدیریت به طور ضمنی و با اداره نحوه عمل شرکت، آشکارا بر شرکت نظارت می‌کنند. سرمایه‌گذاران نهادی کیفیت حاکمیت شرکتی را افزایش می‌دهند. وجود نظام حاکمیت شرکتی مناسب در شرکت ها، افزایش شفافیت اطلاعاتی را به دنبال دارد که این به نوبه خود در کارایی بازار سرمایه نقش مهمی ایفا می‌کند و در صورت کارآیی بازار، هم قیمت اوراق به درستی و عادلانه تعیین می‌شود و هم تخصیص سرمایه که مهمترین عامل تولید و توسعه اقتصادی است، به صورت مطلوب و بهینه صورت می‌گیرد (اسپونگ و سولیوان (Spong & Sullivan, 2007).

حاکمیت شرکتی می‌توان نقش مهمی را در بهبود عملکرد شرکت‌ها ایفا کند و بین کیفیت حاکمیت شرکتی و عملکرد مالی شرکت‌ها در بازارهای سرمایه ارتباط تنگاتنگی وجود دارد. بدلیل آن که فرآیند نظارت و کنترل بر توزیع حقوق و مسئولیت‌ها بین سهامداران، مدیران و شرکا و تصمیمات و سیاست‌هایی که بتواند منافع سهامداران را تامین کند و بهبود عملکرد شرکت را موجب شود از طریق سازوکار حاکمیت شرکتی صورت می‌گیرد. بنابراین می‌توان یکی از عوامل مهم اثرگذار بر عملکرد مالی شرکت ها را کیفیت حاکمیت شرکتی آن دانست (وکیلی فرد و باوندپور (Vakilifard & Bavandpoor, 2010). در واقع دو هدف اصلی حاکمیت شرکتی عبارتند از: کاهش ریسک بنگاه اقتصادی از طریق بهبود و ارتقاء پاسخگویی مدیران و شفافیت و نیز بهبود کارایی بلندمدت بنگاه از طریق پیشگیری از تصمیمات نابخردانه و خودکامگی و عدم مسئولیت پذیری مدیریت اجرایی بنگاه، که هر دو هدف می‌تواند به افزایش عملکرد مالی منجر شود.

از سوی دیگر ساختار مالکیتی یک شرکت عامل مهم دیگری است که می‌تواند کیفیت اداره شرکت، تصمیمات و عملکرد شرکت را متاثر سازد. ساختار مالکیت شامل بافت یا ترکیب مالکیت از یک سو و میزان تمرکز سهام در اختیار سهامداران است. گرچه مطالعات نشان داده است که ابعاد متفاوت ساختار مالکیت و گروههای مختلف مالکین به یک نوع و اندازه در اثر گذاری بر عملکرد و تصمیمات شرکت برخوردار نیستند. در میان گروه‌های مختلف سهامداران، مالکیت سهامداران نهادی از جمله عوامل مهمی است که بر تصمیمات و اداره شرکت‌ها و بالتبع عملکرد مالی آنها می‌تواند اثرگذار باشد. به گونه‌ای که با افزایش مالکیت نهادی به دلیل فرآیند نظارت و کنترل بیشتر بر فعالیت‌های مدیران اجرایی، می‌توان شاهد بهبود عملکرد مالی بود.

مالکیت مدیریتی نیز از جمله ابعاد مهم ساختار مالکیتی شرکت است که بر منافع سهامداران شرکت (بانک) مؤثر است. به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات کافی، این عامل در پژوهش‌های انجام شده در حوزه حاکمیت شرکتی بانک کمتر مورد توجه قرار گرفته است. مدیرانی که بیشتر ثروت آنها با سرمایه‌گذاری در بانک گره خورده است، احتمالاً توجه بیشتری به بانک خود دارند و در مقایسه با مدیرانی که ثروت خود را به طور متنوع سرمایه‌گذاری کرده‌اند، ریسک‌هایی که می‌پذیرند را با دقت بیشتری انتخاب می‌کنند. مالکیت بیشتر مدیران و اعضای هیات مدیره باید به تنهایی باعث تلاش بیشتر توسط این افراد، عملکرد بهتر بانک و تمایل کمتر به پذیرش ریسک

شود. در مورد اعضای هیات مدیره، مالکیت سهام باید بتواند انگیزه‌ای برای نظارت بر مدیران و همسو کردن فعالیت‌های آنان با منافع سهامداران ایجاد کند. هرچه تمرکز ثروت یک سهامدار اصلی یا عضو هیات مدیره در بانک بیشتر باشد، تعهد بیشتری به بانک و دقت بیشتری در پذیرش ریسک به وجود می‌آید (کوئنن (Coenen, 2015). بنابراین از آنجا که ساختار مالکیتی یک شرکت می‌تواند موجب توسعه و بهبود مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی شده و یا نظام راهبری و حاکمیتی را با محدودیت‌هایی مواجه سازد، لذا می‌توان انتظار داشت که یک ساختار مطلوب و نظام حاکمیتی مناسب، مدیریت و کنترل اثر بخش واحدهای تجاری را تسهیل کند و متعاقباً به بهبود فرآیندهای داخلی و نیز عملکرد بهتر شرکت بیانجامد که زمینه بهبود عملکرد مالی و در نتیجه تحقق اهداف بلندمدت صاحبان سهام و ثروت آفرینی برای آنها را فراهم می‌سازد.

در واقع تمرکز مالکیت که از ابعاد مهم ساختار مالکیت است می‌توان به کاهش مشکلات ناشی از واگرایی منافع سهامداران کمک کند و باعث ایجاد انگیزه بیشتر برای نظارت و کنترل بر اقدامات مدیران جهت کسب منافع سهامداران شود. بنابراین گرچه چگونگی اثر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت در مطالعات پیشین متفاوت گزارش شده است، اما نکته مهم این است که نوع و تمرکز مالکیت سهامداران ابزاری است برای اعمال نظارت و پاسخگویی بیشتر مدیران اجرایی که خود بهبود عملکرد را به دنبال خواهد داشت.

سعیدی و شیری قهی (Saeedi & Shiri ghahi, 2012) به بررسی تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. در این پژوهش ساختار مالکیتی به عنوان متغیر مستقل و نسبت کیوتوبین به عنوان متغیر وابسته و معیار اندازه‌گیری عملکرد در نظر گرفته شده است. با توجه به محدودیت‌های اعمال شده ۹۳ شرکت به عنوان نمونه انتخاب گردید. آزمون فرضیه‌های پژوهش با استفاده از روش رگرسیون تلفیقی با اثرات ثابت نشان داد که رابطه ای بین انواع مختلف مالکیت و عملکرد وجود ندارد، لیکن در روش رگرسیون تعمیم یافته رابطه خطی معنی‌دار و معکوس بین دارندگان بیش از ٪۵ سهام شرکت‌ها و عملکرد آن به دست آمد و تأثیر دیگر شاخص‌های ساختار مالکیت یعنی میزان مالکیت سهامداران حقیقی، حقوقی و بزرگترین سهامدار بر عملکرد شرکت تأیید نشد.

شهیکی تاش و همکاران (Shahyakitash, et al., 2012) در پژوهشی به بررسی رابطه ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت بر اساس معیارهای نوین عملکرد ارزش افزوده اقتصادی و Q توبین در

شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نمونه آماری آنها ۱۰۳ شرکت را طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۹ در بر می‌گرفت. تکنیک آماری مورد استفاده جهت آزمون فرضیه های مطرح شده در این پژوهش مدل داده های ترکیبی است. یافته‌های پژوهش بر اساس هر دو مدل ارزش افزوده اقتصادی و Q توبین نشان می‌دهد که رابطه مثبت معناداری بین مالکیت نهادی و عملکرد شرکت و رابطه منفی معناداری بین مالکیت حقیقی و عملکرد شرکت وجود دارد. همچنین تمرکز مالکیت رابطه مثبت معناداری با عملکرد شرکت دارد.

رحیمیان و همکاران (Rahimian, et al., 2013) در مطالعه‌ای پس از بررسی ویژگی‌های خاص سیستم بانکی به بررسی تجربی تاثیر سه دسته سازوکارهای حاکمیت شرکتی (ساختار مالکیت، ساختار هیات مدیره و حسابرسی) بر عملکرد بانک‌های ایرانی پرداخته‌اند. یافته‌های حاصل از بررسی اطلاعات مربوط به ۷۸ مشاهده (سال-شرکت) طی بازه زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۰ با استفاده از الگوی داده‌های تابلویی با اثرات تصادفی، نشان می‌دهد که سازوکارهای حاکمیت شرکتی به‌طور کلی بر عملکرد بانک‌ها مؤثر است. همچنین نتایج پژوهش نشان داد که درصد مالکیت سهامداران عمده رابطه مثبت و معناداری با عملکرد بانک دارد. همچنین بین تفکیک وظایف مدیرعامل از هیات مدیره و کیفیت حسابرسی با عملکرد بانک رابطه منفی و معناداری وجود دارد.

توبره ریزی (Toobrehrizi, 2014) به بررسی رابطه بین نظام راهبری شرکتی با عملکرد مالی و رفتار ریسک‌پذیری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخت. نتایج او نشان داد که بین سهامداران نهادی و بازده دارایی‌ها و بین نسبت مدیران غیرموظف و بازده حقوق صاحبان سهام رابطه مثبت و معنادار، بین درصد سهامداران نهادی، تمرکز مالکیت و درصد سهام شناور آزاد با بازده حقوق صاحبان سهام رابطه منفی و معنادار وجود دارد.

نخعی و زهرایی (Nakhaee & Zahraei, 2017) به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی واسطه‌های مالی (بانک‌ها، شرکت‌های سرمایه‌گذاری و بیمه) پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی ۱۳۸۹ تا ۱۳۹۳ پرداختند. با استفاده از روش حذف سیستماتیک نهایی نمونه ۲۹ بانک، شرکت سرمایه‌گذاری و بیمه به دست آمد. یافته‌های پژوهش نشان داد که ساختار مالکیت (نهادی، حقیقی و تمرکز مالکیت) بر بازده دارایی تاثیر معناداری دارند. اما ساختار مالکیت (نهادی، حقیقی و تمرکز مالکیت) بر بازده حقوق صاحبان سهام تأثیر

معناداری ندارد.

خوش‌طینت، امیدی‌نژاد و بهراملوفرد (Khoshtinat, Omidinejad & Bahramloo Fard, 2017) دز مطالعه خود به بررسی اثر ساختار مالکیت بر عملکرد بانکهای بورس تهران برای دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ پرداخته و از داده‌های ۱۳ بانک استفاده کردند. عملکرد را با متغیرهای نرخ بازده داراییها و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و ساختار مالکیت را با ابعادی نظیر مالکیت خصوصی، مالکیت دولتی، تمرکز مالکیت و ریسک اعتباری مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که ساختار مالکیت بر ابعاد عملکردی بانک‌ها اثر معناداری ندارد. در حالی که تمرکز مالکیت و ریسک اعتباری بر متغیرهای عملکردی اثر معکوس معنادار و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌ها اثر مستقیم و معناداری دارد.

رضایی و محمدزاده (Rezaei & Mohammadzadeh, 2018) به بررسی تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی و بحران مالی شرکت‌های بورس تهران پرداختند و با استفاده از داده‌های ۱۰۲ شرکت بورسی برای سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۴ اثر ابعاد حاکمیت شرکتی شامل افشا و شفافیت، ترکیب هیات مدیره، حق رای سهامداران و ساختار مالکیت را بر ابعاد عملکرد شرکتها شامل شاخص Q توبین، بازده کل داراییها و بازده حقوق صاحبان سهام مورد بررسی قرار دادند. نتایج آنها نشان داد که کیفیت حاکمیت شرکتی تاثیر معناداری بر بازده کل داراییها، بازده حقوق صاحبان سهام و ارزش شرکت دارد در حالی که بر بحران مالی شرکت‌ها اثر معناداری ندارد.

چن و همکاران (Chen, et al., 2012) به بررسی رابطه بین مساله نمایندگی، حاکمیت شرکتی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری، عمومی و فروش پرداختند. پژوهش آنها در دو بخش انجام شده است. در بخش اول نقش مشکل نمایندگی بر رفتار نامتقارن هزینه‌های ادرای و فروش مورد بررسی قرار گرفته و در بخش دوم نقش حاکمیت شرکتی بر رفتار بین مشکل نمایندگی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری و فروش مورد بررسی قرار گرفته است. دوره این تحقیق از سال ۱۹۹۶ تا سال ۲۰۰۵ است. نتایج تحقیق نشان داد که بین مشکل نمایندگی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری و فروش رابطه وجود دارد و حاکمیت شرکتی قوی یا ضعیف می‌تواند بر رابطه بین مشکل نمایندگی و رفتار نامتقارن هزینه‌های اداری و فروش تأثیر داشته باشد.

وانجیرو و همکاران (Wanjiru, et al, 2013) ارتباط بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت را برای سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۰ مورد بررسی قرار دادند. در این پژوهش شش متغیر تمرکز مالکیت،

مالکیت دولتی، مالکیت خارجی، مالکیت نهادی، مالکیت فردی، مالکیت مدیریتی در نظر گرفته شده است. همچنین برای اندازه‌گیری عملکرد از بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام استفاده نمودند. نتایج نشان داد که تمرکز مالکیت، مالکیت دولتی، مالکیت خارجی و مالکیت نهادی رابطه منفی با عملکرد دارند، اما مالکیت مدیریتی، مالکیت فردی ارتباط مثبت با عملکرد شرکت داشته‌اند.

زهوری و تکتاک (Zouari & Taktak, 2014) به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد بانک‌های اسلامی پرداختند. به همین منظور نمونه‌ای از ۱۴ بانک اسلامی در بیش از ۱۱ کشور برای دوره زمانی ۲۰۰۹-۲۰۰۵ انتخاب نمودند. نتایج آنها نشان داد که درصد تمرکز مالکیت نهادی ۴۹ درصد بوده و سرمایه‌گذاران دولتی در جایگاه دوم قرار داشتند، سپس ساختار خانوادگی و در نهایت سهامداران حقیقی قرار داشتند. با استفاده از بازده دارایی و بازده حقوق صاحبان سهام عملکرد بانک‌ها اندازه‌گیری شد و نتایج نشان داد که بین تمرکز مالکیت و عملکرد بانک‌های اسلامی رابطه معناداری وجود ندارد. همچنین نتایج نشان داد تلاش مشترک ساختار خانوادگی و دولتی برای عملکرد بانک‌ها سودمند است. همچنین بانک‌ها با سهامداران نهادی و خارجی عملکرد مناسبی نداشته‌اند. در نهایت بحران مالی تأثیر منفی بر عملکرد بانک اسلامی داشته است.

کوئنن (Coenen, 2015) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین ساختار مالکیت و عملکرد شرکت پرداخت. برای اندازه‌گیری عملکرد از نسبت‌های بازده دارایی و ارزش بازار به ارزش دفتری و رشد فروش استفاده نمود. همچنین برای اندازه‌گیری ساختار مالکیت از متغیرهای میزان سرمایه ۵ سهامدار بزرگ و میزان سرمایه نگهداری شده توسط بزرگترین سهامدار استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داد که شواهد محکمی مبنی بر اینکه ساختار مالکیت بر عملکرد شرکت‌ها تأثیر داشته باشد یافت نشد.

ازیلی و اودیاله (Ozili & Uadiale, 2017) پژوهشی را در مورد ارتباط بین تمرکز مالکیت و سودآوری بانک‌ها در کشورهای در حال توسعه انجام دادند. نتایج مطالعه آنها نشان داد که بانک‌های با درجه تمرکز بالا از بازده دارایی‌ها، حاشیه سود خالص و قدرت درآمدزایی بالاتری برخوردارند. در حالی که بانک‌های با درجه تمرکز پائین‌تر از بازده حقوق صاحبان سهام بالاتری برخوردار می‌باشند.

میرچاندانی و گوپتا (Mirchandani & Gupta, 2018) در مطالعه خود به بررسی تأثیر ساختار مالکیت و حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌های منتخب امارات متحده عربی پرداختند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که بین حاکمیت شرکتی و عملکرد بانک‌ها رابطه معناداری وجود دارد، لیکن ساختار مالکیت از تأثیر قابل توجهی بر عملکرد بانک ها برخوردار نمی‌باشد.

در این تحقیق چنان که پیشتر اشاره شد، اثر ساختار مالکیت و اجزای حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی بانک‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. در واقع ساختار که در برگیرنده ترکیب و تمرکز مالکیت در اختیار سهامداران است، سازوکار حاکمیت شرکتی و هیات مدیره و مکانیزم‌های نظارتی را تعیین کرده و آنگاه فعالیت‌های بانک‌ها از طریق نظام حاکمیت شرکتی اجرا و نظرات می‌گردد. بنابر این کیفیت فعالیت‌ها و عملکرد بانک‌ها در درجه اول به ساختار مالکیت و در درجه دوم به کیفیت حاکمیتی آنها وابسته خواهد بود. این تحقیق اولاً بطور همزمان اثر حاکمیت شرکتی و ساختار مالکیت را بر عملکرد مورد بررسی قرار می‌دهد. ثانیاً برای سنجش عملکرد علاوه بر شاخص‌های سنتی حسابداری از شاخص مبتنی بر بازار (EVA) استفاده شده است که سنجش بهنری از عملکرد مالی ارائه می‌دهد و ثالثاً رویکرد این تحقیق و روش اجرای آن با استفاده از مدلسازی معادلات ساختاری است که تا کنون در تحقیقات مشابه بکار گرفته نشده است. بنابراین از این نظر می‌تواند رویکرد جدیدی باشد.

فرضیه‌های پژوهش

بر اساس مبانی نظری و پیشینه مطالعات انجام شده این پژوهش، فرضیه‌های زیر تدوین شده و مورد آزمون قرار گرفته‌اند:

ساختار مالکیت بر حاکمیت شرکتی بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تاثیر دارد.

ساختار مالکیت بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تاثیر دارد.

حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تاثیر دارد.

حاکمیت شرکتی بر رابطه میان ساختار مالکیت و عملکرد بانکها نقش میانجی ایفا می‌کند.

روش شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف در زمره پژوهش‌های کاربردی است، زیرا نتایج آن می‌تواند

مورد استفاده سرمایه‌گذاران، مدیران، سهامداران و تحلیل‌گران بازار سرمایه و نیز بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار قرار گیرد. از نظر ماهیت و روش اجرا نیز این پژوهش از نوع توصیفی- همبستگی قلمداد می‌شود و با توجه به اینکه متغیرهای آن در گذشته رخ داده‌اند، در زمره پژوهش‌های علّی- پس رویدادی قرار دارد. علاوه بر این از لحاظ نوع داده‌های مورد استفاده، اسنادکاوی (آرشیوی) است. بدین مفهوم که با استفاده از اطلاعات گذشته ارتباط میان متغیرهای پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرد. در نهایت، پژوهش حاضر از نظر نوع استدلال، پژوهشی استقرایی تلقی می‌شود.

جامعه آماری این مطالعه مشتمل بر ۱۸ بانک پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران شامل بانک های ملت، تجارت، صادرات ایران، پاسارگاد، پارسیان، اقتصادنوین، سینا، کارآفرین، سرمایه، دی، انصار، گردشگری، حکمت ایرانیان، ایران زمین، سامان، توسعه، آینده و پست بانک است که تماماً به شیوه سرشماری مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. داده‌های مورد نیاز جهت سنجش متغیرهای پژوهش نیز از پایگاه‌های اطلاعاتی سازمان بورس اوراق بهادار، بانک‌های مذکور و بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ گردآوری شده است.

متغیرهای پژوهش

همانطور که پیشتر اشاره شد، هدف اصلی مطالعه حاضر بررسی اثر ساختار مالکیت و مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی بر عملکرد بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار است، که بر این اساس متغیرهای پژوهش عبارتند از:

عملکرد مالی

متغیر وابسته در این پژوهش عملکرد مالی بانک‌هاست که با استفاده از سه مولفه قابل سنجش شامل توبین کیو، بازدهی حقوق صاحبان سهام و ارزش افزوده اقتصادی مورد سنجش قرار گرفته‌است.

نسبت توبین کیو (Tobin's Q) که با استفاده از رابطه ۱ محاسبه می‌شود:

$$\text{نسبت Q توبین} = \frac{\text{ارزش دفتری بدهی‌ها} + (\text{تعداد سهام منتشر شده} * \text{قیمت پایانی سهم})}{\text{ارزش دفتری دارایی‌ها}} \quad (۱)$$

بازده حقوق صاحبان سهام[1] (ROE) که از طریق رابطه ۲ اندازه‌گیری می‌شود:

$$ROE = \frac{\text{سود خالص}}{\text{حقوق صاحبان سهام}} \qquad (۲)$$

۳) **ارزش افزوده اقتصادی**[2] (EVA) که از با استفاده از رابطه ۳ محاسبه می‌شود:

$$EVA = NOPAT_t - (WACC_t \times Capital_t) \qquad (۳)$$

که در آن:

EVA: ارزش افزوده اقتصادی،

WACC: میانگین موزون هزینه سرمایه[3]،

Capital: مجموع سرمایه بکارگرفته شده،

سرمایه بکار گرفته شده = تعدیلات دارایی+ تعدیلات بدهی + تعدیلات حقوق صاحبان سهام + حقوق صاحبان سهام + بدهی‌های بهره دار + سایر بدهی‌های بلندمدت

NOPAT: سود خالص عملیاتی پس از مالیات[4] که در محاسبه آن اثر مبادلات غیر نقدی حذف و صرفه جویی مالیاتی ناشی از هزینه تأمین مالی از سود کسر شده است و از طریق معادله زیر محاسبه می شود:

سود عملیاتی پس از مالیات= تعدیلات درآمد + تعدیلات هزینه + صرفه جویی مالیاتی بهره – هزینه بهره + سود پس از مالیات

ساختار مالکیت

برای محاسبه این متغیر که جایگاه متغیر مستقل را در این پژوهش دارد، از سه مولفه شامل شاخص هرفیندال-هیریشمن، نسبت مالکیت نهادی و نسبت مالکیت دولتی به صورت زیر استفاده شده است:

---

1. Return of Equity
2. Economic Value Added
3. Weighted Average of Capital Cost
4. Net Operational Profit After Tax

شاخص هرفیندال-هیرشمن[1] (HHI): این شاخص میزان تمرکز مالکیت در شرکت را اندازه‌گیری می‌کند. بطوری که هر چه شاخص محاسبه شده به عدد یک نزدیک‌تر باشد، میزان تمرکز مالکیت در اختیار تعداد محدودی از سهامداران بیشتر بوده و هر چه این شاخص کوچک‌تر باشد به معنی پراکندگی مالکیت در اختیار تعداد بیشتری از سهامداران است. این شاخص را با استفاده از مدل ۴ به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$HHI=\sum_{i=1}^{k} s_i^2 \qquad (۴)$$

که در آن:

K: تعداد سهامداران شرکت،

s_i : درصد مالکیت سهام سهامدار i،

نسبت مالکیت نهادی[2] (IOP) که از طریق نسبت سهام متعلق بانک‌ها، شرکت‌های بیمه، و صندوق‌های بازنشستگی از کل سهام شرکت (بانک) مورد بررسی اندازه گیری می‌شود.

نسبت مالکیت دولتی[3] (GOP) که از طریق نسبت سهام متعلق به سازمان‌ها و شرکت‌های وابسته به دولت از کل سهام شرکت (بانک) مورد بررسی اندازه گیری می‌شود.

حاکمیت شرکتی

متغیر حاکمیت شرکتی در این مطالعه نقش یک متغیر میانجی را نیز بازی می‌کند که برای اندازه گیری آن نیز از سه مولفه اندازه هیات مدیره، نسبت اعضای غیر موظف و نقش دوگانه مدیرعامل به صورت زیر استفاده شده است:

اندازه هیأت مدیره[4] (BSIZE) که از طریق تعداد افراد اعضای هیات مدیره اندازه گیری می‌شود.

نسبت اعضای غیرموظف[5] (NonEx) که از طریق نسبت تعداد اعضای غیرموظف به کل

---

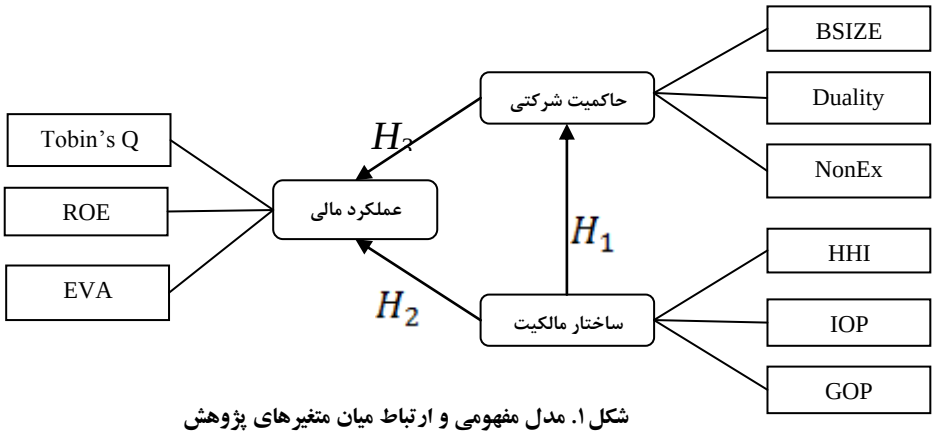
1. Herfindahl-Hirschman Index
2. Institutional Ownership Proportion
3. Governmental Ownership Proportion
4. Board Size
5. Non Executive members

اعضای هیأت مدیره اندازه‌گیری می‌شود.

دوگانگی وظایف مدیرعامل[1] (Duality) که متغیری مجازی (با ارزش‌های صفر و یک) است به گونه‌ای که اگر مدیر عامل سمت ریاست هیأت مدیره را نیز داشته باشد، مقدار یک و در غیر این‌صورت عدد صفر برای آن در نظر گرفته می‌شود.

داده‌های مورد نیاز جهت محاسبه متغیرهای پژوهش از صورت‌های مالی حسابرسی شده بانک‌های پذیرفته شده و از طریق پایگاه‌های اطلاع‌رسانی بورس اوراق بهادار تهران و همچنین نرم‌افزار ره‌آوردنوین جمع‌آوری شده‌اند.

جهت نشان دادن ارتباط میان متغیرهای پژوهش و آزمون فرضیه‌ها، مدل مفهومی زیر ارائه شده است:



شکل ۱. مدل مفهومی و ارتباط میان متغیرهای پژوهش

تجزیه و تحلیل داده‌ها

به منظور تجزیه و تحلیل دادها و آزمون فرضیه‌های پژوهش از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری استفاده شده است. نسل اول روش‌های مدل‌سازی معادلات ساختاری روش‌های کوواریانس محور هستند که هدف اصلی این روش‌ها تأیید مدل بوده و برای کار به نمونه‌هایی با حجم بالا نیاز دارند. نسل دوم روش‌های معادلات ساختاری که مولفه محور هستند. این روش‌ها

1. Duality of Manager's Tasks

که بعدا به روش حداقل مربعات جزئی[1] (PLS) تغییر نام دادند، برای تحلیل داده‌ها روش‌های متفاوتی نسبت به نسل اول ارائه دادند. مهمترین نرم افزار برای این روش Smart PLS می‌باشد. محققین دلایل متعددی را برای استفاده از این روش ذکر کرده و مهمترین دلیل را برتری این روش برای نمونه‌های کوچک عنوان می‌کنند. دلیل بعدی وجود داده‌های غیرنرمال است که پژوهشگران در برخی پژوهش‌ها با آن روبرو هستند (داوری و رضازاده (Davari & Rezazadeh, 2014).

در این پژوهش ابتدا پس از استانداردسازی مقادیر محاسبه شده برای مؤلفه‌های هر متغیر (متغیرهای آشکار)، بر اساس مقادیر بارهای عاملی و معناداری آنها مناسبت محاسبه هر متغیر پژوهش (متغیرهای مکنون) بررسی شده و سپس به آزمون فرضیه‌ها بر اساس ضرائب مسیرهای بدست آمده میان متغیرهای مکنون و معناداری آنها پرداخته شده است.

یافته‌های پژوهش

آمارهای توصیفی

در این بخش آمار توصیفی متغیرهای پژوهش برای تعداد ۱۲۶ مشاهده (شرکت- سال) ارائه شده است. خلاصه آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ ارئه شده است:

جدول۱. آمارهای توصیفی متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
Tobin's Q	شاخص توبین	۱۲۶	۲/۲۳۴	۱/۵۵۱	۱/۰۱۲	۴/۰۲۹
ROE	بازده حقوق صاحبان سهام	۱۲۶	۰/۰۶۲	۰/۰۹۱	-۰/۱۲۷	۰/۳۴۵
EVA	ارزش افزوده اقتصادی (میلیارد ریال)	۱۲۶	۲۷۹۰۲۸	۱۰۲۱۲۶	۹۱۳۵۵	۴۵۲۱۶۸
HHI	شاخص هیرفیندال- هیریشمن	۱۲۶	۰/۵۹۲	۰/۲۸۳	۰	۰/۹۶
IOP	نسبت مالکیت نهادی	۱۲۶	۰/۷۴۶	۰/۲۲۹	۰/۰۶۹	۰/۹۹۴
GOP	نسبت مالکیت دولتی	۱۲۶	۰/۰۳۹۶	۰/۰۲۰۸	۰	۰/۱۰
BSIZE	اندازه هیأت مدیره	۱۲۶	۶/۴۰۲	۲/۱۲۷	۴	۱۱
NonEx	نسبت اعضای غیر موظف	۱۲۶	۰/۵۱۸	۰/۳۱۴	۰/۲۱۴	۰/۷۳۶

مأخذ: یافته های پژوهش

1. Partial Least Square

آمارهای توصیفی نشان می‌دهند که در بانک‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار میانگین شاخص‌های توبین کیو، بازده حقوق صاحبان سهام و ارزش افزوده اقتصادی به عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری عملکرد بانک‌های مورد بررسی، به ترتیب معادل ۲/۲۳۴ با انحراف معیار ۱/۵۵۱ ، ۰/۰۶۲ با انحراف معیار ۰/۰۹۱ و ۲۷۹۰۲۸ میلیارد ریال با انحراف معیار ۱۰۲۱۲۶ میلیارد ریال بوده است. از طرف دیگر، میانگین شاخص هیرفیندال-هیریشمن، نسبت مالکیت نهادی و نسبت مالکیت دولتی به عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری ساختار مالکیت بانک‌های مورد بررسی، به ترتیب معادل ۰/۵۹۲ با انحراف معیار ۰/۲۸۳، ۰/۷۴۶ با انحراف معیار ۰/۲۲۹ و ۰/۰۳۹۶ با انحراف معیار ۰/۰۲۰۸ بوده است. همچنین میانگین اندازه هیأت مدیره و اعضای غیرموظف هیأت مدیره به عنوان شاخص‌های اندازه‌گیری حاکمیت شرکتی به ترتیب معادل ۶/۴۰۲ با انحراف معیار ۲/۱۲۷ و ۰/۵۱۸ با انحراف معیار ۰/۳۱۴ بوده است. در مورد متغیر نقش دوگانه مدیرعامل نیز چون متغیری مجازی با ارزش‌های صفر و یک بوده لذا آمارهای توصیفی محاسبه نشده‌اند.

آمارهای استنباطی

چنانکه در بخش پیشین اشاره شد جهت سنجش هر یک از متغیرهای پژوهش (متغیرهای مکنون) از سه مؤلفه (متغیر آشکار) استفاده شده است. لذا برای استفاده از روش مدل‌سازی معادلات ساختاری لازم است ابتدا مناسبت اندازه‌گیری هر متغیر مکنون با استفاده از متغیرهای آشکار بررسی شود. پس از آن این متغیرها برای آزمون فرضیه‌ها مورد استفاده قرار گیرند. در این بخش ابتدا اندازه‌گیری متغیرهای مکنون ارائه شده است.

متغیر ساختار مالکیت

در این مطالعه برای اندازه‌گیری متغیر ساختار مالکیت از سه معیار هرفیندال – هیریشمن (HHI)، نسبت مالکیت نهادی (IOP) و نسبت مالکیت دولتی (GOP) استفاده شد. جدول ۲ شاخص‌های برازش اندازه‌گیری این متغیر را نشان می‌دهند:

جدول ۲. شاخص‌های برازش اندازه‌گیری متغیر ساختار مالکیت

آماره	χ^2/df	P-Value	RMSE	GFI	AGFI
مقدار	۲/۹۲	۰/۰۳۰	۰/۰۱۴	۹۴/۵۵۸	۹۲/۳۱۲

مأخذ: یافته های پژوهش

همان طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، آماره $\chi 2$ هنجار شده به درجه آزادی کمتر از عدد ۳ بوده و معناداری (P-Value)آن نیز کمتر از ۰/۰۵ است. از سوی دیگر مقدار شاخص نیکویی برازش (GFI) معادل ۹۴/۵۵۸ و مقدار تعدیل شده آن (AGFI) معادل ۹۲/۳۱۲ و هر دو بیش از ۹۰ درصد می‌باشند. همچنین مقدار ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSE) معادل ۰/۰۱۴ و کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، با توجه به مقادیر بدست آمده می‌توان نتیجه گرفت که سنجش متغیر مکنون ساختار مالکیت بر اساس متغیرهای آشکار مدل مناسب و معنادار است.

متغیر حاکمیت شرکتی

در این پژوهش برای اندازه‌گیری متغیر حاکمیت شرکتی از سه معیار اندازه هیأت مدیره (BSIZE)، نسبت اعضای غیرموظف هیأت مدیره (NonEx) و نقش دوگانه مدیرعامل (Duality) استفاده شده است. جدول ۳ شاخص‌های برازش اندازه‌گیری این متغیر را نشان می‌دهند:

جدول ۳. شاخص های برازش اندازه گیری متغیر حاکمیت شرکتی

آماره	χ^2/df	P-Value	RMSEA	GFI	AGFI
مقدار	۲/۷۳	۰/۰۳۲	۰/۰۱۵	۹۴/۳۶۸	۹۲/۱۲۲

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول ۳ نیز نشان می‌دهد که آماره $\chi 2$ هنجار شده به درجه آزادی کمتر از عدد ۳ بوده و سطح معناداری (P-Value)آن نیز کمتر از ۰/۰۵ است. از سوی دیگر مقدار شاخص نیکویی برازش (GFI) معادل ۹۴/۳۶۸ و مقدار تعدیل شده آن (AGFI) معادل ۹۲/۱۲۲ و هر دو بیش از ۹۰ درصد می‌باشند. همچنین مقدار ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSE) معادل ۰/۰۱۵ و کوچک‌تر از ۰/۰۵ است. بنابراین، مقادیر بدست آمده نشان می‌دهند که متغیرهای آشکار یاد شده به طور معناداری می‌توانند جهت اندازه‌گیری متغیر مکنون حاکمیت شرکتی مورد استفاده قرار گیرند.

متغیر عملکرد مالی

برای اندازه‌گیری متغیر مکنون عملکرد مالی نیز سه معیار کیوتوبین (Tobin's Q)، بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) و ارزش افزوده اقتصادی (EVA) استفاده شده‌اند. جدول ۴ شاخص‌های

برازش اندازه‌گیری این متغیر را به تصویر کشیده‌اند:

جدول ٤. شاخص‌های برازش اندازه‌گیری متغیر عملکرد مالی

آماره	χ^2/df	P-Value	RMSEA	GFI	AGFI
مقدار	۲/۴۳	۰/۰۳۶	۰/۰۱۶	۹۴/۰۶۲	۹۱/۸۱۶

مأخذ: یافته های پژوهش

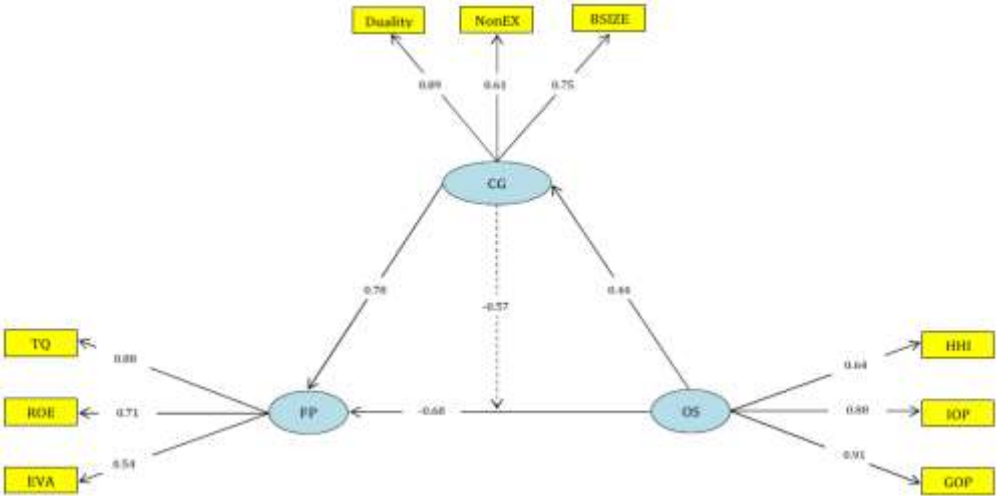
جدول ۴ آماره‌های مناسبت اندازه‌گیری این متغیر را نشان می‌دهد. ملاحظه می‌شود که آماره $\chi 2$ هنجار شده به درجه آزادی همچنان کمتر از عدد ۳ بوده و سطح معناداری (P-Value)آن نیز معادل ۰/۰۳۶ و کمتر از ۰/۰۵ است. همچنین مقدار شاخص نیکویی برازش (GFI) معادل ۹۴/۰۶۲ و مقدار تعدیل شده آن (AGFI) معادل ۹۱/۸۱۶ و هر دو بیش از ۹۰ درصد هستند. از سوی دیگر مقدار ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSE) نیز معادل ۰/۰۱۶ و کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین، با توجه به مقادیر بدست آمده می‌توان گفت که اندازه‌گیری متغیر مکنون عملکرد مالی بر اساس متغیرهای آشکار مناسب و معنادار بوده و بنابر این بر اساس یافته‌های فوق مدل از برازش مناسبی برخوردار است.

برآورد مدل معادلات ساختاری

پس از آزمون مناسبت اندازه‌گیری متغیرهای پژوهش، مدل ساختاری که بیانگر ارتباط بین متغیرهای مکنون پژوهش است حاصل شد. شکل ۱ مدل کلی ارتباط میان متغیرهای پژوهش را با روش حداقل مربعات جزئی (PLS) نشان می‌دهد:

در نهایت، بر اساس مدل یابی معادلات ساختاری مطابق شکل فوق، جدول ۵ بارهای عاملی هر یک از متغیرهای آشکار و آماره مربوطه و سطح معناداری آنها را نمایش می‌دهد:

یافته‌های جدول ۵ بر اساس مقدار آماره t و سطح معناداری (P-Value) مربوط به متغیرهای آشکار، نشان می‌دهند که تمامی متغیرهای آشکار (معیارها) از تأثیر معناداری (حداقل در سطح ۹۰ درصد) بر متغیرهای مکنون برخوردار می‌باشند. همچنین جهت بررسی پایایی و روایی همگرای سازه‌ها شاخص‌های CR و AVE مورد استفاده واقع شده‌اند که جهت محاسبه آنها از رابطه‌های ۵ و ۶ استفاده شده است.



شکل ۱. مدل اندازه‌گیری و ساختاری تحقیق

جدول ۵. معناداری اثر متغیرهای آشکار بر متغیرهای مکنون مدل

متغیر مکنون	متغیرهای آشکار	نماد	بار عاملی	آماره *t*	P-value
ساختار مالکیت (**OS**)	شاخص هرفیندال هیرشمن	HHI	λ_1=۰/۶۴	۲/۲۹۱**	۰/۰۲۲
	نسبت مالکیت نهادی	IOP	λ_2=۰/۸۸	۳/۱۵۱***	۰/۰۰۰
	نسبت مالکیت دولتی	GOP	λ_3=۰/۹۱	۳/۲۵۸***	۰/۰۰۰
حاکمیت شرکتی (**CG**)	اندازه هیأت مدیره بانک	BSIZE	λ_4=۰/۷۵	۲/۶۸۵***	۰/۰۰۴
	اعضای غیرموظف هیأت مدیره	NonEx	λ_5=۰/۶۱	۲/۱۸۴**	۰/۰۳۰
	دوگانگی وظایف مدیرعامل	Duality	λ_6=۰/۸۹	۳/۱۸۶***	۰/۰۰۰
عملکرد مالی (**FP**)	شاخص کیو توبین	Tobin's Q	λ_7=۰/۸۸	۳/۱۵۱***	۰/۰۰۰
	بازده حقوق صاحبان سهام	ROE	λ_8=۰/۷۱	۲/۵۴۲**	۰/۰۱۱
	ارزش افزوده اقتصادی	EVA	λ_9=۰/۵۴	۱/۹۳۳*	۰/۰۵۴

مأخذ: یافته های پژوهش (* معنادار در سطح ۱۰٪ ** معنادار در سطح ۵٪ *** معنادار در سطح ۱٪)

$$CR = \frac{(\sum \lambda)^2}{(\sum \lambda)^2 + (\sum \delta)} \quad (۵)$$

$$AVE = \frac{\sum \lambda^2}{n} \quad (۶)$$

که در آنها λ نشان دهنده بار عاملی استاندارد شده شاخص‌ها و δ نماد خطای استاندارد است.

ضریب CR مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۷ نشان‌دهنده پایایی مناسب، مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۸ نشان از پایایی خیلی خوب و مساوی یا بزرگ‌تر از ۰/۹ بیانگر پایایی عالی شاخص‌ها می‌باشد. همچنین اگر شاخص AVE برای هر سازه بیش از ۰/۵ باشد نشان می‌دهد که سازه مورد نظر از نظر روایی همگرا دارای اعتبار مناسب است (داوری و رضازاده (Davari & Rezazadeh, 2014). جدول ۶ نتایج این شاخص‌ها را برای متغیرهای مکنون نشان می‌دهد. همان طور که ملاحظه می‌گردد ضرائب CR برای همه متغیرها نشان از وضعیت مطلوب پایایی سازه‌ها دارد. همچنین از آنجا که ضرائب AVE نیز بالاتر از ۰/۵ هستند، می‌توان روایی همگرای مطلوب سازه‌ها را نیز مشاهده نمود.

جدول ٦. نتایج ضرائب CR و AVE جهت سنجش پایایی و روایی سازه‌ها

متغیرهای مکنون	ضریب CR	ضریب AVE
ساختار مالکیت (**OS**)	۰/۷۶۲	۰/۶۱۱
حاکمیت شرکتی (**CG**)	۰/۷۹۱	۰/۶۳۸
عملکرد مالی (**FP**)	۰/۹۰۶	۰/۷۰۸

مأخذ: یافته های پژوهش

در ادامه روایی واگرا که بیانگر میزان رابطه یک متغیر مکنون با شاخص‌هایش در مقایسه رابطه آن متغیر با سایر متغیرهاست، مورد بررسی قرار گرفته است. روایی واگرای مناسب یک مدل، حاکی از آن است که یک متغیر در مدل، تعامل بیشتری با شاخص‌های خود دارد تا با متغیرهای دیگر. این روایی وقتی در سطح مطلوبی است که ضریب AVE برای هر متغیر، بیشتر از همبستگی بین آن متغیر با متغیرهای دیگر باشد (Fornell & Larcker, 1981).

جدول ۷ ماتریس فورنل و لارکر و روایی واگرای متغیرها را نشان می‌دهد. جذر AVE متغیرها در قطر اصلی ماتریس همبستگی متغیرها وارد شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود جذر شاخص AVE برای هر دو متغیر از مقادیر همبستگی آنها بزرگتر شده است پس می‌توان نتیجه گرفت که روایی واگرا برای هر سه متغیر در حد مطلوبی است.

اینک پس از بررسی برازش مدل اندازه‌گیری متغیرها و سنجش پایایی و روایی آنها، نتیجه مدل ساختاری تحقیق جهت آزمون فرضیه‌ها در جدول ۸ ارائه شده است. همان گونه که ملاحظه می‌شود اثر مستقیم متغیرهای تحقیق بر یکدیگر و نیز اثر غیر مستقیم ساختار مالکیت بر عملکرد مالی با واسطه حاکمیت شرکتی با استفاده از ضرائب مسیر برآورد شده و سطح معنی‌داری آنها نشان داده شده است.

جدول ۷. ماتریس فورنل و لارکر جهت روایی واگرای متغیرها

	ساختار مالکیت (OS)	حاکمیت شرکتی (CG)	عملکرد مالی (FP)
ساختار مالکیت (**OS**)	۰/۷۸۲		
حاکمیت شرکتی (**CG**)	۰/۵۱۷	۰/۷۹۹	
عملکرد مالی (**FP**)	۰/۶۲۳	۰/۶۳۸	۰/۸۴۱

مأخذ: یافته های پژوهش

جدول۸. برآورد تأثیر متغیرهای مکنون بر یکدیگر با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری

نوع تأثیر	متغیرهای مکنون	ضریب مسیر	آماره t	P-value
اثر مستقیم	تأثیر ساختار مالکیت بر حاکمیت شرکتی (**CG<----OS**)	γ_1=۰/۴۴	۱/۵۷۵	۰/۱۱۴
	تأثیر ساختار مالکیت بر عملکرد مالی (**FP<----OS**)	γ_2= -۰/۶۸	-۲/۴۳۵**	۰/۰۱۵
	تأثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی (**FP<----CG**)	γ_3=۰/۷۸	۲/۷۹۳***	۰/۰۰۵
اثر غیرمستقیم	تأثیر واسطه‌ای حاکمیت شرکتی بین ساختار مالکیت و عملکرد مالی (**FP<----CG<----OS**)	β_1=-۰/۵۷	-۲/۰۴۱**	۰/۰۴۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش (* معنادار در سطح ۱۰٪ ** معنادار در سطح ۵٪ *** معنادار در سطح ۱٪)

یافته‌های جدول ۸ نشان می‌دهد که اثر مستقیم ساختار مالکیت (OS) بر حاکمیت شرکتی (CG) با دارای ضریب مسیر ۰/۴۴ بوده و سطح معناداری (P-value) ۰/۱۱۴ نشان می‌دهد که این ضریب معنادار نیست. در حالی که ضریب ساختار مالکیت (OS) بر عملکرد مالی (FP) معادل ۰/۶۸- بدست آمده و سطح معناداری (P-value) آن معادل ۰/۰۱۵ و نشان از معناداری این ضریب است. همچنین اثر مستقیم حاکمیت شرکتی (CG) بر عملکرد مالی (FP) با ضریب ۰/۷۸ و سطح معناداری (P-value) معادل ۰/۰۰۵ نیز نشان از معناداری ضریب بدست آمده دارد. یافته‌های جدول همچنین نشان می‌دهد که اثر غیر مستقیم ساختار مالکیت (OS) بر عملکرد مالی (FP) از طریق متغیر واسطه حاکمیت شرکتی (CG) دارای ضریب ۰/۵۷- و سطح معناداری (P-value) ۰/۰۴۱ است که نشان می دهد این اثر غیر مستقیم نیز معنادار است. به عبارت دیگر، حاکمیت شرکتی باعث می‌شود از شدت تأثیر منفی ساختار مالکیت بر عملکرد مالی بانک‌ها کاسته شود. با توجه به یافته‌های فوق‌الذکر می توان نتیجه گرفت که فرضیه اول پژوهش مورد تایید قرار نگرفته در حالی‌که فرضیه‌های دوم، سوم و چهارم و نقش میانجی حاکمیت شرکتی مورد تایید واقع شده‌اند.

بحث و نتیجه‌گیری

یافته های برآورد مدل معادلات ساختاری نشان داد که تمامی متغیرهای آشکار از تأثیر معناداری بر متغیرهای مکنون برخوردار بوده و بعبارتی به خوبی می‌توان متغیرهای مکنون را بر اساس متغیرهای آشکار مورد اندازه‌گیری قرار داد. نتایج نشان داد که اثر مستقیم ساختار مالکیت بر حاکمیت شرکتی معنادار نیست و در واقع مکانیسم حاکمیت شرکتی تحت تاثیر ساختار مالکیت واقع نمی‌شود. از این رو، فرضیه اول پژوهش مورد تأیید قرار نگرفت. همچنین ساختار مالکیت از تأثیر معنادار و معکوسی بر عملکرد مالی برخوردار است. این بدان معنی است که با افزایش تمرکز مالکیت در اختیار تعداد محدودی از سهامداران و نیز نسبت مالکیت نهادی و دولتی، عملکرد مالی بانک‌ها به شکل معناداری کاهش می‌یابد و بالعکس. لذا فرضیه دوم پژوهش مورد تأیید واقع شد. از سوی دیگر، تاثیر حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی نیز مثبت و معنادار است که نشان می‌دهد بهبود مکانیسم حاکمیت شرکتی می‌تواند به طور معناداری موجب بهبود عملکرد مالی بانک‌ها شود، بنابر این فرضیه سوم پژوهش نیز مورد تأیید قرار گرفت. نتایج همچنین نشان داد که اثر غیر مستقیم ساختار مالکیت از طریق حاکمیت شرکتی بر عملکرد مالی بانک‌ها معنادار است و فرضیه چهارم نیز تایید شد. این بدان معنی است که حاکمیت شرکتی مناسب موجب می‌شود از شدت تأثیر منفی ساختار مالکیت بر عملکرد مالی بانک‌های مورد بررسی کاسته شود. نتایج حاکی از آن است که سهامداری موسسات و شرکت‌های وابسته به دولت و نهادهای مالی بویژه هنگامی که اکثریت سهام را در اختیار دارند، موجب می‌شود این سهامداران به جای اینکه منافع کل سهامداران و ارزش شرکت (بانک) را در نظر بگیرند، اهداف و منافع خاص خود را پیگیری کنند ضعف در عملکرد مالی را به دنبال خواهد داشت. این امر مؤید فرضیه همگرایی منافع است که طبق آن سهامداران نهادی بزرگ، اتحاد و پیوستگی استراتژیکی با مدیریت شرکت دارند. در نتیجه مدیران به جای اینکه منافع کل سهامداران را دنبال کنند، در اختیار سهامداران نهادی بزرگ درآمده و در جهت منافع آن‌ها کار خواهند کرد. همچنین بر اساس فرضیه همسویی استراتژیک، گاهی ممکن است انتظارات سهامداران نهادی با منافع مدیران گره بخورد و به واسطه انطباق منافع این دو گروه، منافع سهامداران خرد نادیده گرفته شده و در این صورت آثار مفید مورد انتظار از اعمال نظارت مؤثر توسط سهامداران عمده بر مدیران، کاهش می‌یابد. از سوی دیگر

مکانیسم‌های حاکمیت شرکتی و نظام راهبری مناسب می‌تواند باعث افزایش عملکرد مالی بانک‌ها شود. زیرا یکی از دلایل احتمالی نتیجه‌گیری فوق، مشارکت اعضای موظف و غیر موظف هیأت مدیره در فعالیت‌ها و در نتیجه ایفای نقش نظارتی آنان بر عملیات بانکی است. چنان که شواهدینیز وجود دارد که نشان می‌دهد اندازه بزرگ هیأت مدیره در کمک به مدیران عامل از طریق مشاوره می‌تواند نقش مؤثری در عملکرد شرکت‌ها داشته باشد.

نتایج این پژوهش با بخش‌هایی از یافته‌های نخعی و زهرایی (Nakhaee & Zahraei, 2017)، آکیموا و اشوودایر (Akimova & Schwodiauer, 2004)، اسپانگ و سولیوان (Spong, 2007 & Sullivan) ، وانجیرو و همکاران (Wanjiru, et al., 2013)، ازیلی و اودیاله (Ozili & Uadiale, 2017)، میرچاندانی و گوپتا (Mirchandani & Gupta, 2018) همخوانی دارد. در حالی که با بخشی از یافته‌های پژوهش دی هائن و همکاران (Dihaen, et al., 2001)، رحیمیان و همکاران (Rahimian, et al., 2013) و شهیکی تاش و همکاران (Shahiki Tash, et al., 2012) ناسازگار است.

با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان پیشنهادهایی را به صورت زیر ارائه داد:

سیاست‌گذاران بازار سرمایه وسهامداران نهادی باید توجه داشته باشند که حضور اعضای غیرموظف در هیأت مدیره شرکت‌ها نمی‌تواند مشکلات نمایندگی را کاهش داده و به عملکرد بهتر شرکت کمک کند بنابر این تلاش شود از حضور اعضای موظف بیشتر استفاده گردد.

با توجه به اهمیت وجود سرمایه‌گذاران نهادی و سهامداران عمده در اداره شرکت‌ها به ویژه بانک‌ها،پیشنهاد می‌گردد این دسته از سهامداران نقش فعال‌تری در زمینهٔ نظارت و کنترل فعالیت‌های شرکت‌ها داشته باشند و به همسو شدن منافع سهامداران و مدیران در جهت کاهش مشکلات نمایندگی و در نهایت بهبود عملکرد شرکت کمک کنند.

همچنین پیشنهاد می‌شود اعضای هیأت مدیره شرکت‌ها و بانک‌ها، سهامداران و بازرسان و مؤسسات حسابرسی با مباحث مرتبط با نظام راهبری شرکت‌ها، بیشتر آشنا شوند تا بتوانند به نحو مناسبی به ایفای نقش در نظام راهبری شرکتی و در نتیجه تأثیر بر افزایش ارزش شرکت‌ها بپردازند.

به محققین آینده نیز پیشنهاد می‌شود برای انجام تحقیقاتی مشابه سایر معیارهای ارزیابی عملکرد مانند شاخص MVA و روش‌های BSC و EFQM را مد نظر قرار دهند.

References

[1] Akimova, I. & Schwodiauer, G. (2004), Ownership structure, corporate governance and enterprise performance: empirical results for Ukraine, International Advances in Economic Research Journal, Volume 10(1), 28-42.

[2] Asadi, A. (2016), Corporate Governance and Holding Companies and Subsidiaries Performance in Tehran Stock Exchange, Journal of Financial Management strategy, Volume 4 (15), 129-151. (In Persian)

[3] Chen, C. Lu, H. & Sougiannis, T. (2012), The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs, Contemporary Accounting Research, volume 29(1), 252 – 282.

[4] Coenen, M. (2015), Ownership structure and firm performance: An analysis of publicly listed firms in Netherlands, University of Twente, The Faculty of Behavioral, Management and Social Sciences.

[5] Davari, R, & Rezazadeh, A (2014), Structural equation modeling with PLS software, Jahad daneshgahi pub. Tehran. (In Persian)

[6] Fornell, C. & Larcker, D. (1981), Evaluating structural equation models with unobservable and measuring error, Journal of High Technology Management Research, volume 8, pp 39-50.

[7] Glassman, C.A. & Rhoades, S.A. (1980). Owner vs manager control effects on bank performance, The Review of Economics and Statistics, 62, 263-270.

[8] Jensen, M. C. and Meckling, W. H. (1976), Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, Journal of Financial Economics, Volume 3(4), 305-360.

[9] Khoshtinat, M., Omidinejad, M. & Bahramloo Fard, A. (2017), Impact of ownership structure on bank performance, Journal of New Research in Accounting and Auditing, Volume 1(3), 9-38. (In Persian)

[10] Mirchandani, A. & Gupta, N. (2018), Impact of ownership structure and corporate governance on the performance: A case of selected banks in UAE, International Journal of Economics and Financial Issues, 8(3), 197-206.

[11] Nakhaee, H. & Zahraei, S.M. (2017), Investigating the relationship between ownership structure and financial performance of financial intermediaries accepted in Tehran Stock Exchange, Applied Studies in Management and Development Sciences, Volume 2(4), 119-134. (In Persian)

[12] Ozili, P. K. & Uadiale, O. (2017), Ownership concentration and bank profitability, Future Business Journal, Volume 3, 159–171.

[13] Rahimian, N., Mohammadi, H. & Salehi Rad, M. (2013), The role of corporate governance mechanisms in banks' performance, Accounting Review, Volume 1(1), 97-119. (In Persian)

[14] Rezaei, Sh. & Mohammadzadeh, A. (2018), Effect of corporate governance on financial performance and crisis of listed companies in Tehran Stock Exchange, Journal of Development Evolution Management, Volume 32, 81-88. (In Persian)

[15] Saeedi, A. & Shiri Ghahi, A. (2012), Ownership structure and performance of

companies: Evidence from Tehran Stock Exchange, Journal of Securities Exchange, Volume 18(5), 153-172. (In Persian)

[16] Shahyakitash, M., Kazemi, M. & Amini, M. (2012), Relationship between Ownership Structure and Performance of Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Economic Journal, Volume 9 & 10, 5-24. (In Persian)

[17] Spong, K.R. & Sullivan, R.J. (2007), Corporate Governance and Bank Performance. Glos, UK: Eduard Elgar Publishing Limited.

[18] Toobrehrizi, A. (2014), Investigation of the effect of corporate governance on financial performance and risk-taking behavior of listed companies in Tehran Stock Exchange, MSc thesis, Mazandaran University, Faculty of Economic and Administrative Science. (In Persian).

[19] Vakilifard, H. & Bavandpoor, L. (2010), The effect of corporate governance on performance of listed companies in Tehran Stock Exchange, Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis, Volume 8, 119-140. (In Persian)

[20] Wanjiru N.R., Wachira, A. & Mwenda, L. (2013), Ownership structure and firm performance of listed companies in the Kenya's Nairobi Securities Exchange, African Journal of Education, Science and Technology, Volume. 1(3), 168-174.

[21] Zouari, S. B. & Taktak N. B. (2014), Ownership structure and financial performance in Islamic banks: does bank ownership matter?, International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management, Volume 7(2), 146-160.

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارهٔ۱۹، بهار و تابستان ۱۳۹۹

بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری با دارایی‌های متنوع*

سوده صباحی[۱]
کارشناس ارشد مهندسی مالی دانشگاه تربیت مدرس
فریماه مخاطب رفیعی[۲]
دانشیار گروه مدیریت سیستم و بهره‌وری دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه تربیت مدرس
محمد علی رستگار[۳]
استادیار گروه مدیریت سیستم و بهره‌وری دانشکده مهندسی صنایع دانشگاه تربیت مدرس

تاریخ دریافت ۱۳۹۸/۹/۱۹ تاریخ پذیرش ۱۳۹۹/۴/۸

چکیده

یکی از مهم‌ترین دغدغه‌های همیشگی سرمایه‌گذاران انتخاب بهترین فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بیشترین ارزش سرمایه‌گذاری است و با توجه به گزینه‌های مختلف برای سرمایه‌گذاری، تنوع بخشی در سبد سرمایه‌گذاری یک استراتژی مفید و مطرح در مباحث سرمایه‌گذاری می‌باشد. اما استراتژی سرمایه‌گذاری در بین دارایی‌های مختلف نظیر بورس اوراق بهادار، طلا، ارز و رمز ارز نامشخص بوده و معلوم نیست که علیرغم رکود و رونق موقت برخی از دارایی‌ها (همانند بورس و طلا) و همچنین تأثیرات آن‌ها بر یکدیگر، اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری (به لحاظ ریسک و بازده) بین دارایی‌های فوق چگونه تخصیص یابد.
هدف از انجام این تحقیق، پیشنهاد اوزان بهینه سرمایه‌گذاری بین دارایی‌های بورس اوراق بهادار تهران، سکه بهار آزادی، دلار آمریکا و بیت‌کوین از طریق حداقل‌سازی ارزش در معرض ریسک شرطی با روش

---

* - مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: s.sabahi@modares.ac.ir

2- f.mokhatab@modares.ac.ir
3- ma_rastegar@modares.ac.ir
DOI: 10.22067/pm.v27i19.84579

میانگین–ارزش در معرض خطر شرطی می‌باشد. بدین منظور با توجه به دم‌پهن بودن توزیع بازدهی دارایی‌های مالی جهت پیش‌بینی توزیع دنباله‌ها از نظریه ارزش فرین، رویکرد فراتر از آستانه استفاده شده است. همچنین برای محاسبه ارتباط بین این دارایی‌ها از ترکیب روش همبستگی شرطی پویا و کاپولا استفاده شده است که همبستگی علاوه بر غیرخطی بودن، پویا و متغیر با زمان نیز باشد.
با استفاده از اطلاعات روزانه شاخص دارایی‌های فوق در فاصله زمانی مهر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۷، مرز کارای سرمایه‌گذاری رسم شده است. نتایج نشان می‌دهد در سطح ریسک (ارزش در معرض ریسک شرطی) صفر به دلیل تغییرات کم واریانس، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار و در بالاترین سطح ریسک، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در رمز ارز (بیت‌کوین) به دلیل بازده بالاتر، تخصیص یافته است. همچنبن مقایسه پرتفوهای بهینه با استفاده از نسبت شارپ شرطی حاکی از عملکرد بهتر پرتفوهای متنوع نسبت به هر دارایی است و بهترین عملکرد را پرتفو شامل سکه با اختصاص بیش از ۷۰ درصد و دلار و بیت‌کوین با وزن برابر داشته است. همچنین با توجه به نسبت شارپ شرطی در پرتفو بهینه حداقل وزن سکه ۶۰ درصد وحداکثر سهم دلار و بیت‌کوین ۲۰ درصد می‌باشد.

واژگان کلیدی: همبستگی شرطی پویا، نظریه ارزش فرین، کاپولا، ارزش در معرض ریسک شرطی، بهینه‌سازی، سبد با دارایی‌های متنوع.
طبقه‌بندی JEL: C32, C58, G32, G11

مقدمه

اساس هرگونه سرمایه‌گذاری دست‌یابی به بازده است. سرمایه‌گذار برای دست‌یابی به بازده باید ریسک وابسته به سرمایه‌گذاری را نیز بپذیرد. تعامل بین ریسک و بازده منجر به تصمیم‌گیری در خصوص تخصیص دارایی می‌گردد.

یکی از استراتژی‌های مطرح در مباحث سرمایه‌گذاری، تنوع بخشی در سبد سرمایه‌گذاری می‌باشد. تنوع‌بخشی به سبد سرمایه‌گذاری سنتی که تنها شامل پول نقد و اوراق بهادار است با دارایی‌های جایگزین از جمله کالا، ارز و املاک، از طریق کاهش همبستگی بین دارایی‌ها، به افزایش مقاومت آن در برابر تغییرات شدید بازار سهام کمک می‌کند و سبب بهبود عملکرد سبد سرمایه‌گذاری می‌گردد (Fischer & Lind-Braucher, 2010). همچنین به‌دلیل همبستگی کم بین

دارایی‌های سنتی و رمز ارز[1] و بازده بسیار بالا رمز ارز، ابزار مناسبی برای ترکیب با سبد سرمایه‌گذاری متنوع می‌باشد و سبب افزایش نسبت شارپ می‌گردند (Chuen et al., 2017). با توجه به اینکه استراتژی سرمایه‌گذاری در بین دارایی‌های مختلف نظیر بورس اوراق بهادار، طلا، ارز و رمز ارز (بیت‌کوین[2]) نامشخص بوده و معلوم نیست که علیرغم رکود و رونق موقت برخی از دارایی‌ها اولویت‌بندی سرمایه‌گذاری (به لحاظ ریسک و بازده) در بین دارایی‌های فوق چگونه باید باشد تا سرمایه‌گذار به بالاترین سود با کمترین ریسک دست یابد لذا لازم است تا در طی یک تحقیق مشخص شود که پربازده‌ترین و کم ریسک‌ترین دارایی در بلندمدت کدام دارایی‌ها می‌باشند.

از مهم‌ترین چالش‌های اساسی در مبحث ارزش در معرض خطر، تعیین تابع توزیع مناسب برای دارایی‌های مالی است. در اکثر روش‌های متداول برآورد ارزش در معرض خطر توزیع شناخته‌شده‌ای برای سبد دارایی فرض می‌شود و به‌طور معمول توزیع نرمال مورد استفاده قرار می‌گیرد، در صورتی که طبق مطالعات مالی انجام شده، بازده دارایی‌های مالی دارای دنباله پهن[3] می‌باشند و از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند، بنابراین برای پیش‌بینی بهتر توزیع دنباله‌ها از نظریه ارزش فرین استفاده می‌شود.

در این پژوهش با استفاده از مدل میانگین- ارزش در معرض خطر شرطی[4]، به کمک نظریه ارزش فرین[5] و با اتکا به تئوری کاپولا[6] و محاسبه ساختار همبستگی میان سری‌ها به صورت متغیر با زمان با استفاده از روش همبستگی شرطی پویا[7]، ضمن محاسبه توزیع مشترکی برای دارایی‌ها فارغ از هرگونه فرض نرمال بودن و همبستگی خطی، اولویت‌ها و وزن‌های سرمایه‌گذاری در بین دارایی‌ها را به طور بهینه تعیین می‌گردد.

این پژوهش دو ویژگی اساسی دارد:

1- Cryptocurrencies
2- Bitcoin
3- Fat Tail
4- Mean- CVaR
5- Extreme Value Theory (EVT)
6- Copulas
7- Dynamic Conditional Correlation (DCC)

اول، آنکه از روش DCC-EVT-Copula در بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری متنوع استفاده می‌کند.

دوم، آنکه از رمز ارز بیت‌کوین در راستای متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود که تاکنون در ایران استفاده نشده است.

در ادامه پس از بیان مبانی نظری و پیشینه پژوهش به بیان روش‌شناسی تحقیق و نتایج پژوهش می‌پردازیم و در انتها نتیجه‌گیری و پیشنهادات ارائه می‌گردد.

مبانی نظری

برای اولین بار، در سال ۱۹۵۲ مارکویتز الگوی حل مسئله انتخاب مجموعه بهینه دارایی‌ها (نظریه میانگین - واریانس) را ارائه داد. وی مسئله را به صورت برنامه‌ریزی کوادراتیک با هدف کمینه‌سازی واریانس مجموعه دارایی با این شرط که بازده مورد انتظار از یک مقدار ثابت بزرگ‌تر مساوی باشد، مطرح کرد. این مسئله یک محدودیت کارکردی دیگر نیز دارد که بر اساس آن مجموع اوزان دارایی باید برابر با یک باشد. همچنین وزن هر یک از دارایی ها در پرتفوی باید عددی حقیقی و غیر منفی باشد.

با فرض n ورقه بهادار، بازده ورقه i ام (بازده یک متغیر تصادفی محسوب می‌گردد) را با R_i و میانگین (بازده انتظاری) آن را با $\bar{R}_i$ و واریانس ورقه سهام را با σ_i نمایش می‌دهیم. از طرفی فرض دیگر آن است که σ_{ij} کوواریانس بین بازدهی دو سهم است. شکل استاندارد مدل میانگین - واریانس به‌صورت رابطه (۱) است: (Markowitz, 1959)

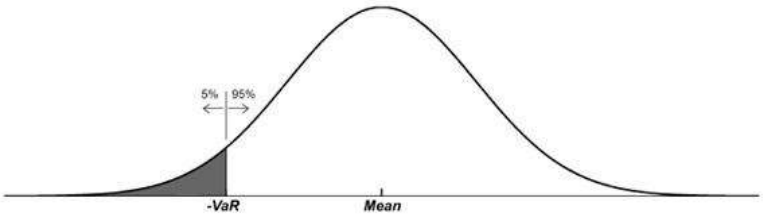
$$\begin{aligned} &Min\ \ z = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} w_i w_j \sigma_{ij} \\ &s.t: \\ &\qquad \sum_{i=1}^{n} w_i \bar{R}_i \geq d \\ &\qquad \sum_{i=1}^{n} w_i = 1 \\ &\qquad w_i \geq 0 \end{aligned} \tag{۱}$$

در این پژوهش، ریسک نوسانات دارایی با استفاده از معیار ارزش در معرض خطر شرطی محاسبه گردیده که در ادامه به معرفی این معیار پرداخته شده است.

ارزش در معرض خطر[1]

این شیوه اندازه‌گیری ریسک ابتدا تیل گولدیمن[2] در سال ۱۹۸۰ ارائه شد. این شاخص حداکثر خسارت انتظاری یک پرتفولیو (یا بدترین زیان ممکن را برای یک افق زمانی مشخص با توجه به یک فاصله اطمینان معین اندازه می‌گیرد.

متغیر X را به‌عنوان بازده پرتفولیو در نظر بگیرید. تابع توزیع تجمعی آن $F_X(x) = Pr(X \leq x)$ می‌باشد و $F_x^{-1}(x)$ تابع کوانتایل یا تابع معکوس $F_X(x)$ است. VaR بر اساس سطح اطمینان $1 - \alpha$ با توجه به شکل ۱ (که توزیع نرمال بازده پرتفولیو را در یک دوره زمانی نشان می‌دهد) عبارت است از رابطه (۲) :



شکل ۱. ارزش در معرض ریسک در توزیع نرمال بازده

$$VaR_{1-\alpha} = -F_x^{-1}(\alpha) = -inf[x|F_x(x) \geq \alpha] \qquad (۲)$$

یکی از مفروضاتی که در مورد توزیع بازده سری‌های مالی در نظر گرفته می‌شود، نرمال بودن آن‌هاست، درحالی‌که توزیع بسیاری از سری‌های بازده مالی، نرمال نیستند. و به‌طور فراگیری دارای چولگی و کشیدگی هستند. در زمانی که توزیع بازده‌ها نرمال نیست، ارزش در معرض ریسک به‌عنوان سنجه مناسب ریسک مطرح می‌گردد (Peyravi, 2011).

ارزش در معرض ریسک یک سنجه ریسک منسجم نبوده و به دلیل نداشتن خاصیت زیر جمع‌پذیری، ممکن است کارایی لازم را در بهینه‌سازی سبد سرمایه‌گذاری نداشته باشد. به همین

1- Value at Risk (VaR)
2- Till Guldimann

منظور محققان ارزش در معرض ریسک شرطی را به‌عنوان یک سنجه‌ی منسجم به‌عنوان جایگزین ارزش در معرض ریسک معرفی نموده‌اند.

ارزش در معرض ریسک شرطی با سطح اطمینان α بیانگر امید ریاضی مقدار بازده‌ای است که در افق زمانی معین مشروط و سطح اطمینان α درصد کمتر یا برابر با ارزش در معرض ریسک باشد.

اگر X بیانگر مقدار زیان سبد سرمایه‌گذاری بوده و VaR_α، رابطه ارزش در معرض ریسک شرطی به‌صورت رابطه (۳) بیان می‌گردد:

$$CVaR_\alpha = E[X|X \geq VaR_\alpha] \quad (۳)$$

اگر X بیانگر مقدار زیان سبد سرمایه‌گذاری بوده و VaR_α، رابطه ارزش در معرض ریسک شرطی به‌صورت رابطه (۴) بیان می‌گردد:

$$CVaR_\alpha = E[X|X \geq VaR_\alpha] \quad (۴)$$

همچنین می‌توان ارزش در معرض ریسک شرطی را به‌صورت رابطه (۵) نیز نمایش داد:

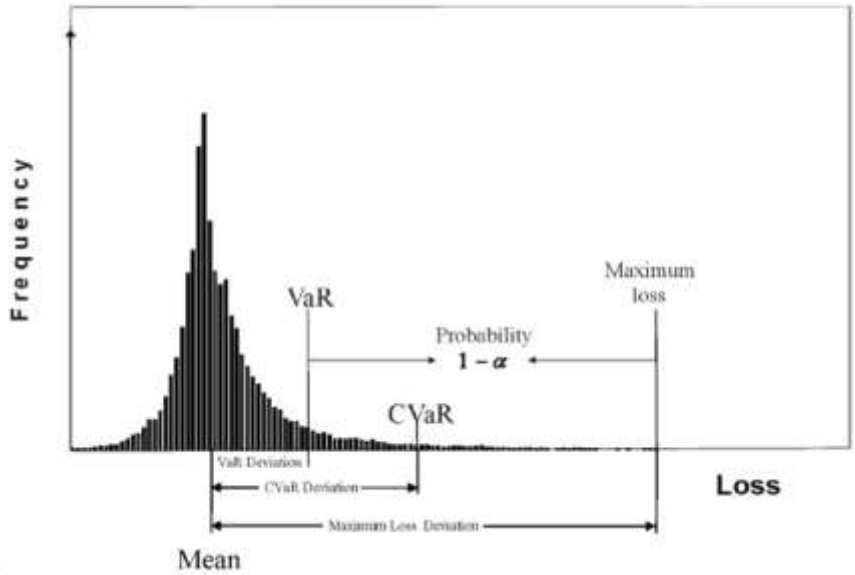
$$CVaR_\alpha = \frac{1}{1-\alpha}\int_\alpha^1 VaR_\beta \, d\beta \quad (۵)$$

رابطه (۵) بیانگر این است که $CVaR_\alpha$ میانگین VaR_β به ازای $\beta \in [\alpha.1]$ می‌باشد (Sharifi, 2017).

در شکل ۲ می‌توان محدوده‌ی ارزش در معرض ریسک و ارزش در معرض ریسک شرطی را برای تابع توزیع ضرر مشاهده نمود.

روش‌های محاسبه VaR به دو نوع پارامتریک و ناپارامتریک تقسیم می‌شود. روش پارامتریک به روش واریانس - کوواریانس و برخی روش‌های تحلیلی خلاصه می‌شود. روش ناپارامتریک نیز شامل شبیه‌سازی تاریخی و شبیه ساری مونت‌کارلو است.

در این پژوهش برای محاسبه ارزش در معرض خطر، از روش‌های اقتصادسنجی سری‌های زمانی نظیر واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته چند متغیره ، نظریه ارزش فرین و کاپولا استفاده شده‌است که در ادامه به طور مختصر معرفی می‌گردد.



شکل ۲. محدوده VaR و CVaR برای توزیع ضرر

مدل‌های ناهمسانی واریانس

اگر واریانس غیرشرطی (یا بلندمدت یک سری زمانی در طول زمان ثابت باشد اما در دوره‌هایی تغییرات واریانس نسبتاً زیاد باشد این سری زمانی اصطلاحاً « ناهمسانی واریانس شرطی (ARCH)[1] نامیده می‌شود.

یک حالت ساده برای تفسیر فرآیند ARCH(l) می‌باشد، که عبارت است از (رابطه (۶)):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \qquad (۶)$$

در حقیقت یک شوک بزرگ در دوره $t-1$ موجب یک واریانس بزرگ (شرطی) در دوره t می‌گردد.

مدل ساده GARCH به‌صورت فرآیند GARCH(1,1) و رابطه (۷) است:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_0 r_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \qquad (۷)$$

میانگین، واریانس غیرشرطی به‌وسیله $E(r_{t-1}^2) = \sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^2 = \sigma^2$ رابطه (۸) به دست می‌آید:

1- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\beta} \quad (۸)$$

برای مدل‌های مانا، مجموع پارامترهای $\alpha_1 + \beta$ بایستی از یک کمتر باشد (Patterson, 2000).

یکی از مدل‌هایی که عدم تقارن واریانس را در نظر می‌گیرد مدل GJR-GARCH می‌باشد که اولین بار توسط گلوستن[1] و همکاران در سال ۱۹۹۳ معرفی گردید. این مدل، مدل اصلی GARCH را با استفاده از یک متغیر موهومی تعدیل و اصلاح می‌نماید. این مدل در واقع اثر اهرمی را مد نظر قرار می‌دهد و بر این فرض مبتنی است که تغییرات غیرمنتظره در بازده بازار اثرات متفاوتی بر واریانس شرطی بازده دارد.

گارچ چندمتغیره M-GARCH

مدل GARCH چندمتغیره بسیار شبیه مدل GARCH تک متغیره می‌باشد. با این تفاوت که شامل تعداد معادلات خاصی است که حرکت کوواریانس را در طول زمان در برمی‌گیرد. در هر یک از مدل‌های GARCH چندمتغیره، برای سادگی بیشتر، فرض شده است که تنها دو دارایی وجود دارد که واریانس‌ها و کوواریانس‌ها مدل شده است. چهار سیستم اخیر این مدل عبارت‌اند از:

CCC (بالرسلو) ۱۹۹۰

BEKK (انگل، کرونر) ۱۹۹۵

VECH (بالرسلو، انگل، رودریگ) ۱۹۹۸

DCC (انگل، تسی، تسوی) ۲۰۰۲

که در این مدل‌های در حل مسائل مربوط به قیمت‌گذاری دارایی، سرمایه‌گذاری و نوسانات در بازارها کاربردهای فراوانی وجود دارد.

نظریه ارزش فرین (EVT)

نظریه ارزش فرین بر روی مقادیر حدی تمرکز دارد و در نهایت نشان می دهد که چه تابع

1- Glosten

توزیعی بهترین تابع توزیع برای برازش بر روی داده هاست. همچنین مقدار پارامترهای این تابع توزیع را تخمین می‌زند. این نظریه به خوبی می‌تواند جهت مدلسازی دنباله توزیع بکار رود.

در عمل برای به کار بستن تئوری ارزش فرین دو رویکرد اصلی وجود دارد که عبارت است از رویکرد بیشینه بلوک[1] و رویکرد فراتر از آستانه[2] (POT).

کاپولا

کاپولا اولین بار در سال ۱۹۵۹ توسط اسکالر[3] مطرح شد که مورد استقبال بسیاری از پژوهشگران در حوزه‌های مختلف از جمله حوزه مالی برای بررسی توزیع توأم متغیرهای تصادفی قرار گرفت. اولین بار امبرچتس[4] و همکارانش در سال ۱۹۹۹، این توابع را در علوم مالی برای مدل‌سازی ریسک استفاده کردند. در مباحث مالی هنگامی که موضوع مورد بررسی سبدی از دارایی‌های مالی و یا بررسی رفتار هم‌زمان تعدادی از ابزارهای مالی است، از این توابع استفاده می‌شود (Mousavi, 2017).

قضیه اسکالر: فرض کنید F یک تابع توزیع مشترک با توزیع‌های حاشیه‌ای $F_1 \ldots . F_d$ باشد، آنگاه یک کاپولای $C: [0.1]^d \to [0.1]$ وجود دارد بطوری‌که به ازای هر $x_1 \ldots . x_d$ در $\bar{R} = [-\infty . \infty]$ رابطه‌ی (۹) برقرار باشد:

$$F(x_1 \ldots . x_d) = C(F_1(x_1) . \ldots . F_d(x_d)) \qquad (۹)$$

بر طبق این قضیه حاشیه‌های تک متغیره و ساختار وابستگی چندمتغیره را می‌توان برای توابع توزیع چند متغیره پیوسته تفکیک کرد. و ساختار وابستگی می‌تواند توسط یک کاپولا نشان داده شود.

مهم‌ترین ویژگی نتیجه یاد شده آن است که هیچ الزامی مبنی بر تشابه توزیع‌های حاشیه‌ای وجود ندارد. همچنین لازم نیست که انتخاب کاپولا به توزیع حاشیه‌ای محدود شود (Shekari, 2018).

1- Block Maxima approach
2- Peak Over Threshhold
3- Sklar
4- Embrechts

پیشینه پژوهش

دنگ و همکاران (Deng et al., 2011) به بهینه‌سازی پرتفوی متشکل از چهار شاخص بازار سهام چین، با استفاده از مدل Pair Copula- GARCH- EVT- CVaR پرداختند. از این مدل جهت اندازه‌گیری ریسک پرتفوی و تعیین نوع ساختار وابستگی بین دارایی‌ها استفاده می‌شود. در ادامه برای بهینه‌سازی پرتفوی، این مدل را با شبیه‌سازی مونت‌کارلو و مدل Mean- CVaR ترکیب می‌کنند. نتایج پیشنهاد می‌دهند که مدل Pair Copula ساختار وابستگی را بهتر توصیف می‌کند، همچنین در بهینه‌سازی پرتفوی مدل Pair Copula- GARCH- EVT- CVaR نسبت به مدل t- Copula- GARCH- EVT- CVaR عملکرد بهتری دارد و همچنین مدل بهینه‌سازی Mean- CVaR کارایی بیشتری از مدل Mean- VaR دارد.

سینر و همکاران (Ciner et al., 2013) طلا و نفت و ارز (دلار) را به سبد سنتی خود اضافه نمودند. آنان برای محاسبه ساختار همبستگی بین دارایی‌ها از DCC- GARCH استفاده نمودند. آنان با استفاده از رگرسیون به این نتیجه رسیدند که طلا و نفت دارایی‌های مناسبی برای ترکیب شدن با سبد دارایی‌های سنتی به جهت پوشش ریسک آن می‌باشند.

برگر (Berger, 2013) به پیش‌بینی ارزش در معرض خطر پرتفو سنتی همراه با ارز با روش DCC-EVT-Copula پرداخت. او نتیجه گرفته است که روش ترکیبی مورد استفاده عملکرد بهتری نسبت به DCC و Copula دارد.

هموده و همکاران (Hammoudeh et al., 2013) اقدام به متنوع‌سازی پرتفو با طلا و نفت و دیگر فلزات گران‌بها نمودند. آنان با حداکثر کردن نسبت شارپ بر حسب ارزش در معرض خطراقدام به یافتن پرتفو بهینه نمودند. آنان نتیجه گرفتن که پرتفو متنوع با نفت و طلا عملکرد بهتری (نسبت شارپ بیشتری) نسب به پرتفو سنتی و پرتفو فلزات گران‌بها دارد.

برایر و همکاران (Brière et al., 2015) علاوه بر املاک، ارز، طلا و نفت، رمزارز (بیت‌کوین) هم به سبد سنتی خود اضافه کردند. آنان همچنین از صندوق‌های پوششی در پرتفو خود استفاده کردند. آنان از مدل میانگین- واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ جهت مقایسه کارایی پرتفو در حضور و نبود بیت‌کوین استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که بیت‌کوین جهت متنوع‌سازی پرتفو بسیار مفید است و درصد اندکی از بیت‌کوین در یک پرتفو متنوع تعامل بین ریسک و بازده

را بسیار بهبود می‌بخشد.

گنگوال (Gangwal, 2016) با هدف بررسی تأثیر اضافه شدن بیت‌کوین بر پرتفو متنوع (اوراق بهادار، املاک، طلا و نفت) به مقایسه نسبت شارپ پرتفوها در حضور و نبود بیت‌کوین پرداخته و نتیجه گرفته است که اضافه شدن بیت‌کوین باعث افزایش نسبت شارپ در پرتفو متنوع می‌گردد.

آندریانتوو دیپوترا (andrianto & diputra, 2017) با هدف بررسی تأثیر رمز ارز بر پرتفو متنوع (اوراق بهادار، ارز، طلا) از سه رمزارز بیت‌کوین، لیت‌کوین[1] و ریپل[2] استفاده کردند. آنان با استفاده از مدل میانگین- واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ نتیجه گرفتند که اضافه شدن رمزارز به پرتفو متنوع باعث افزایش نسبت شارپ پرتفو می‌شود و رمز ارزها بازده بالایی را برای افراد با تحمل ریسک بالا فراهم می‌کند. همچنین وزن بهینه اختصاص یافته به رمز ارزها در پرتفو آنان بسته به ریسک‌پذیری افراد، بین ۵ تا ۲۰ درصد متغیر بوده است.

چوین و همکاران (Chuen et al., 2017) به سبد سنتی خود علاوه بر املاک، طلا و نفت، شاخص رمزارز هم که از ۱۰ رمزارز برتر تشکیل شده است، افزودند. آنان از مدل میانگین- واریانس با حداکثر کردن نسبت شارپ و از روش DCC-GARCH برای محاسبه همبستگی بین دارایی‌ها استفاده کرده‌اند. آنان نتیجه گرفتن که به‌دلیل همبستگی کم بین دارایی‌های سنتی و رمز ارزها و بازده بسیار بالا رمز ارزها، آن ها ابزار مناسبی برای ترکیب با دارایی‌های سنتی می‌باشند و سبب افزایش نسبت شارپ می‌گردند.

رازا و همکاران (Raza et al., 2018) با هدف بررسی امکان پوشش ریسک املاک با کالا، در پرتفو خود علاوه بر اوراق قرضه، املاک، طلا، نفت و شاخص کالاها را جای دادند. آنان برای محاسبه همبستگی بین دارایی‌ها از ADCC-GARCH استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهند که می‌توان از نفت برای پوشش ریسک کوتاه مدت و از طلا برای پوشش ریسک بلندمدت املاک بهره برد.

سهام‌خادم و همکاران (Sahamkhadam et al., 2018) با استفاده از دو مدل پیش‌بینی GARCH-EVT-Copula و ARMA-GARCH-EVT-Copula و سه مدل بهینه‌یابی حداقل

1- Litecoin
2- Ripple

واریانس، حداقل ارزش در معرض خطر شرطی و CET (certainty equivalence tangency) اوزان بهینه دارایی ها در پرتفو را بدست آوردند. همچنین برای محاسبه ساختار همبستگی بین دارایی‌ها از کاپولاهای بیضوی (تی استیودنت و گوسین) و کاپولاهای ارشمیدسی استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهند که کاپولای تی استیودنت و گوسین برای مدل پیش‌بینی مناسب‌تر هستند.

پیروی (Peyravi, 2011) با هدف پیشنهاد اوزان بهینه سرمایه‌گذاری در دارایی‌های سهام، ارز (دلار)، طلا و املاک و مستغلات با تمرکز بر روابط بین این بازارها، از رویکرد VAR-Multivariate GARCH و مدل میانگین- حداقل ارزش در معرض خطر استفاده کرده است. نتایج نشان می‌دهد در سطح ارزش در معرض ریسک صفر به‌دلیل تغییرات کم واریانس، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در املاک و مستغلات و در بالاترین سطح ارزش در معرض ریسک، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران به‌دلیل بازده بالاتر، تخصیص یافته است.

قلی زاده و طهوری متین (Gholizade & Matin, 2011) با هدف بررسی تأثیر حضور مسکن در سبد دارایی خانوار، پرتفو شامل سهام، ارز، سکه، سپرده بانکی، اوراق مشارکت و مسکن تشکیل دادند. آنان با به کارگیری مدل میانگین- واریانس و استفاده از نرم‌افزار متلب، ترکیب دارایی‌ها در سبد دارایی خانوارها را استخراج کردند. آنان با رسم مرز کارایی در حضور مسکن و نبود آن، نتیجه گرفتند که مسکن دارایی مهمی در سبد دارایی در دوره رونق قیمت مسکن می‌باشد که موجب انتقال مرز کارایی خواهد شد.

نصیری (Nasiri, 2015) به مقایسه مدل‌های مختلف گارچ - کاپولا در تخصیص بهینه دارایی‌ها پرداخت و از مدلهای کاپولا همراه با توزیع‌های حاشیه‌ای گارچ کلاسیک برای مدلسازی ریسک و بازده پرتفویی شامل بازده‌های روزانه سکه، دلار آمریکا و شاخص بورس اوراق بهادار تهران استفاده کرد، که نتایج بیانگر آن بود که تخصیص بهینه سرمایه در تمام مدل‌های کاپولا مشابه می‌باشند و کاپولای تی استیودنت نسبت به سایر مدل‌ها در توصیف ساختار وابستگی پرتفوی عملکرد بهتری دارد.

محمودی و همکاران (Mahmoodi et al., 2017) به بررسی عملکرد املاک و مستغلات در برابر سایر فرصت‌های سرمایه‌گذاری شامل سهام، ارز (دلار آمریکا)، طلا، اوراق مشارکت و تأثیر حضور آن در پرتفو سرمایه‌گذاران پرداختند. آنان با به کارگیری مدل میانگین- واریانس، مرز

کارایی را در حضور املاک و مستغلات و نبود آن ترسیم کردند و نتیجه گرفتند که حضور املاک و مستغلات در پرتفوی، مرز کارایی را به سمت بالا انتقال داده و موجب بهبود ریسک و بازده پرتفو بهینه می‌گردد.

زاغفر و آجرلو (Zaghfar & Ajorloo, 2016) با هدف محاسبه ارزش در معرض خطر پرتفوی ارزی یک بانک نمونه شامل ارزهای دلار، یورو، وون کره، ین ژاپن، لیر ترک و درهم امارات، از روش GARCH-EVT-Copula (GEC) استفاده کردند. آنان از مدل خود رگرسیون همراه با ناهمسانی واریانس آستانه‌ای (GJR-GARCH) برای توزیع بازده‌ای متغیر در زمان دارایی‌های فردی، همچنین تئوری ارزش فرین برای توزیع‌هایی که دنباله پهن هستند و توابع کاپولا برای ساختار وابسته به تمام دارایی‌های بک سبد دارایی استفاده کردند. نتایج نشان می‌دهد که مدل GEC نسبت به دو روش واریانس- کواریانس و شبیه‌سازی تاریخی بهتر است.

شکاری (Shekari, 2018) با هدف محاسبه ارزش در معرض خطر از روش DCC-EVT-Copula همراه با GJR-GARCH استفاده نموده است. نتایج حاصله با روش EVT- Copula مقایسه شده و نتیجه گرفته شده است که DCC-Copula از روش EVT- Copula بهتر عمل کرده است.

روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش برای تخصیص بهینه سرمایه بین چهار دارایی بورس، طلا، ارز و رمز ارز از بازده روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار (*TEPIX*)، بازده روزانه قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم بر حسب ریال، بازده روزانه قیمت دلار آمریکا بر حسب ریال در بازار آزاد تهران، بازده روزانه قیمت بیت‌کوین بر حسب ریال در فاصله مهر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۷ و روش DCC-EVT- Copula و مدل بهینه‌سازی Mean- CVaR استفاده شده‌است.

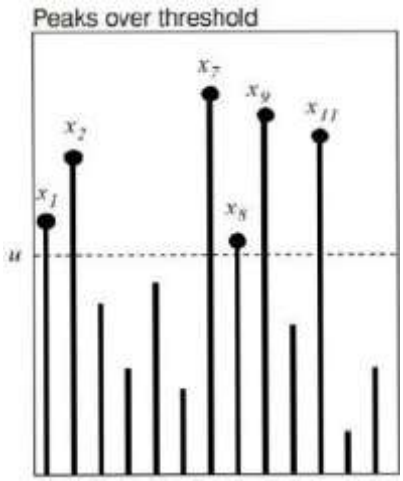
بازده هر دارایی، به صورت رشد لگاریتم قیمت آن محاسبه گردیده است. با توجه به اینکه پایه و اساس تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی، مانایی است، به بررسی این آزمون در سری زمانی هر یک از دارایی‌های مورد نظر تحقیق پرداخته شده است، همچنین چون در محاسبه ارزش در معرض خطر جهت تعیین توزیع حاشیه‌ای تابع کاپولا، از نظریه ارزش فرین استفاده می‌شود و با توجه به اینکه این نظریه نیاز به سری‌هایی مستقل و هم‌توزیع دارد، وجود خودهمبستگی و

ناهمسانی واریانس بین سری زمانی بازده دارایی‌ها با آزمون‌های مرتبط بررسی شده است. از آنجاکه سری‌های مالی فاقد این ویژگی می‌باشند، برای رفع این مشکل، می‌توان از مدل‌های خودتوضیحی و ناهمسانی واریانس بهره برد که در اینجا ابتدا از یک مدل میانگین متحرک خودتوضیحی (ARMA) و سپس یک مدل ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته GJR-GARCH(1,1) بر روی داده‌ها استفاده شده است. برای تخمین پارامترهای مدل واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم‌یافته از روش حداکثر درستنمایی استفاده شد و پس از استاندارسازی، داده‌ها برای پیاده‌سازی نظریه ارزش فرین آماده می‌گردند.

در این پژوهش، از یک توزیع نیمه پارامتریک که شامل استفاده کردن از یک کرنل با تابع گوسین به عنوان تابع کرنل، برای قسمت داخلی توزیع سری و توزیع تعمیم‌یافته پرتو برای قسمت دنباله توزیع استفاده می‌شود، دلیل استفاده از کرنل این است که توزیع تجربی پله‌پله داده‌ها را هموار می‌کند. همچنین برای پیاده‌سازی نظریه ارزش فرین از رویکرد فراتر از آستانه استفاده شده است که در ادامه به توضیح آن می‌پردازیم.

رویکرد فراتر از آستانه

رویکرد فراتر از آستانه، مشاهداتی را که از یک حد آستانه از پیش تعریف شده بزرگ‌تر هستند، مشخص می‌کند. این مفهوم در شکل ۳ قابل مشاهده است.



شکل ۳. رویکرد فراتر از آستانه

فرض کنید $x_1, x_2, \dots, x_n$ متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع با توزیع حاشیه‌ای F باشند. توزیع مقادیر فراتر از یک آستانه (u) به‌وسیله رابطه (۱۰) که یک احتمال شرطی است بیان می‌شود.

$$F_u(y) = P\{X - u \le y | X > u\} = \frac{F(y+u) - F(u)}{1 - F(u)} \qquad (۱۰)$$

رابطه (۱۰) بیانگر احتمال مقدار x وقتی حداکثر به‌اندازه y از آستانه u بزرگ‌تر است، می‌باشد. بالکما، هان[1] (۱۹۷۴) و پیکاندز[2] (۱۹۷۵) نشان دادند برای مقادیر به اندازه کافی بزرگ آستانه، توزیع مقادیر فراتر از این آستانه به سمت توزیع تعمیم‌یافته پرتو رابطه (۱۱) همگن می‌شود:

$$G_{\xi,\beta,v}(x) = \begin{cases} 1 - \left(1 + \xi \frac{x - v}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\xi}} & if\ \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-\frac{(x-v)}{\beta}} & if\ \xi = 0 \end{cases} \qquad (۱۱)$$

در رابطه (۱۱) ξ پارامتر شکل توزیع است. اگر $\xi > 0$ باشد، توزیع حاصله پرتوی تعمیم‌یافته که یک توزیع دم‌پهن است، خواهد شد. همچنین اگر $\xi < 0$ باشد، توزیع حاصله پرتوی نوع ۲ است. در نهایت اگر $\xi = 0$ باشد، توزیع حاصله نمایی می‌باشد. اهمیت این نتیجه این است که با انتخاب ξ, β و تعیین آستانه به اندازه کافی بزرگ می‌توان توزیع مقادیر فراتر از آستانه را به‌وسیله توزیع پرتوی تعمیم‌یافته تخمین زد. پارامترهای این توزیع را می‌توان به‌وسیله رویکرد حداکثر درستنمایی یا رویکرد گشتاورهای موزون تخمین زد. احتمال مقادیر موجود در دم توزیع را می‌توان به‌وسیله رابطه (۱۲) که با ضرب دو طرف رابطه (۱۰) در هم به دست آمده، محاسبه کرد.

$$F(x) = [1 - F(u)]F_u(y) + F(u) \qquad (۱۲)$$

برای مقادیر بزرگ‌تر از آستانه، $F_u(y)$ را می‌توان به‌وسیله توزیع پرتوی تعمیم‌یافته و همچنین $F(u)$، که احتمال مشاهده مقداری فراتر از آستانه است را نیز با توجه به داده‌ها می‌توان به صورت رابطه (۱۳) تخمین زد.

1- Balkema & Haan
2- Pickands

$$F(u) = \frac{n - n_u}{n} \tag{۱۳}$$

بنابراین تخمین زننده دم توزیع به صورت رابطه زیر می‌باشد. برای هر احتمال q احتمال نظیر در دنباله توزیع (Z_q) را می‌توان با معکوس رابطه (۱۴) به‌صورت رابطه (۱۵) به دست آورد.

$$\hat{F}(x) = 1 - \frac{n_u}{n}\left(1 + \hat{\xi}\frac{x-u}{\hat{\beta}}\right)^{-1/\xi} \tag{۱۴}$$

$$z_{q,k} = z_{k+1} + \frac{\hat{\beta}}{\hat{\xi}}\left(\left(\frac{1-q}{k/n}\right)^{-\frac{1}{\xi}} - 1\right) \tag{۱۵}$$

مهم‌ترین گام در پیاده‌سازی توزیع تعمیم یافته پرتو تعیین حد آستانه مناسب می‌باشد. اگر مقدار آستانه بدرستی تعیین نشود ممکن است دقت تخمین پایین بیاید و یا تخمین پارامترها اریب شوند. اگر مقدار آستانه پایین انتخاب شود تعداد مشاهدات افزایش یافته و تخمین دقیق‌تر خواهد بود از طرفی تعداد زیاد مشاهدات ممکن است موجب ورود مشاهداتی که از مرکز توزیع در محاسبات شده و تخمین پارامترها اریب خواهند شد (Mousavi, 2017).

در این پژوهش از حد آستانه ثابت و روش تجربی استفاده شده است. در روش تجربی حد آستانه، k امین داده آماری که ۹۰ درصد داده‌ها قبل آن باشند، انتخاب می‌گردد.

پس از تعیین توزیع دارایی‌ها، ساختار همبستگی میان دارایی‌ها محاسبه می‌گردد. برای محاسبه ارتباط بین این دارایی ها از ترکیب روش همبستگی شرطی پویا و کاپولا استفاده شده است که همبستگی علاوه بر غیرخطی بودن، پویا و متغیر با زمان نیز باشد. در ادامه توضیح روش همبستگی شرطی پویا و کاپولا و ترکیب آن دو ارائه گردیده است.

مدل همبستگی شرطی پویا (DCC)

مدل همبستگی شرطی پویا تعمیم‌یافته مدل همبستگی شرطی ثابت می‌باشد چرا که ثابت بودن همبستگی شرطی برای داده‌های مالی در طی زمان فرض درستی نمی‌باشد. مدل DCC به علت تعداد کمتر پارامترهای تخمینی نسبت به مدل‌های BEKK,VEC, CCC از انعطاف‌پذیری بالاتری نیز برخوردار است. این مدل کلاس جدیدی از مدل‌های گارچ چند متغیره است که در آن رابطه بین متغیرها با در نظر گرفتن حوادث طی دوره مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد در این صورت

همبستگی بین دو متغیر ممکن است مستقیم، معکوس و یا صفر باشد. این مدل خطی نیست اما می‌تواند به آسانی اغلب توسط روش‌های تک متغیره یا دو مرحله ای براساس تابع درست‌نمایی[1] تخمین زده شود. مدل DCC هنگامی که در داده‌ها انحراف معیار وجود دارد مفید می‌باشد.

این مدل توسط انگل ارائه شد که فرم کلی آن به صورت رابطه (۱۶) می‌باشد:

$$H_t = D_t R D_t$$
$$D_t = diag(h_{1\,1t}^{\frac{1}{2}} \dots h_{N\,Nt}^{\frac{1}{2}}) \qquad (۱۶)$$
$$R_t = diag(q_{11.t}^{\frac{-1}{2}} \dots q_{NN.t}^{\frac{-1}{2}}) Q_t diag(q_{11.t}^{\frac{-1}{2}} \dots q_{NN.t}^{\frac{-1}{2}})$$

Q_t رابطه (۱۷) ماتریس معین مثبت متقارن $N \times N$ است به نحوی که:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha u_{t-1} \acute{u}_{t-1} + \beta Q_{t-1} \qquad (۱۷)$$
$$u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{h_{iit}}$$

$\bar{Q}$ ماتریس واریانس غیرشرطی u_t با ابعاد $N \times N$ است. α و β پارامترهای اسکالر غیرمنفی هستند که شرط $\alpha + \beta < 1$ را تأمین می‌کند. محدودیت‌های مطرح شده برای α و β تضمین می‌کند که Q_t معین مثبت باشد و این خود شرط لازم و کافی برای معین مثبت بودن ماتریس R_t است (Engle & Sheppard, 2001).

تحت فرض شرطی بودن به‌صورت نرمال، پارامترهای مدل GARCH چندمتغیره توسط تابع حداکثر درستنمایی به صورت رابطه (۱۸) است.

$$L(\theta) = -\frac{TN}{2} log\, 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^{T} (log|H_t| + \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t) \qquad (۱۸)$$

θ: کلیه پارامترهای ناشناخته برای تخمین

N: تعداد دارایی (تعداد سری زمانی در سیستم)

T: تعداد مشاهدات

بنابراین تابع حداکثر درستنمایی مقدار θ را تخمین می‌زند (Brooks, 2008).

1- Likelihood function

تابع چگالی کاپولا

قضیه اسکالر نشان می‌دهد که زمانی‌که متغیرها پیوسته می‌باشند هر تابع توزیع احتمال چندمتغیره می‌تواند با استفاده از یک توزیع حاشیه‌ای و یک ساختار وابسته نشان داده شود که به صورت رابطه (۱۹) استنتاج می‌شود.

(۱۹)

$$f(x_1 \ldots . x_n) = \frac{\partial^n C(F_1(X_1) \ldots . F_n(X_n))}{\partial F_1(X_1) \ldots \partial F_n(X_n)} \times \prod_{j=1}^{n} \frac{\partial F_j(X_j)}{\partial x_j} = C(F_1(x_1) \ldots . F_n(x_n)) \times \prod_{j=1}^{n} f_j(X_j))$$

که در رابطه (۱۹) f_j ها توابع چگالی حاشیه‌ای، $F_j(X_j)$ تابع توزیع حاشیه‌ای و C تابع چگالی کاپولا می‌باشد (Cherubini et al., 2004).

کاپولاهای گوسی و تی از دسته خانواده کاپولاهای با توزیع بیضوی شکل، هستند که برای توزیع‌های چند متغیره بسیار پرکاربرد می‌باشند.

کاپولای گوسی چند متغیره

کاپولای گوسی، کاپولای توزیع نرمال چند متغیره می‌باشد که به صورت رابطه (۲۰) تعریف می‌شود:

$$C^{Ga}(r_1 \ldots . r_n) = \emptyset_p(\emptyset^{-1}(r_1) \ldots . \emptyset^{-1}(r_n)) = \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(r_1)} \ldots \int_{-\infty}^{\emptyset^{-1}(r_n)} \frac{1}{2(\pi)^{\pi/2} |p|^{1/2}} exp\left(-\frac{1}{2} z^r p^{-1} z\right) dz_1 \ldots dz_n \quad (۲۰)$$

که در رابطه (۲۰) $\emptyset_p$ تابع توزیع مشترک نرمال استاندارد با ماتریس همبستگی p و $\emptyset^{-1}$ معکوس تابع توزیع نرمال تک متغیره می‌باشد (Cherubini et al., 2004).

ترکیب DCC با کاپولا

در برآورد VaR یک پرتفوی نیاز است توزیع حاشیه‌ای مربوط به هر یک از اقلام موجود در پرتفوی مشخص و با استفاده از عملگری، توزیع توام را محاسبه گردد. تابع کاپولا این امکان را ایجاد می‌نماید تا بدون هیچ فرضی بر توزیع بازدهی دارایی‌ها توزیع مشترک پرتفوی بدست آید. از آن‌جایی‌که روش کاپولای کلاسیک ساختار وابستگی را به صورت متغیر با زمان محاسبه نمی‌کند، اگر پارامترهای همبستگی شرطی پویا حاصل از مدلسازی رابطه (۲۱) با کاپولا گوسین

ترکیب شود منجر به مدل پویا Copula-DCC (رابطه (۲۲)) می‌شود.

$$Q_t = \cap + a\varepsilon_{t-1}\acute{\varepsilon}_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (۲۱)$$

$$C_{DCC}^{Ga}(r_1. \dots r_n) = \emptyset_{p_t}\left(\emptyset^{-1}(r_1). \dots . \emptyset^{-1}(r_n)\right) \quad (۲۲)$$

برای تخمین پارامترهای کاپولا از رویکرد حداکثر درستنمایی استفاده می‌شود. با توجه به تابع چگالی کاپولا که در رابطه (۱۹) بیان شد، می‌توان لگاریتم تابع درستنمایی را به صورت رابطه (۲۳) نوشت.

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^{T} In\, c(F_1(x_{1t}).F_2(x_{2t}). \dots . F_n(x_{nt}) + \sum_{t=1}^{T}\sum_{j=1}^{n} In\, f_i(x_{jt}) \quad (۲۳)$$

تابع درست‌نمایی کاپولا (رابطه (۲۳)) در جهت حداکثر کردن مقادیر α و β حاصل از روش همبستگی شرطی پویا مورد محاسبه قرار می‌گیرد (Shekari, 2018).

سپس جهت پیش‌بینی بازده دارایی‌ها از شبیه‌سازی مونت کارلو استفاده شده است که در آن n سری بازده بر اساس اطلاعات در زمان t شبیه‌سازی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر برای یک قدم بعدی یا یک روز بعد ۱۰۰۰۰ سناریو برای بازده‌ها شبیه‌سازی می‌شود. در انتها اوزان بهینه سرمایه‌گذاری را با استفاده از حداقل سازی ارزش در معرض ریسک شرطی تعیین می‌شود.

مدل میانگین- ارزش در معرض خطر شرطی

راکفلر و اوریاسف[1] (۲۰۰۲) با ترکیب CVaR و VaR (α) به کمک شبیه‌سازی مونت کارلو به حداقل‌سازی ارزش در معرض خطر شرطی با استفاده از رابطه (۲۴) پرداختند.

اگر وزن هر دارایی در پرتفو x_i و بازده مربوطه آن y_i باشد، $\sum_{i=1}^{n} x_i y_i = X^T Y$ و u^k جایگزینی برای عبارت $\max([-X^T Y^K - \alpha], 0)$ باشد، مدل میانگین- ارزش در معرض خطر به صورت رابطه (۲۴) می‌باشد (Deng et al., 2011).

1- Rockafellar and Uryasev

$$min \quad \alpha + \frac{1}{q(1-\beta)} \sum_{k=1}^{q} u^k \qquad (۲۴)$$

$$s.t. \begin{cases} X^T Y^k + \alpha + u^k \geq 0 \\ u^k \geq 0 \\ \frac{1}{q} X^T \sum_{k=1}^{q} Y^k \geq \rho \\ \sum_{i=1}^{n} x_i = 1 \\ x \geq 0 \end{cases}$$

x_i: اگر وزن هر دارایی در پرتفو

y_i: بازده هر دارایی در پرتفو

ρ: بازده‌های مورد انتظار

β : سطح اطمینان

Y^K: سناریوهای متساوی الاحتمال برای $K = 1, \dots,$

نتایج و یافته‌های پژوهش

توصیف داده‌ها

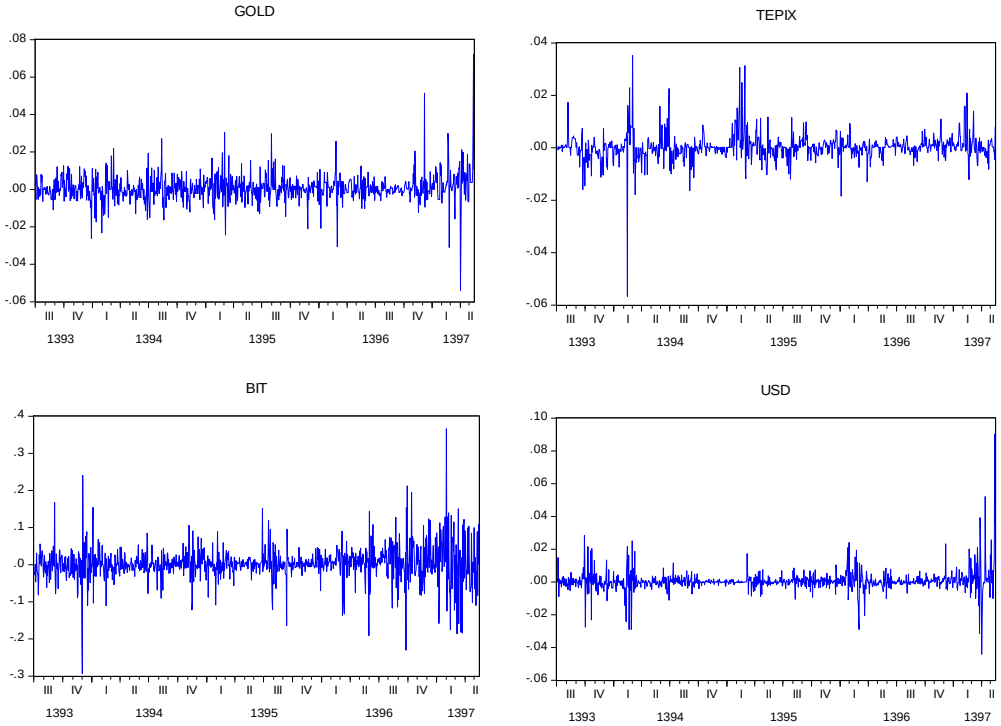
متغیرهای تحقیق عبارت اند از: بازده روزانه شاخص کل بورس اوراق بهادار (TEPIX)، بازده روزانه قیمت سکه بهار آزادی طرح قدیم بر حسب ریال، بازده روزانه قیمت دلار آمریکا بر حسب ریال در بازار آزاد تهران، بازده روزانه قیمت بیت‌کوین بر حسب ریال، که به صورت لگاریتمی در فاصله مهر ۱۳۹۳ تا فروردین ۱۳۹۷ محاسبه شده است. آمار خلاصه‌ای از داده‌ها در جدول ۱ ارائه گردیده است.

جدول ۱. آمار خلاصه‌ای از داده‌ها

نام سری زمانی	میانگین	انحراف معیار	بیشترین	کمترین	چولگی	کشیدگی
TEPIX	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۴۹۲۴	۰/۰۳۵۲۶۶	−۰/۰۵۶۷۰۳	−۰/۲۸۶۴۵۹	۲۸/۱۲۱۶۶
GOLD	۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۷۱۶۶	۰/۰۷۲۰۵۳	−۰/۰۵۳۹۷۸	۱/۰۵۸۵۷۷	۲۰/۲۰۰۱۴
USD	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۶۵۳۴	۰/۰۹۰۳۵۸	−۰/۰۴۴۱۴	۳/۰۵۱۵۲۷	۴۸/۸۵۵۳۶
BIT	۰/۰۰۳۳۱۲	۰/۰۴۷۳۴۶	۰/۳۶۵۹۲۸	−۰/۲۹۳۶	۰/۰۳۷۰۷۳	۱۱/۴۷۶۳

همان‌طور که در نمودارهای زیر و جدول فوق مشاهده می‌شود، نوسانات تغییرات قیمت در بیت‌کوین از سایر متغیرهای دیگر بیشتر می‌باشد، بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که سرمایه‌گذاری در بیت‌کوین بیش‌ترین ریسک را نسبت به سایر دارایی‌های این تحقیق دارد و بالتبع آن بالاترین بازده مورد انتظاری نیز داراست. همچنین نوسانات تغییرات قیمت در شاخص بورس نسبت به سایر

دارایی‌های مورد نظر تحقیق کمتر بوده و کمترین ریسک نوسانات را شامل می‌شود و به همین دلیل بازده کمتری نسبت به سایر دارایی‌ها داراست.



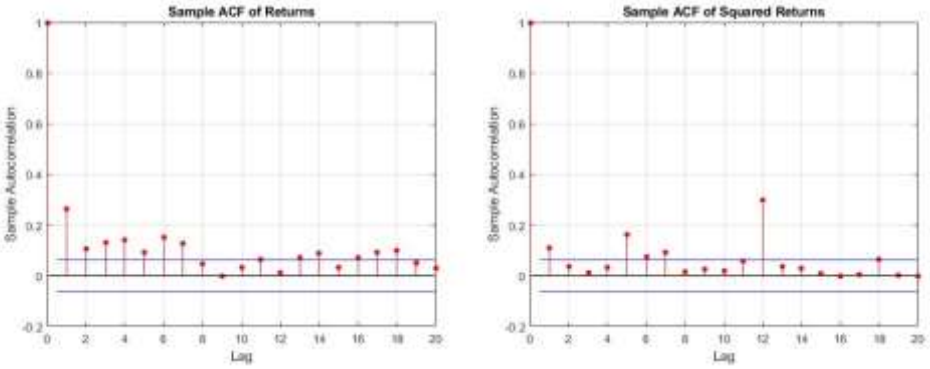
شکل ٤. بازده لگاریتمی متغیرهای مسأله

با توجه به اینکه بازده دارایی‌های مالی دنباله پهن‌تری نسبت به توزیع نرمال دارند با استفاده از آزمون جارک - برا[1]، فرض نرمال بودن توزیع همه متغیرها رد شد. همچنین جهت بررسی مانایی و آزمون ریشه واحد از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته استفاده شد که در سطح بحرانی ۵٪ تمامی متغیرهای تحقیق فاقد ریشه واحد بوده و بنابراین مانا هستند.

جهت بررسی خودهمبستگی بین سری‌های زمانی، نمودارهای خودهمبستگی برای هر یک از

1- Jarque-Bera

متغیرهای مسئله ترسیم و آزمون جانگ- باکس با مقدار ۲۰ وقفه و همچنین آزمون لاگرانژ (ARCH-LM) جهت بررسی وجود ناهمسانی واریانس در متغیرهای تحقیق انجام شده است که نشان دهنده رد فرض عدم خودهمبستگی و وجود ناهمسانی واریانس برای تمامی متغیرهای تحقیق می‌باشد. نمودارهای خودهمبستگی بازدهی و مربع بازدهی برای شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در شکل ۵ رسم گردیده است.



شکل ۵. خودهمبستگی بازدهی و توان دوم بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

با توجه به رد فرض عدم خودهمبستگی و وجود ناهمسانی واریانس برای تمام متغیرهای مسئله از یک مدل ARMA(1,1) و GJR-GARCH(1,1) استفاده شده است. پس از برازش مدل ناهمسانی واریانس و استانداردسازی دوباره آزمون جانگ- باکس به منظور بررسی خودهمبستگی و آزمون لاگرانژ بر روی باقی‌مانده‌ها انجام شده است که نتایج آن حاکی از نبود خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس در بین باقی‌مانده‌ها می‌باشد.

پیاده‌سازی نظریه ارزش فرین

در این پژوهش از روش فراتر از حد آستانه استفاده و حد آستانه از روش تجربی، به طوری که ۱۰ درصد داده‌ها خارج از این محدوده و ۹۰ درصد در داخل این محدوده قرار گیرد، در واقع صدک ۹۰ ام داده‌ها تعیین شده است.پس تعیین مقدار آستانه از طریق رویکرد حداکثر درستنمایی پارامترهای توزیع تعمیم‌یافته پرتو محاسبه می‌گردند که مقادیر آن در جدول ۲ گزارش شده است.

در این پژوهش، از یک توزیع نیمه پارامتریک که شامل استفاده کردن از یک کرنل با تابع گوسین به عنوان تابع کرنل، برای قسمت داخلی توزیع سری و توزیع تعمیم‌یافته پرتو برای قسمت دنباله توزیع استفاده می‌شود، دلیل استفاده از کرنل این است که توزیع تجربی پله‌پله داده‌ها را هموار می‌کند.

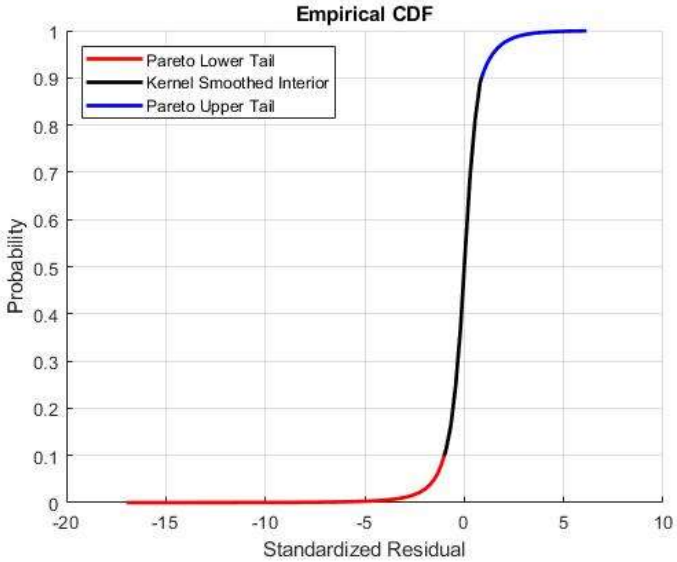
جدول ۲. پارامترهای تخمین رده شده توزیع تعمیم‌یافته پرتو

نام سری زمانی	نوع ضریب	دم بالا	دم پایین
TEPIX	شکل	۰/۱۰۰۹	۰/۲۹۸۶
	مقیاس	۰/۷۷۵۰	۰/۶۴۲۵
GOLD	شکل	۰/۲۱۲۶	۰/۱۸۴۱
	مقیاس	۰/۶۴۳۴	۰/۵۱۲۲
USD	شکل	۰/۱۸۹۷	۰/۰۲۰۹
	مقیاس	۱/۰۳۴۴	۰/۶۸۲۱
BIT	شکل	۰/۲۴۳۳	۰/۱۸۱۴
	مقیاس	۰/۵۸۰۳	۰/۷۵۱۲

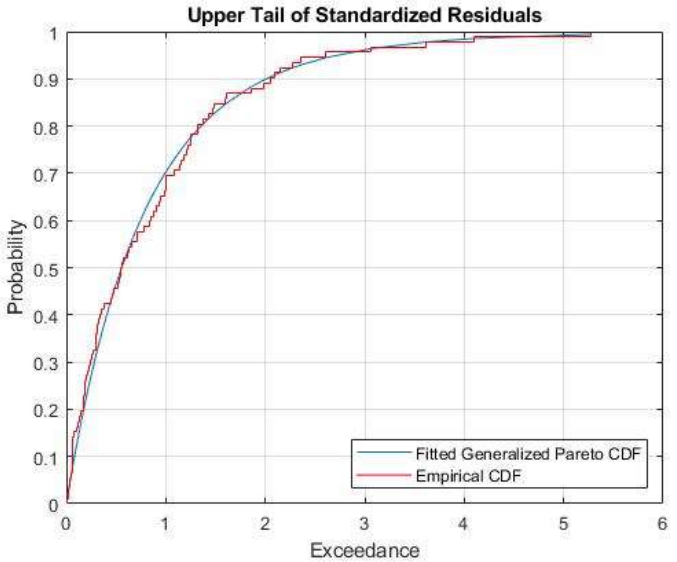
همچنین توزیع تجربی پرتو برازش شده برای بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار در نمایش داده شده است. همچنین به منظور ارزیابی نیکویی مدل برازش شده، نمودار توزیع تجمعی برازش شده و توزیع تجمعی بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار در رسم شده است، که هر چه این دو نمودار به یکدیگر نزدیک‌تر باشند، نشان‌دهنده این است که مدل به خوبی برازش شده است. همان طور که مشاهده می‌شود، توزیع پرتو تعمیم‌یافته به خوبی دنباله متغیرها را مدل می‌کند.

پیش‌بینی ساختار همبستگی متغیرها

در این بخش جهت پیش‌بینی ساختار همبستگی متغیرها از روش همبستگی شرطی پویا استفاده می‌شود. در این روش همبستگی میان متغیرها با گذر زمان تغییر می‌کند. پیش‌بینی آخرین دوره ماتریس همبستگی حاصل از این مدل در جدول ۳ ارائه گردیده است.



نمودار ۱. توزیع تجربی بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار



نمودار ۲. توزیع تجمعی بازدهی و برازش شده شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران

جدول ۳. پیش‌بینی آخرین دوره ماتریس همبستگی شرطی

	بورس	سکه	دلار	بیت‌کوین
بورس	۱	−۰/۰۷۲۸	−۰/۰۷۲۹	−۰/۰۰۱۴
سکه	−۰/۰۷۲۸	۱	۰/۳۵۳۸	۰/۰۴۰۲
دلار	−۰/۰۷۲۹	۰/۳۵۳۸	۱	۰/۱۶۵۶
بیت‌کوین	−۰/۰۰۱۴	۰/۰۴۰۲	۰/۱۶۵۶	۱

همان‌طور که در جدول فوق مشاهده می‌شود، همبستگی بین برخی دارایی‌های فوق منفی بوده و نشان می‌دهد که وقتی یک دارایی بازدهی بیشتر از متوسطش را کسب نماید، دارایی دیگر نیز چنین روندی نخواهد داشت. بنابراین سرمایه‌گذار می‌تواند بنا به این قضیه، سبد دارایی خود را متنوع سازد.

پیش‌بینی بازده مورد انتظار هر دارایی

در این بخش بازده مورد انتظار متغیرها با استفاده از توزیع حاشیه‌ای هر یک از متغیرها که از طریق تابع کاپولا که در آن از ساختار همبستگی بدست آمده از روش DCC استفاده شده است، شبیه‌سازی شده است. مقادیر میانگین بازده متغیرها برای دوره آخر پیش‌بینی شده و در جدول ۴ ارائه گردیده است.

جدول ٤- مقدار میانگین بازده پیش‌بینی شده متغیرها

نام سری زمانی	میانگین بازده پیش‌بینی شده
TEPIX	۰/۰۰۰۳
GOLD	۰/۰۰۱
USD	۰/۰۰۱
BIT	۰/۰۰۹۲

نتایج فوق نشان می‌دهد که مقدار بازده روزانه بورس اوراق بهادار از سایر دارایی‌های این تحقیق کم‌تر می‌باشد. به طور کلی نتایج حاکی از این است که بازده روزانه مورد انتظار سرمایه‌گذاری به ترتیب در بیت‌کوین، سکه، دلار و بورس بیشتر است.

تخصیص دارایی بر اساس رویکرد میانگین – ارزش در معرض خطر شرطی

در این بخش، با استفاده از نتایج حاصل از پیش‌بینی ماتریس همبستگی و همچنین مدل‌سازی انتخاب سبد دارایی با استفاده از رویکرد میانگین – ارزش در معرض خطر شرطی، سعی در تعیین اوزان بهینه سرمایه‌گذاری شده است. مدل میانگین – ارزش در معرض خطر شرطی با هدف حداقل‌سازی ارزش در معرض خطر شرطی با استفاده از رابطه (۲۴) که قبلاً بیان گردید، می‌باشد.

با استفاده از بازده‌های شبیه‌سازی شده و نرم‌افزار *MATLAB*، اوزان بهینه سرمایه‌گذاری در هر دارایی به ازای ρ های مختلف در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵- اوزان بهینه سرمایه‌گذاری در مدل میانگین – ارزش در معرض خطر شرطی

دارایی‌ها	اوزان بهینه به ازای انواع حداقل بازده مورد انتظار							
بورس	۰/۷۲۶۳	۰/۱۲۳۵	۰	۰	۰	۰	۰	۰
سکه	۰/۱۸۷۸	۰/۵۹۸۲	۰/۷۰۳۲	۰/۷۲	۰/۶	۰/۵	۰/۳۶	۰
دلار	۰/۰۸۲۲	۰/۲۲۶۲	۰/۱۳۸۴	۰	۰	۰	۰	۰
بیت‌کوین	۰/۰۰۳۷	۰/۰۵۲۱	۰/۱۵۸۳	۰/۲۸	۰/۴	۰/۵	۰/۶۴	۱
بازده مورد انتظار	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۳	۰/۰۰۴	۰/۰۰۵	۰/۰۰۶	۰/۰۰۹
CVaR	۰/۰۰۵۸	۰/۰۱۳	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۶	۰/۰۸	۰/۱	۰/۱۵
VaR	۰/۰۰۳۸	۰/۰۰۸۹	۰/۰۱۶۲	۰/۰۲۶۱	۰/۰۳۷۳	۰/۰۴۸۴	۰/۰۸۴۴	۰/۰۹۶۳
C-Sharp	۰/۰۳۰۵	۰/۰۶۲	۰/۰۶۸۴	۰/۰۶۳۶	۰/۰۶۰۸	۰/۰۶	۰/۰۵۶۵	۰/۰۵۶

با بررسی جدول فوق مشاهده می‌شود که هرچه بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار افزایش می‌یابد، ارزش در معرض خطر شرطی آن نیز افزایش می‌یابد. همچنین با افزایش حداقل بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار، سهم سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار کاهش، برای سکه و دلار ابتدا افزایش و سپس کاهش و در بیت‌کوین افزایش می‌یابد.

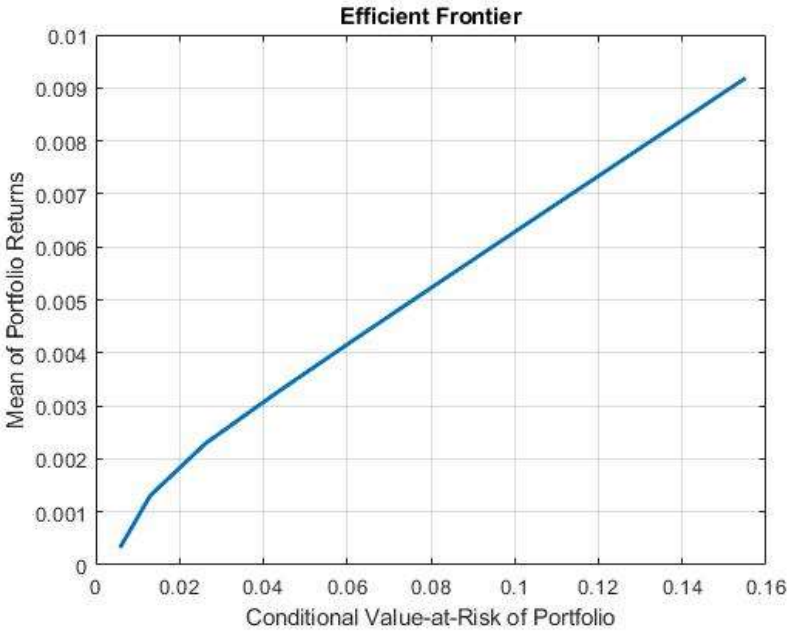
ردیف آخر جدول فوق اختصاص به نسبت شارپ شرطی[1] دارد و با توجه به آن، اختصاص وزن بین ۶۰ در صد تا ۷۰ درصد در سکه، حداکثر ۲۰ درصد در دلار و ۵ درصد تا ۲۰ درصد در بیت‌کوین نسبت شارپ خوبی را به دست می‌دهد.

به طور خلاصه نتیجه می‌شود که هر چه نوسانات دارایی شدیدتر و بازده آن پایین‌تر باشد، وزن

1- Conditional Sharp (C-Sharp)

سرمایه‌گذاری در آن کاهش می‌یابد. همچنین در سطح ارزش در معرض خطر شرطی صفر، به دلیل تغییرات کم واریانس، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در بورس و در بالاترین سطح ارزش در معرض خطر شرطی، بیش‌ترین وزن سرمایه‌گذاری در بیت‌کوین به دلیل بازده بالاتر تخصیص یافته است. به عبارت دیگر هر چه قدرت ریسک‌پذیری سرمایه‌گذار افزایش یابد، وزن سرمایه‌گذاری روی سکه و بیت‌کوین افزایش می‌یابد.

مرز کارایی سرمایه‌گذاری در دارایی‌های تحقیق در نمودار ۳ ارائه گردیده است.



نمودار ۳. مرز کارایی مدل میانگین – ارزش درمعرض خطر شرطی

همان طور که مشاهده می‌شود مرز کارا مشابه خطی است و با افزایش حداقل بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار، ارزش در معرض خطر نیز افزایش یافته است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادات

هدف از انجام این پژوهش، پیشنهاد اوزان بهینه سرمایه‌گذاری در هر یک از دارایی‌های مالی نظیر طلا، ارز، رمز ارز و بورس اوراق بهادار با استفاده از ارزش در معرض شرطی (CVaR) و

محاسبه ساختار همبستگی بین متغیرها با ترکیب همبستگی شرطی پویا (DCC) و کاپولا (Copula) می‌باشد، تا سرمایه‌گذاران با استفاده از نتایج این تحقیق در هر یک از دارایی‌های فوق به چه میزانی سرمایه‌گذاری نمایند. در این پژوهش به علت حضور ارز دیجیتال بیت‌کوین که دارایی نوظهور است، از داده‌های روزانه استفاده شده که باعث عدم حضور املاک که کوتاه‌ترین توالی داده‌های آن به صورت فصلی می‌باشند، در بین دارایی‌های مورد نظر این پژوهش و محدود شدن بازه مورد بررسی داده‌ها با توجه به محدودیت بازده‌های روزانه بانک اطلاعات بانک مرکزی گردیده است.

در ادبیات کلاسیک مدیریت ریسک توجه بیشتر بر ریسک کل پرتفو می‌باشد، اما در ادبیات نوین، محققین بیشتر بر ریسک نامطلوب تمرکز می‌کنند. لیکن در این پژوهش سعی بر ارائه روشی مناسب و نوین برای اندازه‌گیری ریسک با توجه به روابط بین دارایی‌هایی نظیر بورس، طلا، ارز و رمز ارز و به تبع آن متنوع نمودن اجزای پرتفو سرمایه‌گذاری در جهت کاهش ریسک نامطلوب آن بوده است.

در این پژوهش همبستگی بورس اوراق بهادار با سکه و دلار منفی بوده و این نشان می‌دهد که وقتی یک دارایی بازدهی بیشتر از متوسطش را کسب نماید، دارایی دیگر نیز چنین روندی نخواهد داشت. بنابراین سرمایه‌گذار می‌تواند بنا به این قضیه، سبد دارایی خود را با دارایی‌های فوق متنوع سازد.

با توجه به سطح ریسک‌پذیری سرمایه‌گذار، اگر سرمایه‌گذار تحمل کم‌ترین ریسک را داشته باشد، پیشنهاد بیش‌ترین سهم سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار می‌گردد. با افزایش حداقل بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار، سهم سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار کاهش، در سکه و دلار ابتدا افزایش و سپس کاهش و در بیت‌کوین افزایش می‌یابد. بنابر این پیشنهاد می‌گردد که سرمایه‌گذاران با ریسک‌پذیری بالا، در بیت‌کوین و همچنین سرمایه‌گذاران با ریسک پذیری پایین در سکه بهار آزادی سرمایه‌گذاری کنند.

با توجه به نسبت شارپ شرطی پرتفوی متنوع عملکرد بهتری از هر دارایی داشته و بهترین عملکرد را پرتفو شامل سکه با اختصاص بیش از ۷۰ درصد و دلار و بیت‌کوین با وزن برابر داشته است. همچنین با توجه به نسبت شارپ شرطی در پرتفو بهینه حداقل وزن سکه ۶۰ درصد وحداکثر سهم دلار و بیت‌کوین ۲۰ درصد می‌باشد.

References

[1] Andrianto, Y., & Diputra, Y. (2017). The Effect of Cryptocurrency on Investment Portfolio Effectiveness. *Journal of Finance and Accounting, 5*, 229-238.

[2] Berger, T. (2013). Forecasting value-at-risk using time varying copulas and EVT return distributions. *International Economics, 133*, 93-106.

[3] Brière, m., oosterlinck, k., & szafarz, a. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. *Journal of Asset Management, 16*(6), 365-373.

[4] Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance* (2 ed.). USA: Cambridge University Press.

[5] Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). *Copula Methods in Finance*: John Wiley & Sons.

[6] Chuen, K., LEE, D., Guo, L., & Wang, Y. (2017). Cryptocurrency: A New Investment Opportunity? *The Journal of Alternative Investments, 20*(3), 16-40.

[7] Ciner, C., Gurdgiev, C., & M.Lucey, B. (2013). Hedges and Safe Havens: An examination of Stocks, Bonds, Gold, Oil and Dollar. *International Review of Financial Analysis, 29*(C), 202-211.

[8] Deng, L., Ma, C., & Yang, W. (2011). Portfolio Optimization via Pair Copula-GARCH-EVT-CVaR Model. *Systems Engineering Procedia, 2*, 171-181.

[9] Engle, R., & Sheppard, K. (2001). *Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH*: National Bureau of Economic Research.

[10] Fischer, E. O., & Lind-Braucher, S. (2010). Optimal Portfolios with Traditional and Alternative Investments: An Empirical Investigation. *The Journal of Alternative Investments, 13*(2), 58-77.

[11] Gangwal, S. (2016). Analyzing the Effects of Adding Bitcoin to Portfolio. *International Journal of Economics and Management Engineering, 10*(10), 3519-3532.

[12] Gholizade, A. A., & Matin, M. T. (2011). Choosing A Portfolio of Assets During A Housing Recession and Boom. *Quarterly Journal of Economic Research*, 71-92. (In Persian)

[13] Hammoudeh, S., Araujo Santos, P., & Al-Hassan, A. (2013). Downside risk management and VaR-based optimal portfolios for precious metals, oil and stocks. *North American Journal of Economics and Finance, 25*, 318-334.

[14] Mahmoodi, V., Emamdoost, M., & Fard, P. S. (2017). Investigating The Role of Real Estate in The Asset Portfolio of Investors in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy* (80), 241-261. (In Persian)

[15] Markowitz, H. M. (1959). *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*. New York: John Wiley & Sons.

[16] Mousavi, H. (2017). *Intraday VaR Estimation with EVT-Copula Approach.* (Master of Science), Khatam. (In Persian)

[17] Nasiri, F. (2015). *Portfolio Optimization in The Currency, Gold and Stock*

Markets Using VaR based on the Garch-Copula Model. (Master of Science), Khatam. (In Persian)

[18] Patterson, K. D. (2000). *An introduction to applied econometrics : a time series approach* (1 Ed.): Palgrave

[19] Peyravi, A. (2011). *Appointment of the Investment Optimum Weight in with focus in Relationship on Tehran Stock Exchange, Gold, Foreign Exchange and Housing Markets.* (Master of Science), K.N.Toosi. (In Persian)

[20] Raza, N., Ali, S., Shahzad, S. J. H., & Raza, S. A. (2018). Do commodities effectively hedge real estate risk? A multi-scale asymmetric DCC approach. *Resources Policy, 57*, 10-29.

[21] Sahamkhadam, M., Stephan, A., & Ostermark, R. (2018). Portfolio Optimization Based on GARCH-EVT-Copula Forecasting Models. *International Journal of Forecasting, 34*, 497-506.

[22] Sharifi, A. K. (2017). *Portfolio Optimization with VaR and GARCH-EVT-Copula on the Tehran Stock Exchange.* (Master of Science), Khatam. (In Persian)

[23] Shekari, S. (2018). *Forecasting VaR Using Time Varying Copulas and EVT Return Distributions.* (Master of Science), Khatam. (In Persian)

[24] Zaghfar, H., & Ajorloo, N. (2016). Estimating VaR of The Currency Portfolio of A Sample Bank with GARCH-EVT-Copula. *Quarterly Journal of Economic Research*(67), 113-141. (In Persian)

اصلاحیه مجله شماره 18 دوره 26 منتشر شده در پاییز وزمستان 1398

بنا به درخواست نویسندگان مقاله تحت عنوان "**بررسی رابطه عملکرد بیمه با رشد اقتصادی ایران: با استفاده از رویکرد پویایی شناسی سیستم**" مبنی بر اصلاح صحیح مشخصات وآدرس بعضی از نویسندگان که به دلیل عدم انعکاس صحیح آن توسط نویسندگان انجام گرفته بود به درخواست نامبردگان وبا تأیید مدیریت محترم نشر آثار علمی دانشگاه به شرح ذیل اصلاح می گردد.

بررسی رابطه عملکرد بیمه با رشد اقتصادی ایران: با استفاده از رویکرد پویایی شناسی سیستم

میترا سیدزاده **mitra_seyedzadeh@mail.um.ac.ir**

دانشجوی دکتری اقتصاد. دانشگاه فردوسی مشهد.ایران.

محمد حسین مهدوی عادلی **mh-mahdavi@um.ac.ir**

استاد دانشگاه فردوسی مشهد. گروه اقتصاد. ایران.

مهدی بهنامه **m.behname@um.ac.ir**

استادیار دانشگاه فردوسی مشهد. گروه اقتصاد. ایران.

تقی ابراهیمی سالاری **ebrahimi@um.ac.ir**

استادیار دانشگاه فردوسی مشهد. گروه اقتصاد. ایران

Quarterly Monetary & Financial Economics
(Previously Knowledge & Development)

Published by: Ferdowsi University of Mashhad
Managing Director: Dr. M.T. Ahmadi Shadmehri
Editor-in-Chief: Dr. M. Hooshmand

Editorial Board:

S. Dehghaniyan Professor, Faculty of Agricultural Ferdowsi University of Mashhad.

M. A. Falahi Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

M. Hooshmand Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A. Djahankhani Professor, Faculty of Accounting and Management, shahid Beheshti University.

A. Djafari Samimi Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University.

A. Mojtahed Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University.

M. H. Mahdavi AdeIi Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A.R. Rahimi Brujerdi Professor, Faculty of Economics, Tehran University.

Editor: Dr. R. Pishghadam
Editor: Dr: J. mizban
Executlve Director: M. Kadkhodaei
Printed by: Ferdowsi University Press
Circulation: 100
Publishing License: 124/10352
77/10/8
Address: Mashhad PO Box 9177948951 - 1357
Tel: 0511-8806307
Fax: 0511-8829584
Website: http://jm.um.ac.ir
E-Mail: Danesh24@um.ac.ir

This journal is indexed in:

1. ISC
2. SID
3. MAGIRAN
4. JM.UM.AC.IR

Content

Investigating the correlation between exchange rate fluctuations, current government expenditures fluctuations and government debt to the banking network with emphasis on time-scale

Soheil Roudari
Masoud Homayounifar
Mostafa Salimifar

Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran

M. Niazi Mohseni
H. Sahrestani
K. Hojabr Kiani
F. Ghafari

Impact of Globalization on the Development of Commercial Insurance: A Comparative Study Between Perspective Countries of Iran and Developed Countries

Saeed Asadiqaragoz
Alireza DaghighiAsli
Ghadir Mahdavi
Marjan Damankeshideh

Exploring The Elements of Corporate Entrepreneurship and Investigating Its Relationship with Performance of Social Security Organization Subsidiary and Affiliate Companies

Hossein Takroosta
Mostafa Kazemi
Mohammad Hossein Mahdavi
Adeli

Extracting the Phillips Curve Based on Real Exchange Rate for the Iran Economy by Generalized Method of Moments

Afsaneh Javadi
Mohammad Taher Ahmadi
Shadmehri

Portfolio optimization using the wavelet-based Bayesian MGARCH approach

Seyed Ali Hoseeini Ebrahimabad
Khalil Jahangiri
Mahdi Ghaemi Asl
Hasan Heydari

The effect of liquidity on the corruption in the selected countries of MENA region

Mohammad Sharif Karimi

Azadeh Shahab

The Impact of Natural Resources Rent and Political Development on Central Bank Independence: Evidence from Oil Exporting Countries

Sajjad faraji dizaji
Hossein Sadeghi
Zahra Lotfi

The effect of ownership structure and corporate governance on performance of banks: using structural equations approach

Abdorreza Asadi
Mohammad Ali Abri

Mixed- Asset Portfolio Optimization

Soudeh Sabahi
Farimah Mokhatab Rafiei
MohammadAli Rastegar

Quarterly Monetary & Financial Economics (Previously Knowledge & Development)
Vol. 27 No. 19 Spring – Summer 2020

Investigating the correlation between exchange rate fluctuations, current government expenditures fluctuations and government debt to the banking network with emphasis on time-scale

Soheil Roudari[1]
Ph.D. Candidate of Economics, Ferdowsi University,Mashad, Iran
Masoud Homayounifar[2]
Associate Professor in Economics, Ferdowsi University,Mashad, Iran
Mostafa Salimifar[3]
Professor in Economics, Ferdowsi University,Mashad, Iran

Abstract

Introduction: The banking network plays a prominent role in the financing of businesses. In recent years, due to increased government spending and disproportionate increases in government revenues, a budget deficit has been created, and due to the high dependence between the government and the banking network, in some cases increased current spending has been provided through borrowing from the banking network.

Theoretical Framework: One of the most important factors that effect on the formation of the financial crisis is the instability in other financial markets, especially the exchange rate, which affects the GDP of the country and the current expenditures of the government, and affecting the performance of the banking sector subsequently. By affecting the government budget, the exchange rate can affect the motivation of the government and government-affiliated companies to obtain loans and facilities from the banking network. Also, the increase in the exchange rate by increasing the cost of goods and services leads to a decrease in disposable income and subsequently a decrease in people's consumption. According to dependence of industrial sector to imports of intermediary goods, changes in exchange rate causes a change in the supply sector (Boschi & D' Addona, 2019). On the other hand, exchange rate volatility due to the uncertainty and increases in the cost of production has been effective on government debt to the banking system and current

---

1 -soheil.rudari@mail.um.ac.ir
2 -homayounifar@um.ac.ir
3 - (Corresponding Author: mostafa@um.ac.ir)

expenditures (Adrian & Shin,2010).

Methodology: In this study, using the wavelet transform model during the period of 1388-1397 monthly, the nominal exchange rate volatilities, government debt to the banking network, and current government expenditures are divided into three levels by using wavelet transform. In fact, wavelet transform explains the deviation from the main trend. To examine the relationship between the variables, the use of patterns such as Granjer causality is used, which provides a momentary criterion of causality test, therefore, it is unable to analyze the dynamics and reliability of variables relationship. In addition, in such methods, because the lag of variables can be used, it is possible to eliminate the immediate effects. Spectral analysis is used to solve this problem (Aguiar, et al.,2008).

Results and Discussion: In the short term, there is no significant correlation between nominal exchange rate fluctuations and current government spending fluctuations. Interestingly, there is a significant correlation between government debt to banking network fluctuations and exchange rate fluctuations. This indicates that about 17% of the fluctuations in the foreign exchange market and government debt to the banking network are consistent. Significantly, there is a relatively high correlation between government debt to banking network fluctuations and current government spending fluctuations in the short term, and about 32.5 percent of changes and fluctuations in each have led to a change in the other one, and in fact It can show the lack of independence of the country's banking network and the dependence and attitude of the government to provide current expenses from this source. There is a positive and significant correlation between nominal exchange rate fluctuations and current government spending fluctuations in the medium term. Of course, only about 19% of the fluctuations in each are positively followed by other fluctuations. In the medium term, the movement between exchange rate fluctuations and government debt to banking network fluctuations increases compared to the short-term (0.26), and this can also indicate the delayed effects of the exchange rate. Interestingly, there is a high correlation between government debt to banking network fluctuations and current government spending fluctuations, and over a longer period the fluctuations between the two are more intense in terms of intensity and direction. The time factor plays a very important role in the correlation between government debt fluctuations and exchange rate fluctuations. The correlation between these two cases started from about 0.17 in the short term and reached 0.53 in the long run. In terms of time factor, it has shown more biger about fluctuations in current government expenditures and fluctuations in government debt to banks than the other cases. The correlation between the two fluctuations has risen from 32.5 percent in the short term to 76 percent in the long term.

Conclusions and Suggestions: government and the banking network have a close relationship with each other, and this relationship is due to the fact that many of the country's banks are state-owned be greater in the long run. In fact, this is one of the main reasons for the non-performing loans in the country's banking network, and the government has used its bargaining power to cover its current expenditures, which have been very volatile in recent years and take loans and did not pay on time. In fact, based on the results, banking network has been a tool to cover current government expenditures, and due to exchange rate fluctuations in the country and increasing government current expenditures, government debt to the banking network can increase and reduce the credit ability of the banking network and can lead to inefficient allocation of resources.

Keyword: Volatilities, Nominal Exchange Rate, Current Government Expenditures, Government Debt to the Banks, Wavelet Transform
JEL Classification: E62, F31,H63

References

[1] Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of financial intermediation*, 19(3), 418-437.

[2] Aguiar-Conraria, L., Azevedo, N., & Soares, M. J. (2008). Using wavelets to decompose the time–frequency effects of monetary policy. *Physica A: Statistical mechanics and its Applications*, *387*(12), 2863-2878.

[3] Boschi, M., & d'Addona, S. (2019). The stability of tax elasticities over the business cycle in European countries. *Fiscal Studies*, 40(2), 175-210.

Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran

M. Niazi Mohseni [1]
Phd Student in Economics, Science and Research Branch of Islamic Azad University
H. Sahrestani[2]
Associated Professor in Economics, Science and Research Branch of Islamic Azad University
K. Hojabr Kiani[3]
Professor in Economics, Science and Research Branch of Islamic Azad University
F. Ghafari[4]
Associated Professor in Economics, Science and Research Branch of Islamic Azad University

Introduction

Monetary and financial affiliation, always closely linked to oil sector in Iran (as an oil exporter country) has made Monetary Policy a remarkable challenge to the economic policy- makers. In fact, according to expected statistics, a considerable amount of budget is provided by currency sources from oil export and withdrawal from foreign exchange reserve account by which Central Bank inevitably buys currency resulting to increase monetary base. Lack of possibility of mathematical anticipation and uncertainty of oil revenues to finance is one of the challenges monetary authorities encounter in Iran. Accordingly, mathematical programing for economic stability requires identifying the effect of Monetary Policy based on oil revenue. Examination of the effect of Monetary Policy in economics started with the theory of " *the amount of money"*. Economic experts are of different viewpoints on the impact of Monetary Policy on Marco variables. According to theoretical and experimental literature, Monetary Policy makes an outstanding difference on Marco variables. On the other hand such policies are extinguished by oil revenue leading to

1 m.niazimohseni@yahoo.com
2 **h**-shahrestani@srbiau.ac.ir
3 k-kiani@srbiau.ac.ir
4 ghaffari@srbiau.ac.ir

more obscurity.

Theoretical framework

According to the existing literature, the way of applying Monetary Policy is different in oil exporter and importer countries. when oil price rises, Central bank, In order to control inflation, increases the interest rate, and Monetary Policy acts as a contraction in oil importer countries. However, in oil exporter countries, when oil price rises, currency revenues, mainly in the hands of the government, increases, and the government, by converting part of oil dollars to domestic currency, intentionally or unintentionally, increases the amount of money to provide its expenses. So, in exporter countries like Iran, oil revenues directly affect economic Macro variables. They, also, indirectly affect through Monetary Policy.

Methodology

The purpose of this study is to examine the effect of monetary policy on economic Marco variables due to oil revenues. This study has, also, used interest rate variable, bank facilities, and legal reserve rate on monetary policy. Such variables have been used, indoors or outdoors, in different economic studies. Basically, in this study, the economic Marco variables are also economic growth and inflation rate respectively due to the limited access to information and also other existing limitations. To measure the economic growth rate, GDP growth rate at a fixed price has been used. The inflation rate resulted from consumer price index growth rate (CPI). In this study, using STATA software, the variables have been used from the years 1978 to 2017.

Results & Discussion

The results of this study have shown that the rise in bank interest rate has run down the economic growth rate at least up to two years after applying the shock. It drifted towards zero afterwards. With the rise in bank interest rate growth, the cost of financing has been decimated resulting to investment reduction. On the other hand, with the rise in bank interest rate, the inflation rate has been reduced. It is obvious shock standard deviation in bank facilities interest rate has, up to three periods after applying the shock, left positive impact on inflation rate, and the impact has been reduced to zero. Economic growth reveals like bank facilities rate, such a variable has a negative impact on Iran's economic growth. The rise in legal reserve rate has been one period after applying the shock up to zero in the second period. On the other hand, the impact of legal reserve rate has been positive on inflation rate. It has been shown that shock standard deviation reduces inflation rate in legal reserve rate. The rise in oil revenues leads the rise in economic growth rate, thus, reduced to zero up to two periods after applying the shock. With increasing oil revenues, by the government's expenses increase as well. Thus, it leads to the rise in demand, and also, economic growth indoors.

Conclusions & Suggestions

Based on the results, implementation of monetary policy in Iran has negative effect on economic growth, which is also consistent with the Iran Economy, so policymakers must use another policy for stimulating the economic growth. Put on the agenda.

Key words: Monetary Policy, Economic Growth Rate, Inflation Rate, Structural Vector Auto Regression (SVAR)

Classification:

JEL: D43, L71, E31

References

[1] Cologni, A., & Manera, M. (2008). Oil Prices, Inflation And Interest Rates In A Structural Cointegrated VAR Model For The G-7 Countries. Energy Economics, 30(3): 856-888.

[2] Filis, G., & Chatziantoniou, I .(2014) .Financial And Monetary Policy Responses To Oil Price Shocks: Evidence From Oil-Importing And Oil-Exporting Countries. *Review Of Quantitative Finance And Accounting, 42*(4), 709-729 .

[3] Haji Ghasemi, S., Nejati, M., Salehi Asfeji, N. (2017). Evaluating the Effects Of Real Interest Rate And Reserve Requirements On The Selected Macro Variables Of The Iranian Economy. Quarterly Journal Of Applied Theories Of Economics, 4(3), 117-142. (In Persian)

[4] Hante, M. Askari, M. Khataee, M. (2018). Evaluate Money Neutrality In Iran's Economy, Financial Economics, 12 (42), 47-74. (In Persian)

[5] Kapetanios, G., Mumtaz, H., Stevens, I., & Theodoridis, K. (2012). Assessing The Economy Wide Effects Of Quantitative Easing. *The Economic Journal, 122*(564) .

[6] Khiabani, N., Amiri, H. (2014). The Position Of Monetary And Fiscal Policies With Emphasizing On Oil Sector With DSGE Models (The Case Of Iran). Economics Research, 14(54), 133-173.

[7] Levhari, D., & Patinkin, D. (1968). The Role Of Money In A Simple Growth Model. *The American Economic Review, 58*(4), 713-753 .

[8] Mehrara M, Shahab Lavasani K. (2012). The Effects of Oil Price Shocks And Monetary Policy On Behaviour Of Housing Price Cycles . Jemr. 2 (7) :1-26. (In Persian)

[9] Mumtaz, H., & Zanetti, F. (2013). The Impact Of The Volatility Of Monetary Policy Shocks. *Journal Of Money ,Credit And Banking, 45*(4), 535-558 .

[10] Niazi Mohseni, M. Shahrestani, H. Hojabr Kiani, K. Ghafari, F. (2018). The Effect Of Monetary Policy Shocks On Macroeconomic Variables With Focusing On Central Bank Independence, JMBR 11(36): 151-182. (In Persian)

[11] Nibeza, S., & Tumusherure, W. (2015). The Impact Of Monetary Policy On Rwanda's Economy: Analysis Of Vector Error Correction Model (1980-2006). *International Journal Of Contemporary Applied Sciences, 2*(5), 12-28 .

[12] Onyeiwu, C. (2012). Monetary Policy And Economic Growth Of Nigeria. *Journal Of Economics And Sustainable Development, 3*(7), 62-70 .

[13] Palesa, M. K., (2014), Impact Of Monetary Policy On Economic Growth: A Case Study Of South Africa, Mediterranean Journal Of Social Sciences, 5: 76-84.

[14] Papadamou, S., Sidiropoulos, M., & Spyromitros, E. (2015). Central Bank Transparency And The Interest Rate Channel: Evidence From Emerging Economies. *Economic Modelling, 48*, 167-174 .

[15] Peterson, p. G. (2001). The Transmission Mechanism Of Monetary Policy: Analysing The Financial Market Pass-Through.

[16] Precious, C., & Makhetha-Kosi, P. (2014). Impact Of Monetary Policy On Economic Growth: A Case Study Of South Africa. *Mediterranean Journal Of Social Sciences, 5*(15), 76 .

[17] Rakić, B., & Rađenović, T. (2013). The Effectiveness Of Monetary And Fiscal Policy In Serbia. Industrija, 41(2), 103-122.

[18] Rey, H. (2015). Dilemma Not Trilemma: The Global Financial Cycle And Monetary Policy independence (No. w21162). National Bureau of Economic Research.

[19] Samadi, S., Sarkhosh-Sara, A., Amini Darrevazan, O. (2018). Examine The Asymmetric Effects Of Oil Price Shocks On Iran's Economic Growth And Interest Rate: Nonlinear VAR Model. Economic Modeling, 12(41), 27-52. (In Persian)

[20] Sargent, T. J., & Wallace, N. (1981). Rational Expectations And The Theory Of Economic Policy. *Rational Expectations And Econometric Practice*, *1*, 199-214 .

[21] Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference In linear Time Series Models With Some Unit Roots. Econometrica: Journal Of the Econometric Society, 113-144.

[22] Sulaiman, L. A., & Migiro, S. O. (2014). The Nexus Between Monetary Policy And economic Growth In Nigeria: A Causality Test. Public And Municipal Finance, 3(2).

[23] Thornton, J. (2016), Inflation Targeting In Developing Countries Revisited, Finance Research Letters, 16: 145–153.

[24] Tobin, J. (1965). Money And Economic Growth. *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 671-684 .

[25] Waty, F. (2014). Interdependency Between Monetary Policy Instruments And Indonesian
Economic Growth. *Journal Of Economics And International Finance*, *6*(9), 203 .

Impact of Globalization on the Development of Commercial Insurance: A Comparative Study Between Perspective Countries of Iran and Developed Countries

Saeed Asadiqaragoz[1]
PhD student in Economics, Economic department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University Tehran, Iran
Alireza DaghighiAsli [2]
Assistant professor, Economic department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.
Ghadir Mahdavi 3
Faculty of Economics, University of Allameh Tabataba'i, Tehran, Iran
Marjan Damankeshideh[4]
Assistant professor, Economic department, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Introduction

Globalization is an undeniable phenomenon that affects all variables and indicators of countries not only economically but also politically and socially. Countries that cannot accept this phenomenon will be deprived of their blessings. The insurance industry is one of the most important outlines of the financial development triangle that is affected by the phenomenon of globalization. Over the past 30 years, globalization in business markets has developed so much that its role in the financial markets cannot be denied. The time and place barriers that insurers and reinsurers defined for themselves no longer make sense. Facilitating the process of globalization in the insurance industry allows international insurance companies to have an active presence in the markets of developed countries, especially developing countries, which warms the competition between domestic and international insurers. The phenomenon of globalization in developing countries can have different effects on the insurance industry, which can lead to the development of the insurance industry in the face of international competition or weaken the insurance industry in developing countries. Considering the importance of the subject in the

1.S.asadi9800@gmial.com
2. Corresponding Author: daghighiasli@iauctb.ac.ir
3 . mahdavi@atu.ac.ir
4 . Mar.daman_keshideh@iauctb.ac.ir

present study, the effect of globalization on the insurance industry in the "developing countries of the Iran Vision Region" and "developed countries" is comparatively investigated.

Theoretical framework

Many studies have been conducted to investigate the impact of globalization indicators on economic, social, political, etc. variables, which often point to the importance of this phenomenon. Some studies have also cited this phenomenon as a threat to some developing societies. There have been few studies on the impact of globalization on the insurance industry that has been mentioned in the literature of the present study. . The results of this research also point to the positive and significant effects of this phenomenon on the insurance industry. Successful examples of this phenomenon in the insurance industry include the performance of large international insurance companies such as AXA and Allianz in Mena countries, which have a large share of the market in these countries. They have also led to the growth of domestic insurance companies.

The contradictory results of earlier studies on the impact of globalization on the insurance industry in developed countries and emerging markets show the need for the present study to see whether emerging countries stand up to this phenomenon to support the national insurance industry or, like developed countries. Pave the way for globalization. The contradictory results of earlier studies on the impact of globalization on the insurance industry in developed countries and emerging markets show the need for the present study. Should emerging countries stand up to globalization in order to support the national insurance industry? Or support globalization like developed countries. In the present study, using the mathematical model, the effect of globalization not only economically but also politically, socially, and in general on the penetration of insurance by life, non-life, and general insurance in the two groups of selected developed countries and groups of countries. Iran's perspective is examined.

Methodology

In the present study, based on standard econometric methods such as panel data and by using Eveiws and STATA software, we estimate the model and based on the results, we propose policies to develop the insurance industry. The following mathematical models are derived from the combined economic models of studies (Chiang & Yi-Bin, 2016), (AsadiGharagoz, et al., 2017) and (Williams & Balcilar, 2020). The mathematical and conceptual model of the research is described in Table 1:

Table 1. Mathematical models of research

Globalization and non-life insurance	models	Globalization and life insurance	models	Globalization and the insurance industry	models
$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۹	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۵	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 Gtot_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱
$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۰	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۶	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 gEco_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۲
$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۱	$lp_{it}= \beta_1 lp_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۷	$pen_{it}= \beta_1 pen_{it-1}+ \beta_2 Gsoc_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۳
$\beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۱۲	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۸	$np_{it}= \beta_1 np_{it-1}+ \beta_2 Gpol_{it}+ \beta_3 X_{it}$	۴

The variables used in the above patterns are:
Insurance penetration coefficient, life insurance penetration coefficient, non-life insurance penetration coefficient, globalization indicators (general, economic, social, political) and control variables (real GDP, inflation rate, urbanization rate and population growth rate)
For developing countries, the dependent variable interrupt is eliminated and the models are considered static.

Results & Discussion

In developed countries, social globalization, general globalization, political globalization, and economic globalization have had the greatest impact on insurance penetration in general, respectively. The degree of significance of all variables of globalization in explaining the changes in the penetration rate of general insurance has been at the level of 99%. But in "Iran Vision Countries", globalization, political globalization, and economic globalization, respectively, have had the greatest impact on insurance penetration in general. Among these, economic globalization and general globalization, respectively, had the highest significance at the level of 0.95% in explaining changes in insurance penetration. Examination of the both intensity and degree of significance, we come to the conclusion that the intensity of the impact of globalization on insurance penetration in developed countries is higher than in Iran. In developed countries, the social dimension of globalization and in the perspective countries of Iran, the economic dimension of globalization has had the greatest and most significant effect on insurance penetration. By carefully examining the effect of the dimensions of globalization on the penetration rate of life and non-life insurance, we will reach more accurate results from this study.
In developed countries, respectively, economic globalization, social globalization, and globalization have the greatest impact on reducing the penetration rate of non-life insurance. But in the "Iran Vision" countries, political, general and economic globalization, respectively, have had the greatest impact on increasing the penetration rate of non-life insurance.
Comparatively reviewing the results, we conclude that in developed countries, economic globalization has the greatest impact on reduction and in the countries of "Iran Vision" and Iran, political globalization has the greatest impact on the penetration rate of non-life insurance.

Conclusions & Suggestions

1- Determinates of the least portfolio for life insurance premiums by the Central Insurance for insurance companies: Due to the restrictions announced by Central Insurance, insurance companies make their advertising, educational and cultural efforts to increase the penetration rate of insurance they live.
2- By developing international relations, the government can pavé the way for international insurance companies to enter the country: This policy of expansion causes the insurance industry to develop in two dimensions: "FPI" and transfer of technical knowledge.
3- Developing the supply of insurance services in deprived areas
4- Inflation control and population control policies by the government in conditions of stagflation

Keywords: Globalization, Insurance Penetration Rate, Developed Countries, Perspective Countries of Iran.

References (In Persian)

[1] Abdehtabrizi,H.(2002). The Role Of The Insurance Industry In Global Capital Markets. Iranian Journal Of Insurance Research, 64(4), 93-99. (In Persian)

[2] Akhbari, R., Taee, H. (2017). Identifying Hysteresis Effect In Unemployment Rate With Emphasis On Second Generation Panel Unit Root And PANIC Method. Journal Of Applied Economics Studies In Iran, 6(22), 1-31. Doi: 10.22084/Aes.2017.11136.2209. (In Persian)

[3] Asadi Gharagoz, S., Arshadi, A., Haji, G. (2017). Analysis Of Socio-Economic Factors Affecting Life Insurance Development: A Comparative Study Between Iran And The Developed Countries During The Period Of 1985-2014 (The Generalized Moments Approach). Iranian Journal Of Insurance Research, 32(Issue 3), 21-40. Doi: 10.22056/Jir.2017.58887.1867. (In Persian)

[4] Asadiqaragoz, S., Daghighiasli, A., Mahdavi, G., Damankeshideh, M. (2019). Nonlinear Impact Of Inflation On Life Insurance Utilizing PSTR Approach Comparative Study Of Selected OIC And OECD Countries. He 26th National Conference On Insurance And Development (NCOID) With The Main Theme Of "Increasing Insurance Penetration Rate: Challenges And Strategies". P19. (In Persian)

[5] Asadiqaragoz, S., Daghighiasli, A., Mahdavi, G., Damankeshideh, M. (2020). Factors Affecting Financial Development With An Emphasis On Life Insurance: A Comparative Study Of Iran And Developed Countries. Iranian Journal Of Insurance Research, 34(4), -. Doi: 10.22056/Jir.2020.104656. (In Persian)

[6] Fattahi, S., Golkhandan, A. (2015). Insurance And Globalization In Developing 8 Countries (D-8): Bootstrap Panel Granger Causality Test. Economic Development Policy, 3(1), 117-142. Doi: 10.22051/Edp.2016.2461. (In Persian)

[7] Finance, 36, 328-349.

[8] Jalalee, S., Jafari, M., Jafari, S. (2014). The Effect Of Financial Development In The Economic Globalization Process In Iran. Journal Of Applied Economics Studies In Iran, 3(9), 75-92. (In Persian)

[9] Jalalee, S., Jafari, M., Jafari, S. (2014). The Effect Of Financial Development In The Economic Globalization Process In Iran. Journal Of Applied Economics Studies In Iran, 3(9), 75-92.

[10] Mahdavi, G., Majed, V.(2011). The Impact Of Socio-Economic And Psychological Factors On Life Insurance Demand In Iran. Jemr. Journal Of Economic Modeling Research, 2 (5) :21-46. (In Persian)

[11] Meshki, M. (2011). A Study Of Influential Factors In Stock Returns And Profitability In The Tehran Stock Exchange (TSE): GMM & GLS Models. , 3(1), 91-119. Doi: 10.22099/Jaa.2011.3390. (In Persian)

[12] Mohamadzadeh, P., Mamipour, S., Feshari,M. (2010). Stata Application In Econometrics. Tehran: Noor Elm And Faculty Of Economics. (In Persian)

[13] Mohamadzadeh,P.,Mamipour,S., Feshari,M. (2010). Stata Application In Econometrics. Noor Elam And The Faculty Of Economics. (In Persian)

[14] Molaie,A.(2005). Investigatian Of The Effect Of Insurance Premiums Received By Insurance Companies On The Amount Of Their Investment In The Financial Market (With Emphasis On Life Insurance). Iranian Journal Of Insurance Research, 77(1), 151-170. (In Persian)

[15] Movahed Manesh, S. (2016). Application Of The GMM Method In Analyzing The

Effect Of Insurance Penetration Rate On GDP, The Case Of Iran. Quarterly Journal Of Economic Growth And Development Research, 6(24), 69-82. (In Persian)
[16] Nadiri, M., Mohammadi, T. (2011). Estimating An Institutional Structure In Economic Growth Using GMM Dynamic Panel Data Method. Economic Modeling, 5(15), 1-24. (In Persian)
[17] Rasti, M., Rezaei, J. (2013). The Effect Of Financial Development On Trade In Acceded Countries To The WTO: A Comparision Of Total Trade And Trade In Services. Economics Research, 13(51), 151-161.
[18] Sameti, M., Ranjbar, H., Mohseni, F. (2012). The Effect Of Good Governance Indicators On Human Development Index: The Case Of ASEAN Countries. Quarterly Journal Of Economic Growth And Development Research, 1(4), 223-183. (In Persian)
[19] Sameti, M., Ranjbar, H., Mohseni, F. (2012). The Effect Of Good Governance Indicators On Human Development Index: The Case Of ASEAN Countries. Quarterly Journal Of Economic Growth And Development Research, 1(4), 223-183. (In Persian)
[20] Souri, Ali. (2015). Econometrics With Eviews And Stata Application(Volume 2). Tehran: Farhanghshenasi Publications, Fourth Edition. (In Persian)

References(In English)

[1] 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.
[2] Baltagi, B. (2008). Econometric Analysis Of Panel Data. John Wiley & Sons.
[3] Chen, S. S., Cheng, S. C., Pan, G., & Wu, T. P. (2013). The Relationship Between Globalization And Insurance Activities: A Panel Data Analysis. Japan And The World Economy, 28, 151-157.
[4] Dreher, A. (2006). Does Globalization Affect Growth? Evidence From A New Index Of Globalization. Applied Economics, 38(10), 1091-1110.
[5] Gills, D. S. (2002, March). Economic Globalization And Women In Asia: Challenges And Responses. In 43rd Annual ISA Convention New Orleans, LA (Pp. 24-27).
[6] Greene, W. H. (2012). Econometric Analysis.7th Ed, New Jersey, Upper Saddle River: Pearson International.
[7] Hlouskova, J., & Wagner, M. (2006). The Performance Of Panel Unit Root And Stationarity Tests: Results From A Large Scale Simulation Study. Econometric Reviews, 25(1), 85-116.
[8] Lee, C. C., & Chang, C. H. (2012). Globalisation And Convergence Of International Life Insurance Markets. The Geneva Papers On Risk And Insurance-Issues And Practice, 37(1), 125-154.
[9] Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study Of Unit Root Tests With Panel Data And A New Simple Test. Oxford Bulletin Of Economics And Statistics, 61(S1), 631-652.
[10] Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study Of Unit Root Tests With Panel Data And A New Simple Test. Oxford Bulletin Of Economics And Statistics, 61(S1), 631-652.
[11] Olasehinde-Williams, G., & Balcilar, M. (2020). Examining The Effect Of

Globalization On Insurance Activities In Large Emerging Market Economies. Research In International Business And Finance, 101228.

[12] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. Journal Of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.

[13] Sigma. (2017). World Insurance In 2012, Swiss Re Publication, 3. 26. Skipper, H.D., 1997. Foreign Insurers In Emerging Markets: Issues And Concerns. Unpublished Center For Risk Management And Insurance Occasional Paper 97-2. International Insurance Foundation.

[14] Hassan, A. K., & Islam, M. R. (2005). Temporal Causality And Dynamics Of Financial Development, Trade Openness, And Economic Growth In Vector Auto Regression (VAR) For Bangladesh, 1974-2003: Implication For Poverty Reduction. Journal Of Nepalese Business Studies, 2(1), 1-12.

Exploring The Elements of Corporate Entrepreneurship and Investigating Its Relationship with Performance of Social Security Organization Subsidiary and Affiliate Companies

Hossein Takroosta[1]
Ph.D. Student, Ferdowsi University of Mashhad Department of Management, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
Yaghuob Maharati
Assitant Professdor Department of Economic, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
Mostafa Kazemi[3]
Associatai Professor Department of Management, Ferdowsi University of Mashhad, Iran
Mohammad Hossein Mahdavi Adeli[4]
Professor Department of Economic, Ferdowsi University of Mashhad, Iran

Introduction

Faced with fierce competition, market pressure, and the need to adapt to environmental changes, organizations cannot limit domains of their activities to specific sectors, and they are needed to make transformative decisions, including setting up new businesses, acquisition of other companies, and diversifying their activities.

Increasing changes and changes in the scientific, economic and social spheres are one of the main features of the present era. Entrepreneurship and innovation is a must and need for many companies today in a competitive environment that seeks to survive and be effective. Therefore, many companies are desperately looking for innovative and entrepreneurial approaches to improve their results and performance in the areas of products, services and processes. Corporate entrepreneurial approach is the development of new ideas, methods, processes and opportunities within pre-established organizations (Hodge,2008).

1- htakrOOsta@yahoo.com
2- maharati@um.ac.ir
3- kazemi@um.ac.ir
4- mh-mahdavi@um.ac.ir

Considering the components of corporate entrepreneurship in running a business increases the competitiveness of companies and gains market success and ultimately enhances the financial performance of companies.

The purpose of this study is to identify the effective factors on corporate entrepreneurship in the international literature and finally to use the knowledge of indigenous components of corporate entrepreneurship and extract them after extraction. Components, examines the impact of native components on the financial performance of selected companies.

Theoretical Framework

One of the effective measures can be taken by companies to stabilize markets and create competitive edge is to employ corporate entrepreneurship tools. Using this approach, companies are creating and utilizing entrepreneurial traits in order to transform. Studies show that utilizing such methods improves corporate performance and makes value for shareholders and other stakeholders.

Since the 1980s, as emerging economies have made remarkable advances in industrial production and export, manufacturers and industrialists have faced emerging and powerful competitors in the marketplace. This confrontation has led many large corporations to risk losing their traditional markets and customers. Knowledge products and competitive pricing on the one hand, and the rapid pace of technology change on the other hand, increased the pressure for businesses to compete.

Corporate Entrepreneurship

Entrepreneurship is a mechanism for economists that provides optimal allocation of resources using the opportunities at stake (Caliendo & Kritikos, 2012).

Calisto & Sarkar (2017) have considered corporate entrepreneurship components including innovation and risk-taking to achieve different degrees of entrepreneurial behavior and thus different levels of organizational innovation and performance.

In analyzing the impact of corporate entrepreneurship on the financial performance of manufacturing firms, Octan and Bulut (2008) have considered the impact of corporate entrepreneurship components including innovation, risk-taking, pioneering and aggressive competition on the financial performance.

Zahra (1993) studied the relationship between firm environment and corporate entrepreneurship including: innovation, organizational restructuring, and new business creation with financial performance. The study also showed that corporate entrepreneurship has a positive and significant effect on financial performance.

Miller (1983, 2011) examines the important determinants of corporate entrepreneurship. According to the results, the impact of different factors on corporate entrepreneurship depends on the type of firm.

Financial performance

A wide range of indicators are used to evaluate corporate financial performance. In for-profit businesses, maximizing equity dividends is the primary goal of companies. To evaluate the success of this objective, the asset return index is used as the primary indicator.

Keywords: Corporate Entrepreneurship, Financial performance, Risk-taking Creativity, innovation

Methodology

To achieve this goal, reviewing current literature in corporate entrepreneurship, we, first, try to identify the components of corporate entrepreneurship. Then, the identified components were reviewed by elites to screen exotic components out. In the third step, juxtaposing performance of the selected companies, we compare the entrepreneurial rank and financial performance of the companies.

Results and Discussion

Our findings highlight that, in line with international research papers, there is a significant relationship between the entrepreneurship rank of companies and their financial performance.

Creativity and innovation

In order for these features to flourish, managers must devote considerable resources to this area. Another notable case in this section is the importance of selecting managers based on their creativity and innovation characteristics.

Risk-taking

Companies and managers must carefully study the characteristics of their risk-taking in recruiting individuals, and look at their family, environmental, social, and professional backgrounds using human resources.

Competition

Companies must adopt groundbreaking behaviors in order to improve their competitive position compared to other companies, and this approach is due to formulating a strategic competitive plan and targeting all corporate actions to achieve this goal.

Conclusion and suggestions

According to the results, some suggestions are put forward to make more use of the research results in the business environment of the companies under study.

The need for self-renewal and adaptation requires that the capabilities and resources of the company change from time to time, so the strategic plan of the corporation should include specific objectives in order to adapt to the environment.

In the case of strategic restructuring, corporate executives should be committed to providing favorable conditions to create strategic restructuring and to encourage employees to take this path.

Given the competitive economic environment, proper planning to achieve competitive advantage and seek new opportunities is one of the most important tasks for corporate executives.

Strategic variables

Having a proper roadmap is definitely one of the key factors in the success of companies. In the face of ever-increasing economic competition, a comprehensive and dynamic strategic plan is crucial, taking into account market and competitor aspects and the type of product and service provided by companies. Therefore, corporate boards should formulate, review, and approve strategic plans that are appropriate to corporate goals and seek to control CEOs to fully implement these plans.

Studies show that organizational structure is the most appropriate tool for creating entrepreneurship in organizations. An overview of the evolution of organizational structure shows that traditional organizational structures are not capable of nurturing creative and innovative individuals.

Given the very high importance of corporate culture in corporate entrepreneurship implementation, boards of directors and CEOs need to spend time and money on reforming corporate culture patterns and gradually reforming and implementing entrepreneurial culture in the company.

Reference

[1] Aktan, B. & Bulut, C. (2008). Financial Performance Impacts of Corporate Entrepreneurship in Emerging Markets: A Case of Turkey. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 12, 69-79.

[2] Aliabadi, S. Dorestani, A. Balsara, N. (2013). The Most Value Relevant Accounting Performance Measure by Industry. Journal of Accounting and Finance vol. 13(1) 2013

[3] Antonic, B., & Hisrich, R.D., (2003). Clarifyijng the intrapreneurship concept, *Journal of Small Buseaness and Interprise Development*, *10*(1),7-24.

[4] Antoncic, B., & Hisrich, R. D. (2003). Privatization, corporate entrepreneurship, and performance: Testing a normative model. *Journal of developmental entrepreneurship*, *8*(3), 197.

[5] BARRETT, H. & WEINSTEIN, A. (1998) "The effect of market orientation and organizational flexibility on corporate entrepreneurship", *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 23(1): 57-67.

[6] Bayarçelika, E. B., & Özşahin, M. (2014). How entrepreneurial climate effects firm performance Procedia - Social and Behavioral Sciences, 150(September), 823–833.

[7] BIRKINSHAW, J. (1997). ENTREPRENEURSHIP IN MULTINATIONAL CORPORATIONS: THE CHARACTERISTICS OF SUBSIDIARY INITIATIVES. Strategic Management Journal. Vol 18:3, 207-229

[8] Blais, C., Jack, R. E., Scheepers, C., Fiset, D., & Caldara, R. (2008). Culture shapes how we look at faces. *PloS one*, *3*(8), e3022.

[9] Bulute,I, & Alpken, L.,(2006). Behavioral Consequences of an Intrapreneural Climate within Large Organization: An Integrative Proposed Model, The South East European Journal of Economics and Buseaness, 1(2), 64- 70.

[10] Carine & Pottelsberg, B., (2001). Intrapreneurship & Reivention of the Corporation, Business Horizons.

[11] Caliendo, M., & Kritikos, A.S. (2012). Is entrepreneurial success predictable? An ex-ante analysis of the character-based approach. *Kyklos*, *61*(2), 189-214.

[12] Calisto, M.L., Sarkar, S. (2017). Organizations as biomes of entrepreneurial life: Towards a clarification of the corporate entrepreneurship process. *Journal of Business Research* .Volume 70, January 2017, Pages 44-54.

[13] Cornwall, J. R., & Perlman, B. (1990). *Organizational entrepreneurship*. Richard d Irwin.

[14] Covin, J. G., & Miles, M. P. (1999). Corporate entrepreneurship and the pursuit of competitive advantage. *Entrepreneurship theory and practice*, *23*(3), 47-63.

[15] Covin, J. G., & Slevin, D. P. (1991). A conceptual model of entrepreneurship as firm behavior. *Entrepreneurship theory and practice*, *16*(1), 7-26.

[16] Covin, J. G., & Slevin, D. P. (1989). Strategic management of small firms in hostile and benign environments. *Strategic management journal*, *10*(1), 75-87.
[17] Echols, A.E., & Neck, C.P., (1998). The Impact of behaviors and structure on corporate Intrapreneural Success, *Journal of Manegerial Psychology, 13*(1.2), 38-46.
[18] Guth, W. D., & Ginsberg, A. (1990). Guest editors' introduction: Corporate entrepreneurship. *Strategic management journal*, 5-15.
[19] Hagel, J. Seely Brown, J. Samoylova, T. Lui, M. (2013) "Success or struggle: ROA as a true measure of business performance". Report 3 of the 2013 Shift Index series, Deloitte Insights.
[20] Heinonen, J., & Korvela, K. (2003). How about measuring intrapreneurship. *Small Business Institute, Turku School of Economics and Business Administration*.
[21] Hitt, M. A., Ireland, R. D., Sirmon, D. G., & Trahms, C. A. (2011). Strategic entrepreneurship: creating value for individuals, organizations, and society. *Academy of management perspectives*, *25*(2), 57-75.
[22] Hisrich, R. D., & Drnovsek, M. (2002). Entrepreneurship and small business research–a European perspective. *Journal of small business and enterprise development*, *9*(2), 172-222.
[23] Hisrich, R. D., & Peters, M. P. (1986). Establishing a new business venture unit within a firm. *Journal of Business Venturing*, *1*(3), 307-322
[24] Hodge, S. A. (2008). US States Lead the World in High Corporate Taxes. *Tax Foundation, Website: http://www. taxfoundation. org/publications/show/22917. html.(March 18)*.
[25] Hornsby, J. S., Kuratko, D. F., & Zahra, S. A. (2002). Middle managers' perception of the internal environment for corporate entrepreneurship: assessing a measurement scale. *Journal of business Venturing*, *17*(3), 253-273.
[26] Hornsby, J. S., Naffziger, D. W., Kuratko, D. F., & Montagno, R. V. (1993). An interactive model of the corporate entrepreneurship process. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *17*(2), 29-37.
[27] Hylton, P., & Otoupal, W. (2005). Combining Engineering and Mathematics in and Urban Middle School Classroom. In *Proceedings of the 2005 ASEE GSW Conference* (pp. 23-24).
[28] Ireland, R., Kuratko,D., & Morris, M.H., (2006). A health audit for corporate entrepreneurship: innovation at all Levels, *Journal of Buseaness Strutegy, 27*(2), 21-30.
[29] Ireland, R.D., & Hitt, M.A., (1999).,Achivement and maintaining strategic competetiveness in the 21st century: Therole of strategic leadership. Academy of Management Executive, *13*(1), 43-57.
[30] Kreiser, P. M., Marino, L. D., & Weaver, K. M. (2002). Assessing the psychometric properties of the entrepreneurial orientation scale: A multi-country analysis. *Entrepreneurship theory and practice*, *26*(4), 71-93.
[31] Kuratko, D. F. (2016). *Entrepreneurship: Theory, process, and practice*. Cengage Learning.
[32] Kuratko, D. F., Covin, J. G., & Hornsby, J. S. (2014). Why implementing corporate innovation is so difficult. *Business Horizons*, *57*(5), 647-655.
[33] Kuratko, D. F. (2007). Corporate entrepreneurship. *Foundations and Trends® in Entrepreneurship*, *3*(2), 151-203.
[34] Kuratko, D. F., Montagno, R. V., & Hornsby, J. S. (1990). Developing an

intrapreneurial assessment instrument for an effective corporate entrepreneurial environment. *Strategic management journal*, 49-58.

[35] Kuratko, D. F., Ireland, R. D., & Hornsby, J. S. (2001). Improving firm performance through entrepreneurial actions: Acordia's corporate entrepreneurship strategy. *Academy of Management Perspectives*, *15*(4), 60-71.

[36] Kuratko, D. F. (1989). New venture creation: a laboratory course for entrepreneurship education. *Journal of Education for Business*, *64*(6), 248-250.

[37] Kuratko, D. F., Ireland, R. D., & Hornsby, J. S. (2004). Corporate entrepreneurship behavior among managers: A review of theory, research, and practice. In *Advances in entrepreneurship, firm emergence and growth* (pp. 7-45). Emerald Group Publishing Limited.

[38] Kuratko, D. F., Hornsby, J. S., & Goldsby, M. G. (2004). Sustaining corporate entrepreneurship: modelling perceived implementation and outcome comparisons at organizational and individual levels. *The International Journal of Entrepreneurship and Innovation*, *5*(2), 77-89.

[39] Leising, K. J., Sawa, K., & Blaisdell, A. P. (2007). Temporal integration in Pavlovian appetitive conditioning in rats. *Animal Learning & Behavior*, *35*(1), 11-18.

[40] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Clarifying the entrepreneurial orientation construct and linking it to performance. *Academy of management Review*, *21*(1), 135-172.

[41] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Enriching the entrepreneurial orientation construct-a reply to" entrepreneurial orientation or pioneer advantage".

[42] Lumpkin, G. T., & Dess, G. G. (1996). Clarifying the entrepreneurial orientation construct and linking it to performance. *Academy of management Review*, *21*(1), 135-172.

[43] Lwamba, N.M., Bwisa, H. and Sakwa, M. (2014). Exploring the Effect of Corporate Entrepreneurship on Financial Performance of Firms: Evidence from Kenya's Manufacturing Firms. International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences, 4(1), 352-370.

[44] Miles, M. P., Munilla, L. S., & Darroch, J. (2009). Sustainable corporate entrepreneurship. *International Entrepreneurship and Management Journal*, *5*(1), 65-76.

[45] Miller, D. (2011). Miller (1983) revisited: A reflection on EO research and some suggestions for the future. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *35*(5), 873-894.

[46] Morris, N. M., Kuratko, D. F., & Pryor, C. G. (2014). Building blocks for the development of university-wide entrepreneurship. *Entrepreneurship Research Journal*, *4*(1), 45-68.

[47] Morris, M. H., & Kuratko, D. F. (2002). *Corporate entrepreneurship: Entrepreneurial development within organizations*. South-Western Pub.

[48] Parker, S. C. (2004). *The economics of self-employment and entrepreneurship*. Cambridge University Press.

[49] Parker, S. C. (2007). Policymakers beware. *Handbook of research on entrepreneurship policy*, *4*, 54-63.

[50] Romero-Martínez, A. M. & Fernández-Rodríguez, Z. & Vázquez-Inchausti, E. (2010). Exploring corporate entrepreneurship in privatized firms. *Journal of World Business.* Volume 45, Issue 1, January 2010, Pages 2-8

[51] Thompson, W. G., Longstreth, G. F., Drossman, D. A., Heaton, K. W., Irvine, E.

J., & Müller-Lissner, S. A. (1999). Functional bowel disorders and functional abdominal pain. *Gut*, *45*(suppl 2), II43-II47.

[52] Turró, A., Urbano, D., & Peris-Ortiz, M. (2014). Culture and innovation: The moderating effect of cultural values on corporate entrepreneurship. *Technological Forecasting and Social Change*, *88*, 360-369.

[53] Wang, Y., & Zhang, X. (2009). Operationalization of corporate entrepreneurship and its performance implications in China: An empirical study. Journal of Chinese Entrepreneurship, 1(1), 8–20.

[54] Zahra, S. A. (1991). Predictors and financial outcomes of corporate entrepreneurship: An exploratory study. *Journal of business venturing*, *6*(4), 259-285.

[55] Zahra, S. A. (1993). A conceptual model of entrepreneurship as firm behavior: A critique and extension. *Entrepreneurship theory and practice*, *17*(4), 5-21.

[56] Zahra, S. A. (1993). Environment, corporate entrepreneurship, and financial performance: A taxonomic approach. *Journal of business venturing*, *8*(4), 319-340.

[57] Zahra, S. A. (1995). Corporate entrepreneurship and financial performance: The case of management leveraged buyouts. *Journal of business venturing*, *10*(3), 225-247.

[58] Zahra, S. A., & Covin, J. G. (1995). Contextual influences on the corporate entrepreneurship-performance relationship: A longitudinal analysis. *Journal of business venturing*, *10*(1), 43-58.

[59] Zahra, S. A., Jennings, D. F., & Kuratko, D. F. (1999). The antecedents and consequences of firm-level entrepreneurship: The state of the field. *Entrepreneurship Theory and practice*, *24*(2), 45-65.

Extracting the Phillips Curve Based on Real Exchange Rate for the Iran Economy by Generalized Method of Moments

Afsaneh Javadi[1]
PhD student in Economics, Ferdowsi University of Mashhad
Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri[2]
Associate Professor Department of Economics, Ferdowsi University of Mashhad

Abstract

General Studies conducted in the field of the Phillips curve, in addition to past periods of inflation, output gap, unemployment, and real marginal cost of production used to show as effective variable on the right in Iran and other developing countries. This is while the New Keynesian paradigm suggests that each country requires different models according to the specific conditions of its economy.

Theorical Framework

In this Phillips study curve in New Keynesian paradigm's frame work will be modeled and estimated sticky prices. Work's idea is very simple. central Bank can to reduce Domestic money value unexpectedly. It does this work with increased supply in foreign exchange market. Finally increase in the money supply lead to increase the prices. However, prices and bondage, markets will be settled after a while and also there will be a combination of the read male of the lower currency and average inflation above equilibrium.

In this story modeling was do according to important role of oil in Iran's economy. Study's model has two sections: household and Business. Economic hous eholds maximize their utility are the functional from them consume and time work due to the balances of the whole economy (In addition to the profits of securities purchased by households, it's income includes income from fixed existing sales from natural resource with random global prices in international market and the cost is the cost of buying inner mediate materials). Businesses also maximize their profits (which are a function of income from the sale of their goods at sticky prices and costs from purchasing imported raw materials and employment labor). But since export of find good produced in Iran is very weal and oil and gas formed the main exports of Iran. Therefore, with this theory that economic has the fixed existential from natural

1 -javadi.afsane@gmail.com
2 - shadmhri@um.ac.ir

resource that sale in international market with random global prices can to said that extreme of export income is an exogenous variable them inter economic situation. Currency supply in Iran is stable and exchange rate change effect on currency demand and import rate and prices of important goods. Hence the change in the exchange rate on the one hand due to the increase in the prices of imported input was used in production. Through the optimization function, the producer profit changes the optimal price and itself to change in the optimal rate of labor hours of the labor force become through the production function and its desirability change by the consumer optimization function desirability. Consumer desirability changes their request for final goods and the service of the economy. Therefor change the prices. So, increase in optimal rate leads to a general level change in prices. This study is about Iran's economic that is very depended to goods export such as oil, gas ond raw materials. This good formed major share of Iran's export and inter produced exported goods is very weak in this country.

The common Phillips curve includes the output gap (which is the difference between output and its flexibile price level). This level of the flexible production prices is not known and is usually estimated by the Log-linearization, or the quadratic trend or the trend obtained by using Hodrick-Prescott Filter and Band-Pass Filter.

Methodology

Philips curve estimating quarterly data for Iran's economic since 1980-2018. Price indicator for consumer and inter gross generation has exploited from Iran central Bank's data. Price indicator for foreigner consumer was used from American's data to exploited U.S. Department of Labor Bureau of Labor Statistic. Estimation do in two section. First, digression red rate of optimal will computed from basic worth and then this deviation will have used in Philips curve regression. The Hadrick Prescott filter was used to estimate the deviation of the real exchange rate from the steady state value.

After designing the research model, it is time to estimate it. Rational expectation Philips carves regression (with forward expectations) cannot to be estimated by ordinary least squares method directly because; error terms depend on estimators.

One solution is to exchange current's inflation, to inflational expectation. Therefore, Generalized Method of Moments which is estimated in a simple linear mode by the instrumental variable method has been used. Estimate show that coefficient of real exchange rate gap in estimated regression recommended.

J. Hanson statistics which is used to test the number of over-identified constraints (equal to the value of the minimum objective function), confirms the validity of model. Sargan Test shows the correlation of instruments with error term. The result express that this model stated properly and the selected tools are valid.

Results and Discussion

The results show that the standard New Keynesian Phillips curve can be expressed as an exchange between inflation and the real exchange rate for oil-exporting countries, including Iran. The intuition of such an equation is simple and not new: the central Bank can temporarily devalue the domestic currency at the expense of imposing additional inflation on the economy. The results confirm the exchange between inflation and the real exchange rate under the Phillips curve based on the real exchange rate.

Conclusions and Suggestions

If the standard Philips New Keynesian Curve (according to what was done in this article) can be expressed as an exchange between inflation and the real exchange rate for oil-exporting countries, including Iran, it will have a significant impact on economic policy. As a policy proposal, the central bank temporarily devalues the domestic currency, but must consider this will impose additional inflation on the economy.

Keyword: Philips Curve, New Keynesian Paradigm, Real Exchange Rate, Iran Economic.
JEL Classification: C23, E13, E43

REFERANCES (in Persian)

[1] Jafari Samimi, A., Tehranchian, A., Mansour Balonejadnuri, R., Ebrahimi, I. (2015). Extraction of Phillips Curve Using Stochastic Dynamic General Equilibrium Open Model: A Case Study of Iranian Economy. Research On Sustainable Growth (Economic Research) - University Press Tarbiat Modares, Volume 15, No 4.

[2] Kazeruni, A., Asgharpour, H., and Nafisi Moghadam, M. (2017). Study of Factors Affective Inflation in Iran: Application of The New Keynesian Phillips Hybrid Curve (Quantile Regression Approach). Monetary and Financial Economics Quarterly, Ferdowsi of Mashhad University Press. Volume 24, No 14.

[3] Mohammadi, V., Shamsi, M., And Asadi, H. (2019). Study of The Relationship Between Economic Growth, Energy Consumption and Human Development in Selected Countries of The MENA. Journal Energy Economics, Volume 8, No 3.

[4] Monjezab, M. R., Nosrati, R. (2018). Advanced Econometric Models with EViews and Stata. Mehraban Publishing Institute.

[5] Shahraki, S. (2016). Study of The Possibility of Entering the Exchange Rate Along with Interest Rates in Analyzing the Impact of Monetary Policy on the Iranian Economy. PhD Thesis, Ferdowsi University.

REFERANCES (in ENGLISH)

[1] Bardsen, G., Eitrheim, ph., Jansen, E.S., and Nymoen, R. (2005). The Econometrics of Macroeconomic Modelling. Oxford University Press.

[2] Boug, P., Cappelen, A., and Swensen, A.R. (2006). The New Keynesian Phillips Curve for a Small Open Economy. Statistics Normay, Discussion Papers, No 460.

[3] Burstein, A., Martin, E., and Sergio, R. (2005). Large Devaluations and the Real Exchange Rate. Journal of Political Economy.

[4] Burstein, A., Martin, E., and Sergio, R. (2006). The Importance of Nontradables Goods' Prices in Cyclical Real Exchange Rate Fluctuations. Japan and the World Economy.

[5] Calvo, G.A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. Journal of Monetary Economics, No 12.

[6] Gali, J., Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. Journal of Monetary Economics, No 44.

[7] Gali, J., Gertler, M., and Lopez-Salido, J. (2001). European Inflation Dynamics. European Economic Review. Volume 45(7).

[8] King, R. G., Watson, M.W. (1994). The Post-war U.S. Phillips Curve: A Revisionist Econometric History. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
[9] Lee, J., Dong, Y., and Jai, H. (2016). The New Keynesian Phillips Curve in Multiple Quantiles and the Asymmetry of Monetary Policy. Economics Modelling, Volume 55.
[10] Leu, S.C. (2011). A New Keynesian SVAR Model of the Austrralian Economy. Economics Modelling.
[11] Loungani, P., Assaf, R., and Chi-Wa, Y. (2012). The Open Economy Phillips Curve: New Keynesian Theory and Evidence.
[12] Lucas, R. E. (1973). Some International Evidence on Output-Inflation Trade-Offs. American Economic Review, No 63 (3).
[13] Lucas, R. E. (1975). Econometric Policy Evaluation: A Critique," in K. Brunner and Meltzer A., eds., The Phillips Curve and Labor Markets, North-Holland.
[14] Mankiw, N. G., Reis, R. (2002). Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve. Quarterly Journal of Economics.
[15] Mankiw, N. G., Reis, R. (2003). Sticky Information: A Model of Monetary Nonneutrality and Structural Slumpszz. in P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, and M. Woodford, eds., Knowledge, Information, and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps, Princeton University Press, Princeton.
[16] Phaneuf, L., Tchakondo, Y. (2011). The New Keynesian Phillips Curve Intermediate Goods Meet Positive Trend in Inflation. Working Paper University of Quebec.
[17] Roberts, J. (1995). New Keynesian Economics and the Phillips Curve. Journal of Money, Credit, and Banking.
[18] Stock, J., Watson, M. (1999). Forecasting Inflation. Journal of Monetary Economics.
[19] Styrin, K., Zamulin, O. (2012). A Real Exchange Rate Based Phillips Curve. Center for Economic and Financial Research (CEFIR).
[20] Whelan, k., Rudd, T.7 (2005). The New Keynesian Phillips Curve. Journal of Monetary Economics.
[21] Wimanda, R. E., Turner, P.M., and Hall, M.B. (2010). Expection and the Intertia of Inflation; the Case of Indonesia. Journal of Policy Modeling.
[22] Xu, Q., Niu, X, Jiang, C., and Huang, X. (2015). The Philips Curve in the USA; A Nonlinear Quantile Regression Approach. Economics Modelling 49.

Portfolio optimization using the wavelet-based Bayesian MGARCH approach

Seyed Ali Hoseeini Ebrahimabad[1]
Ph.D. Student in Economics, Urmia University
Khalil Jahangiri[2]
Assistant Professor of Financial Economics, Urmia University
Mahdi Ghaemi Asl[3]
Assistant Professor of Islamic Economics and Banking, Kharazmi University
Hasan Heydari[4]
Professor of Financial Economics, Urmia University

Introduction:

Decision making in conditions of uncertainty is one of the important features of risk asset allocation optimization models. Interconnection in stock price fluctuations or other assets is introduced as a factor in transferring price fluctuations from one or more sectors to other sectors. Since the main drawbacks of the Markowitz model are the need for a normal distribution of the return series and the impossibility of short-selling, the Bayesian DCC-GARCH model and the Huang & Litzenberger approach solve the problems of the Markowitz model, respectively. At the same time, the use of wavelet analysis makes it possible to present a suitable portfolio based on different frequency and scale domains during different sub-periods.

Theoretical framework:

According to Zhang, et al. (2018), the Markowitz mean-variance method is the most popular method for solving the optimal portfolio selection problem. But Trichilli, et al. (2020) point out that due to the high sensitivity of the Markowitz mean-variance process to small changes in inputs as well as the dependence of the process on past historical prices, it leads to a lack of application of the investor's knowledge and experience in the capital market. Unfortunately, the Markowitz portfolio optimization model leads to the selection of a small number of superior assets. He

1. s.ali.hoseini1393@gmail.com
2. kh.jahangiri@urmia.ac.ir – Corresponding Author
3. m.ghaemi84@gmail.com
4. h.heidari@urmia.ac.ir

suggests using the Bayesian approach to address the shortcomings of the Markowitz model. Another critique of previous models of modern portfolio theory is the assumption of a normal distribution for variance of portfolio. Hence, fat-tail asymmetric distributions such as the dynamic conditional variance heterogeneity (DCC-GARCH) approach are used in generalized Markowitz models that are closer to real-world data. But dynamic conditional heterogeneity models have limitations in asymmetric time series analysis. This led to the use of multivariate skew variance heterogeneity models such as Bayesian DCC-GARCH, which are more capable than MGARCH models in adopting the characteristics of financial time series in the process of estimating covariance and correlation matrices, used by Bala and Takimoto (2017), Fiorchi et al. (2014). Another problem with the Markowitz approach is that it assumes sales restrictions. This means that short-term sales are not possible. Therefore, Huang and Litzenberger (1988) introduced this generalized Markowitz model to remove this constraint in the model. In and Kim (2013) also consider the use of wavelet transform methods in Markowitz model to lead to more realistic results.

Methodology:

Rambaud, et al. (2009) argue that if an economy consists of a set of risky assets combined with a risk-free asset, then portfolios along the capital market line (CML) are superior than the efficient frontiers portfolios that contain only high-risk assets. Black (1972) imposed the possibility of short-selling (negative weight) to the basic Markowitz model by introducing mathematical relations. The period of this research is from 14/12/2008 to 16/06/2019 and according to the periods, before JCPOA, after JCPOA and the leave of the United States from JCPOA. The covariance matrix uses two different methods (unconditional and conditional derived from the Bayesian DCC-GARCH model) in the Huang & Litzenberger portfolio optimization model, in four different time scales based on the maximal overlap discrete wavelet transform (MODWT) approach. the results are compared at the end to select the best portfolio from the two covariance matrices.

Results & Discussion:

By comparing the performance of the portfolios obtained from the unconditional and conditional covariance-variance matrices of the Bayesian DCC model, it is observed that in all subsections and wavelets, the efficiency of the portfolio of the Bayesian DCC model is higher than the unconditional model and the degree of efficiency varies in different subsectors. In fact, when all time-series have an abnormal distribution, the efficiency of asset portfolio derived from the variance-covariance matrix of the Bayesian conditional model is much higher than the unconditional model. The difference between the performance of asset portfolios derived from Bayesian unconditional and conditional models is less when there is a combination of normal and abnormal time series, and this necessitates the application of Bayesian models in financial markets, especially when all series are abnormal.

Conclusions & Suggestions:

The important result of the present study is to realize the multi-resolution nature of Huang and Litzenberger portfolio optimization theory in the Iranian capital market. The Estimation results indicate that the performance of portfolios in the medium-

term and long-term scales (wavelets D3 and D4) is higher than the performance of these portfolios in the short-term scales (D1 and D2). Also, the present study clearly showed that in all subsectors, asset portfolios obtained by Bayesian distribution and by means of variance-covariance matrix extracted by Monte Carlo Markov chain (MCMC) method have higher efficiency than other portfolios which are obtained from other statistical distributions. Also, since all asset portfolios obtained under the second part are more efficient than other sub-sectors, one of the important achievements of the present study is the positive effect of lifting economic sanctions on the Iranian capital market.

Key Words: Portfolio optimization, Bayesian approach, Wavelet, Time scale, Efficient border

References:

[1] Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. The Journal of business, 45(3), 444-455.

[2] Bala, D. A., & Takimoto, T. (2017). Stock markets volatility spillovers during financial crises: A DCC-MGARCH with skewed-t density approach. Borsa Istanbul Review, 17(1), 25-48.

[3] Fioruci, J. A., Ehlers, R. S., & Andrade Filho, M. G. (2014). Bayesian multivariate GARCH models with dynamic correlations and asymmetric error distributions. Journal of Applied Statistics, 41(2), 320-331.

[4] Huang, C. F., & Litzenberger, R. H. (1988). Foundations for Financial Economics, 1988.

[5] In, F., & Kim, S. (2013). An introduction to wavelet theory in finance: a wavelet multiscale approach. World scientific.

[6] Trichilli, Y., Abbes, M. B., & Masmoudi, A. (2020). Islamic and conventional portfolios optimization under investor sentiment states: Bayesian vs Markowitz portfolio analysis. Research in International Business and Finance, 51, 101071.

[7] Zhang, Y., Li, X., & Guo, S. (2018). Portfolio selection problems with Markowitz's mean–variance framework: a review of literature. Fuzzy Optimization and Decision Making, 17(2), 125-158.

The effect of liquidity on the corruption in the selected countries of MENA region

Mohammad Sharif Karimi[1]
Assistant Professor in Economics, Faculty of Economics and Entrepreneur, Razi University, Kermanshah, Iran.
Azadeh Shahab[2]
Ph.D. The student in Economics, Faculty of Economics and Entrepreneur, Razi University, Kermanshah, Iran.

Extended Abstract

Introduction

Corruption is very important issue because it affects all elements of society, economic, political or cultural. Corruption also causes a decline in human capital and the loss of individuals' innate talents in society, leading society to distribute rents. Corruption exists in all democracies and democracies, but the fight against it is more prominent in democracies. The nature of the MENA countries is oil-producing countries the economy relies on oil revenues, which are often run by relatively large and inefficient governments. In these societies, the distribution of rent and power to maintain power is almost common. Wherever there is talk of power and authority, there is also the phenomenon of corruption. The most influential and popular variable for corrupt transactions is cash.

On the other hand, developing countries, including the countries of MENA, have high liquidity and inflation, both of which strengthen each other. According to the quantity theory of money, the volume of money in society should be equal to the importance of goods and services in simple terms. When this alliance is not established, the greatest pressure is on the people; it becomes. If not entering the channel of GDP, high liquidity and inflation will reduce the welfare and dissatisfaction of people in society. Given the importance of these two variables to achieve economic and political stability and also to achieve the goal of sustainable development this study seeks to answer the question: Is the amount of liquidity is affected on the corruption in selected countries in the MENA region during the

1 Corresponding author, S.karimi@ac.rai.ir
2 shahab_azade@yahoo.com

period 2005-2018?

Theoretical framework

Efforts to achieve sustainable development in the form of good governance indicators and development goals by the World Bank and the United Nations have been main duty by developing countries in recent years. One of the important variables of these goals is the corruption control index. Corruption has a negative consequences at the economic, political, and human and social levels of societies. Through the harm it creates, it has become one of the main obstacles to development. The growth of liquidity, depending on the degree of corruption control in society, can have two opposite effects on the economy. On the other hand, in an economy with a low degree of corruption, liquidity is considered one of the indicators of financial development and it increases economic growth, on the other hand, in an economy with a high degree of corruption, the balance of speculative funds increases and reduces economic growth as well.

Methodology

Model variables and data has been extracted from the World Bank website and covers the period 2005-2018 for selected MENA countries which are including Algeria, Bahrain, Egypt, Iran, Iraq, Jordan, Kuwait, Lebanon, Morocco, Oman, Qatar, Saudi Arabia, Tunisia, #United Arab Emirates and Turkey. This paper uses an alternative measure of corruption which is the Control of Corruption Index (CC) published by the World Bank's Worldwide Governance Indicators. Other data and variables such as: liquidity, GDP per capita, government size, economic openness, inflation and internet Extracted from the World Bank website and the Press Freedom Index extracted from the annual reports of the Freedom House. The functional form of the panel data model is as follows:

$$Corruption_{it} = \alpha_i + \rho\, Corruption_{i,t-1} + \beta_1\, BM_{it} + \beta_2\, GDP_{it} + \beta_3\, GOV_{it} + \beta_4\, OPENNESS_{it} + \beta_5\, INFLATION_{it} + \beta_6\, PRESS_{it} + \beta_7\, INTERNET_{it} + \varepsilon_{it}$$

To estimate the model we have applied the two-step system Generalized Method of Moments (GMM) method.

Results & Discussion

According to the results of the model estimate, it can be seen that the rate of corruption in the previous year and also the current liquidity on the corruption of the countries of MENA region is statistically positive and significant and a one percent increase in corruption in the previous period led to increase 0.56 percent corruption and one percent increase in liquidity of the current period increases the rate of corruption of the current period by 0.001 percent. It can be said that in the selected countries of MENA during the period 2005-2018, the corruption variable of the previous period has a greater impact on the level of corruption in these countries than the current liquidity variable. The most influential variable on corruption in the countries of the MENA region in both methods is GDP per capita. So that one percent increase in GDP per capita reduces the rate of corruption by 2.47 percent. Among the controls variables the effect of government size, openness, freedom of the press and the Internet on corruption in the MENA countries during 2005-2018 is negligible and statistically significant, while the effect of inflation on corruption is statistically insignificant.

Conclusions & Suggestions

In this paper, we examine whether liquidity affects the level of corruption in a MENA countries? According to the results the effect of the past level of corruption and the current liquidity on the corruption of the countries of the MENA region are statistically positive and significant. The existence of corruption in the country in previous years leads to the institutionalization of corrupt practices in the country; High liquidity also facilitates money laundering and corrupt transactions. In fact, the ease with which transactions can be made will strengthen corrupt groups and their actions over the years. To reduce the existing liquidity in society and subsequently try to reduce corruption in the countries of the MENA region, the following solutions are proposed: Apply high opportunity cost to use less transactions in the traditional way with high liquidity, such as accruing interest on current accounts and electronic payment cards to the extent that new payment tools are cost-effective for consumers. Apply discounts on financial transactions above a specific limit per day or month for online purchases or e-card purchases. Use new payment methods for labour services. Also we suggest that governments should evolve laws to prohibit cash transactions beyond a threshold level.

Keywords: Corruption, Liquidity, Generalized Method of Moments, GDP

References (in Persian)

[1] Dehmardeh, N., Alizadeh, M., Zeidizadeh, S. (2012). Investigating the effect of government size on corruption; emphasizing the role of democracy in the Mena region. Journal of Regional Economics and Development. Volume 19(4). (In Persian).

[2] Delangizan, S., Karimi, Ms., Khalondi, Z. (2013). The effect of the Corruption Perceptions Index on economic growth based on cross-country segregation in the area of economic freedom by the Generalized Torque (GMM) method. Quarterly Journal of Economic Sciences. Volume 7(24). (In Persian).

[3] Fadaei, M., Gholipour Moghadam, F., Ghaffari, S. (2017). Study of the effect of good governance indicators and government size on the corruption index in the BRICS countries and Iran. Public Management Perspective. No 32. (In Persian).

[4] Fazeli, M. (1999). Introduction to Measuring Corruption. Publisher: Research Center of the Islamic Consultative Assembly. First Edition. (In Persian).

[5] Ghadimi, M., Rabiee, M., Davani, A. (2019). The Impact of Corruption and Central Bank Independence on Money Volume in Iran: Using the Model (STAR). Quarterly Journal of Econometric Modeling. Volume 4(3). (In Persian).

[6] Gol Khandan, A., Khansari, M., Golkhandan, D. (2015). Militarism and Economic Growth: Empirical Evidence from Mena Region Countries in a Dynamic Panel Model. Journal of Economic Growth and Development. 15(18). (In Persian).

[22] Habibi, N.(1996). Corruption (effective factors and methods of struggle). First Edition. Vosaghi Press. Tehran. (In Persian).

[7] Hall, S., Cox, R. (2003). Government, Corruption and Social Opportunities. Translation: Hossein Raghfar. Publisher: Naghsh va Negar. First Edition. (In Persian).

[8] Hamdami Khotbehsara, A. (2008). Corruption (causes, contexts and strategies to combat it)". Research Institute for Nonprofit Strategic Studies. (In Persian).

[9] Hesami A., Yousefi, J. (2014). Factors Affecting Corruption in Developing

Countries. The first national conference on Iranian Islamic economics, management and culture. December 10, 2014. (In Persian).
[10] Homayouni, G. (2009). Methods of measuring corruption. The General Inspection Organization of the country." Second year research report, number seven. (In Persian).
[11] Izadkhasti, H. (2016). Analyzing the effects of corruption and quality of Governance on Tax System Performance: A Dynamic Panel Data Approach, development policy, Volume 4 (10). (In Persian).
[12] Jalili, M. (2018). Indicators for measuring corruption. Report code: 97- 121. Center for Presidential Strategic Studies. (In Persian).
[13] Karimi Petanlar, S., Jafari Samimi, A., Rezaei, R. (2010). The Effect of Corruption on Tax Revenues: A Case Study of Selected Developing Countries. Economic Policies. Volume 8(1). (In Persian).
[14] Mohseni Zanozi, S-J., Hekmati, F., Talibpour, S. (2016). The effect of controlling corruption and increasing liquidity on the economic growth of selected developing countries". Quarterly Journal of Economics and Modeling. Volume 7, Number 28. (In Persian).
[15] Naebi, H., Safari, S. (2001). Different approaches to fighting corruption. Proceedings of the second scientific and research conference on supervision and inspection in the country. August 2001. (In Persian).
[16] Poursalimi M., Keikha M., Salmani, K. (2016). Innovating a Modern Model for Estimating the Amount of Money Laundering in Iran (The Application of Numerical and Inverse Problem Methods in Economy). FINANCIAL MONETARY ECONOMICS, 23(11), 215-238. (In Persian). https://doi.org/10.22067/pm.v23i11.39913
[17] Rahmani, T., Isfahani, P. (2015). Study of Factors Affecting the Formation of Corruption with Emphasis on the Combination of Economic Activities, Study of Developing Countries". Quarterly Journal of Economic Research and Policy. 24(78). (In Persian).
[18] Rafipour, F. (2001). Social Cancer Corruption. Joint Stock Press. Tehran. (In Persian).
[19] Sadeghi, S-K., Fashari, M. (2011). Study of the effect of corruption perception index on inflation rate Case study: MENA countries. Rah-e Andisheh Economic Research Quarterly. Winter, 4(2). (In Persian).
[20] Sozanroz, A. (2006). Corruption and government causes, consequences and reform, Translated by Sabori, Pardaesh Press. Tehran. (In Persian).

References (in English)

[1] Arellano, M., Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," Review of Economic Studies, 58, 2, 277-97.
[2] Bai, C.E., S.J, Wei. (2000). Quality of bureaucracy and open economy macro policies. NBER Working Paper, No.7766.
[3] Baltagi, B. (2008). Econometric analysis of panel data. 4 th edition, NewYork: John Wiley and Sons.
[4] Bardhan, P., (1997). Corruption and development: a review of issues. J. Econ.

Lit. 35 (3), 1320–1346.
[5]Blundell, R., Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 87, 1, 115-43.
[6] Bohara, A K., Mitchell, N J., Mittendorff, CF. (2004). Compound democracy and the control of corruption: a cross-country investigation. Policy Study, Vol.32, No.4, pp.481–499.
[7] Chowdhury, S.K. (2004). The effect of democracy and press freedom on corruption: an empirical test. Econ. Lett. 85 (1), 93–101.
[8] Cukierman, A., Edwards, S., Tabellini, G. (1992). Seigniorage and political instability. American Economic Review, 82(3): 537-555.
[9] Ebbes, P. (2007). A non-technical guide to instrumental variables and regressor-error dependencies. Penn State University, University Park, PA 16802, USA.
[10] Ebeke, C., Omgba, L. D., Laajaj, R. (2015). Oil, governance and the (mis) allocation of talent in developing countries. Journal of Development Economics, 114: 126-141.
[11] Gallup Institute (1999). Basic Methodological aspects of corruption measurement: Lessons learned from the literature and the pilot Study.
[12] Goel, Rajeev K., Mehrotra, A N. (2012). Financial payment instruments and corruption. Applied Financial Economics, 2012, 22, 877–886.
[13] González, E., Rodríguez, F., Rivero, S. (2014). An empirical examination of the determinants of the shadow economy". Applied Economics Letters Volume 21, Issue 5.
[14] Greene, W.H. (2008). Econometric Analysis. 6th Edition, Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River.
[15] Hill, KQ. (2003). Democratization and corruption—systematic evidence from the American states". American Politics Research, Vol. 31, No.6, PP.613–631.
[16] Kaufmann, D., Arat, K., Massimo, M., (2006). Measuring Corruption. Myths and Realities. 2, 1.
[17] Kotera, G., Okada, K., Samreth, S. (2010). A study on the relationship between corruption and government size: the role of democracy. Munich Personal RePEc Archive.
[18] Lambsdorff, J. G., Teksoz, S. U. (2004) Corrupt relational contracting in The New Institutional Economics of Corruption (Eds) J. G. Lambsdorff, M. Schramm and M. Taube, Rutledge, New York, pp. 138–51.
[19] Lio, M.-C., Liu, M.-C., Ou, Y.-P.,(2011).Can the internet reduce corruption? A cross-country study based on dynamic panel data models. Gov. Inf. Q. 28 (1), 47–53.
[20] Lockwood, M. (2010). Good governance for terrestrial protected areas: A framework, principles and performance outcomes. Journal of Environmental Management, 91; 754–766.
[21] Martinez, R., Iyer, V. (2011). Openness and Inflation: Evidence from The Seven Largest American Economies, International Business and Economic. Research Journal, 10(3): 51-57.
[22] Mauro, P. (1995). Corruption and growth. Q. J. Econ, Vol.110, No.3, pp.681–712.
[23] Morris, S., Klesner, J. (2010). Corruption and Trust: Theoretical Considerations

and Evidence from Mexico. Comparative Political Studies, 43(10): 1258–1285.
[24] Seldadyo, H., de Haan, [] J. (2006). the determinants of corruption: A literature survey and new evidence. Paper prepared for the 2006 EPCS Conference, Turku, Finland, 20-23 April 2006.
[25] Song, C-Q., Chang, C-P., Gong, Q. (2020). Economic growth, corruption, and financial development: Global evidence. Economic Modelling. 12(8).
[26] Tanzi, V. , (1998). Corruption around the world: causes, consequences, scope, and cures. IMF Staff Papers, 45(4), pp. 559–94.
[27] Torrez, J. (2002). The effect of openness on corruption. Journal of International Trade & Economic Development", 11(4): pp.387-403.
[28] Trabelsi, M A., Trabelsi, H. (2019). At what level of corruption doeseconomic growth decrease?" Journal of Financial Crime. 3(1).
[29] Treisman, D., (2007). What have we learned about the causes of corruption from ten years of cross-national empirical research?" Ann. Rev. Polit. Sci.10 (1).

The Impact of Natural Resources Rent and Political Development on Central Bank Independence: Evidence from Oil Exporting Countries

Sajjad faraji dizaji[1]
Assistant Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University
Hossein Sadeghi[2]
Associate Professor, Department of Economic Development and Planning Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University
Zahra Lotfi[3]
Master of Energy Economics Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University

Extended Abstract

Introduction

The central bank, as the highest monetary authority in the country, needs independence to achieve its goals. Central bank independence reflects the ability and willingness to pursue an independent monetary policy. The main goal of the central bank is to control sustainable inflation. If the goal of a country is to reduce inflation without harming economic growth, there is no choice but to establish an independent central bank, only an independent central bank that will be able to reduce the budget deficit and inflation tax. Given the role of the Central Bank, this article intends to examine the effect of rent and political development on the independence of the Central Bank.

Theoretical frame work

1 Corresponding Author s_dizaji@modares.ac.ir
2 sadeghih@modares.ac.ir
3 zahralotfi@modares.ac.ir

The central bank, as an influential institution in monetary policy, needs independence to achieve its goals. Any obstacle that takes the money supply out of the central bank's control has called into question its independence. The main element of this independence is the credit limit that the bank imposes on the government. Therefore, if the central bank has enough independence, it will be able to prevent the government from borrowing freely. The most important reason the government borrows from the central bank is the budget deficit. This is especially true in oil-exporting countries, which often base their budget revenues on oil export. As a result, these governments resort to borrowing from the central bank to compensate for their budget deficit, and governments continue to inflate, willingly or unwillingly, by providing a deficit of central bank resources. In the meantime, the existence of strong and efficient political institutions makes it impossible for the government to question the independence of the central bank by pressuring the central bank in pursuit of its short-term and temporary goals, and to destabilize the country's economic future. In oil economies, governments have no incentive to impose higher taxes on the back of huge oil revenues, so they seek to achieve their short-term goals by resorting to the above methods and resorting to inflation taxes. What makes the difference between resource-rich countries is the quality of political institutions. If a public bureaucracy is reliable and corruption is low in a country, natural resources are not only not an obstacle to economic growth but also contribute to the growth of the economy.

Methodology

Therefore, this study examines the effect of natural resource rents, political development and their interactive effect on central bank independence in oil exporting countries. For this purpose, we use the panel data method for annual data related to 25 countries benefiting from oil rents from 2000 to 2012. In addition to examining the effect of oil rents and political development and the simultaneous effect of these two variables on central bank independence, the effects of other rents, including gas rents, forest rents, and total natural resource rents, have also been examined .Also the impact of liquidity, government spending, transparency and development has also been addressed.

Results & Discussion

The results show that the entry of oil rents into the economy not only does not increase the independence of the central bank but also the government's access to an easy and carefree source of income leads to autonomy. The more the government relies on oil rents, the more it prevents the central bank from gaining independence and hindering the free and rational operation of this institution, and the more the government does not comply with the central bank's monetary policies in order to advance economic goals. But there is a positive relationship between central bank independence and improving the quality of political institutions. Also, the simultaneous effect of oil rents and development will diminish the effect of political institutions, and the quality of political institutions will be weakened due to oil dependence, and the indicators of autocracy will become more prominent, which will reduce the independence of the central bank. In addition, we saw a significant inverse relationship between liquidity, government spending and GDP on central bank independence, but increasing transparency, with a positive impact on central bank independence, improves central bank independence. In this regard, the impact

of other rents on the independence of the central bank has been studied. The results of this study show that gas and forest rents do not have a significant effect on central bank independence, but the effect of total rents on central bank independence is the similar of oil rents. It can be argued that since the selected countries are mostly oil exporting countries and the predominant rent in these countries is oil rent and the basis of government economic programs in these countries is oil based, the impact of this rent is more than other rents.

Conclusions & Suggestions

According to the results of the study, the increase in rent income reduces the independence of the central bank. For this reason, it is suggested to increase the independence of the central bank to prevent the entry of any rent, especially oil rent, which is the most effective type of rent in oil countries. The overflow of this revenue to the government budget has caused the government to rely on it and become independent of other institutions and make autonomous decisions.The first step is to take the right approach to budgeting and increase the central bank's authority to adopt monetary policy. Also, increasing the quality of institutions increases the independence of the central bank. Therefore, it is suggested that effective and fruitful steps be taken to improve the quality of institutions, so that we can see better and more principled performance of the central bank and more independence of this institution Let our decisions be against the government.Also, increasing the quality of institutions increases the independence of the central bank. Therefore, it is suggested that effective and fruitful steps be taken to improve the quality of institutions,so that we can see better and more principled performance of the central bank and more independence of this institution.

Keywords: Central Bank Independence, Oil Revenue, Political Development

Refrences in persian

[1] Adeli, Seyed Mohammad Hossein .(1990) .An Introduction to Central Bank Independence. Tehran . Monetary Banking Research Institute . (In Persian)

[2] Asgari , Behnam . (2010). Master Thesis in Economic Development and Planning, University of Isfahan (In Persian)

[3] Azarmand, Hamid. (2006). The role of political and legal institutions in economic development . Journal Ravand , Vol 50,51: Pp 119-170 (In Persian)

[4] Behboodi, Davood .(2006) . Iran's economy on the table of oil revenues . Hamedan , Noor Elm (In Persian)

[5] Boostani, Reza & Salavi Tabar, Shirin (2017). Investigating the financial independence of the Central Bank of Iran . Jornal Ravand Vol 78 : Pp75-108 (In Persian)

[6] Derakhshan Darabi , Kaveh & Mehnatfar, Yousef .(2015) . Theoretical and empirical study of the relationship between central bank independence and good governance. Al-Zahra University Economic Development Policy Quarterly . Vol 4 : 43-70 (In Persian)

[7] Homayouni, Ahmad Ali (2016). The role of political institutions in the effectiveness of central bank independence. Master Thesis in Economics, Allameh

Mohaddes Nouri University (In Persian)
[8] Jafari Samimi , Ahmad & Ahmadi , Noushin . (2001) . Central Bank independence and its performance in developing countries (including Iran). Quarterly Journal of Economic Sciences Research Journal . Vol 4 : Pp 113- 132 (In Persian)
[9] Jafari Samimi , Ahmad & Derakhshan Darabi , Kaveh . (2015). Central Bank Independence in Iran Theoretical and Empirical Analysis . Monetary Banking Research Quarterly . Vol 24 : Pp167-195 (In Persian)
[10] Katozian , Mohammad Ali . (2012) . Nine articles on the historical sociology of Iranian oil and economic development. Translated by Alireza Tayeb. Tehran. Publication Center (In Persian)
[11] Madalat ,Korosh . (2000) . Investigating the favorable position and structure of the central bank. Tehran. Monetary and banking research institutes (In Persian)
[12] North , Douglass . (2000) . Structure and transformation in economic history. Publication Ney (In Persian)
[13] North , Douglass . (1998) . Institutions, institutional change and economic performance. Tehran. Program and budget organization . (In Persian)
[14] Taghipoor , Anoushirvan & Mousavi Azad Kasmaei , Afsaneh . (2004) . Investigating the relationship between inflation and central bank independence. Journal of Planning and Budgeting . Vol 85 :Pp 59-93 (In Persian)
[15] Tayeb Nia , Ali & Zaman Zadeh , Hamid & Shadrokh , Mahdieh . (2014) . The role of institutions in the occurrence of adversity or the gift of oil resources, a rent-seeking pattern with a dynamic stochastic general equilibrium approach.Monetary and Banking Research Quarterly . Vol 7 : Pp 443-475 (In Persian)
[16] Tehranchi , Amir Mansour & Jafari Samimi , Ahmad & Zarin Eghbal , Hassan . (2016) . The Impact of Central Bank Independence on Production Fluctuations and Inflation in Iran. Journal of Economic Growth and Development Research, Vol 30 : Pp 33-54 (In Persian)
[17] Vahedi , Mohaddathe. (2015) . Investigating the effect of central bank independence on financial instability: A case study of Mena countries. Master Thesis in Economics and Administrative Sciences, Allameh Mohaddes Nouri University (In Persian)
[18] Yazdani, Mehdi & Tayebi, , Seyed Komeyl & Yazdani , Nafiseh . (2015) . How central bank independence affects the financial stability of the economy in emerging market countries. Monetary and Financial Economics Quarterly. Vol 9 : 132—151 (In Persian)
[19] Zaman Zadeh , Hamid & Sadegh Al-Hosseini , Mohammad. (2012). Iran's economy in the throes of development . Tehran . Publication Center (In Persian)

Refrences in English

[1] Agoba, A. & Abor, J. & Osei, K. & Sa-Aadu, J (2017). Central bank independence and inflation in Africa: The role of financial systems and institutional quality. Central Bank Review 17(4) : 131-146
[2] Alsina, A. & Summer, L. H. (1993). Central Bank's Independence and Macroeconomic Performance: Some Comparative Evidence. Journal of Money, Credit and Banking, 25 (2): 151-162
[3] Bade, R., and M. Parkin. "Central Bank Laws and Monetary Policy." Unpublished Manuscript, University of Western Ontario, 1988. Accessed October 1,

2020
[4] Cukierman , A. & Webb , S. e Neyapti , B. (1992). Measuring the independence of Central Banks and its effects on policy outcomes . The World Bank Economic Review, 6(3) : 353-398
[5] D'Amato, M. & Pistoresi , B. & Salsano , F(2009) . on The determinants of central bank independence in open economies. International Journal of Finance & Economics. 14(2) : 107-119
[6] Dizaji, S . F .(2014). The effects of oil shocks on government expenditures and government revenues nexus (with an application to Iran's sanctions). Economic Modeling 40 (C) : 299-313
[7] Evan Gutierrez , 2003. " Inflation Performance and Constitutional Central Bank Independence: Evidence from Latin America and the Caribbean. " International monetary fund Working Paper idec 03 -53, International monetary fund
[8] Fry, M. (1998). Assessing Central Bank Independence in Dveeloping Countries: Do Actions Speak Louder than Words? .Oxford Economic Papers. 50 (3) : 512-529
[9] Garriga, A.(2016). Central Bank Independence in the World: A New Dataset. International Interactions. 42 (5): 849-868
[10] Grilli, V.& Masciandaro, D. & Tabellini, G.(1991). Political and monetary institutions and public financial policies in the industrial countries. Economic Policy. 6 (13) : 341–392
[11] 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
[12] Klomp, J. & De Haan, J (2009). Central bank independence and financial instability . Journal of Financial Stability. 5 (4): 321–338
[13] Yahyazadehfar, M. & Mostakhdemin Hosseini, H. & Shababi , H.& Mehrabi Alamdari , A.A. (2012). On the Relationship between Central Bank's Independence and Inflation Rate in Iran . Int. J. Manag. Bus. Res. 2(3): 219-232

The effect of ownership structure and corporate governance on performance of banks: using structural equations approach

Abdorreza Asadi[1]
Associate Prof. of Finance, Islamic Azad University of Khorasan Razavi province
Mohammad Ali Abri[2]
MSc of Financial Management, Department of Management, Islamic Azad University of Khorasan Razavi province

Extended Abstract:

These days, the performance of banks in optimal collecting and allocating the resources, can boost production, create jobs, and increase economic growth. An efficient banking system with the right monetary policy, by controlling liquidity and inflation and directing resources to productive economic activities, plays an important role in economic development. However, the performance of banks themselves is affected by various political, economic, managerial and social factors, and the study of these factors has been one of the topics of interest to researchers. On the other hand, Banks operate in a unique environment of public oversight and a set of banking rules and regulations. The corporate governance framework in banks is more complex than in other companies. Corporate governance mechanisms reduce agency problems in companies and the quality of these mechanisms is relative and varies from company to company and can affect different aspects of performance. In this study, the relationship between ownership structure and corporate governance mechanism of banks with their financial performance is investigated using structural equation modeling.

Theoretical frame work

From the perspective of corporate governance, shareholders can align the interests of managers with their own interests by using corporate governance mechanisms. One of the most important corporate governance mechanisms is the ownership of managers in the bank. Glasman and Rhodes (1980) compared financial institutions run by their owners with institutions that were separate from management. They

[1] Abdorrezaasadi@yahoo.com
[2] Maaj.irani@gmail.com

showed that the profitability of institutions whose owners are involved in management is higher. In their supervisory role, the members of the board of directors are responsible for supervising and encouraging the managers to act in accordance with the interests of the shareholders. In fact, corporate governance can be considered as including legal, cultural and institutional arrangements that determine the direction of movement and activity of companies. The components and mechanisms of this governance include shareholders and their ownership structure, board members and their composition, and the management of the company, which is led by the CEO, and other stakeholders that can influence the movement of the company. As one of the external mechanisms of corporate governance, institutional investors play an important role in eliminating information asymmetry and reducing agency costs. Institutional investors openly monitor the company by gathering information and pricing management decisions implicitly and by managing the company's operations. Corporate governance can play an important role in improving corporate performance and there is a close relationship between the quality of corporate governance and corporate financial performance in capital markets.

Methodology

The present study is an applied research in terms of objective, because its results can be used by investors, managers, shareholders and capital market analysts, as well as banks listed on the stock exchange. In terms of method of implementation, this research is considered as a descriptive-correlational type and due to the fact that its variables have occurred in the past, it is known the causal-post-event research. In this study, the effect of banks' ownership structure and corporate governance components on the performance was studied using data from 18 listed banks in Tehran Stock Exchange during 2011-2017. The data required to calculate the research variables were collected from the audited financial statements of the accepted banks and through the information databases of the Tehran Stock Exchange as well as the new management software. In order to analyze the data and test the research hypotheses, the structural equation modeling method has been used.

Results & Discussion

The results showed that the direct effect of ownership structure on corporate governance is insignificant and in fact the mechanism of corporate governance is not affected by ownership structure. Therefore, the first hypothesis of the study failed to confirm. Also, the ownership structure has a significant and inverse effect on financial performance. This means that by increasing the concentration of ownership at the disposal of a limited number of shareholders as well as the ratio of institutional and state ownership, the financial performance of banks decreases significantly and vice versa. Therefore, the second hypothesis of the research was confirmed. On the other hand, the effect of corporate governance on financial performance is also positive and significant, which shows that improving the corporate governance mechanism can significantly improve the financial performance of banks, so the third hypothesis of the study was confirmed as well. The results also showed that the indirect effect of ownership structure through corporate governance on the financial performance of banks is significant and the fourth hypothesis also was confirmed.

Conclusions & Suggestions

The findings showed that the dimensions of corporate governance have a significant positive effect on the financial performance of banks and show that improving the corporate governance mechanism can significantly improve the financial performance of banks. Finally, the results showed that the corporate governance can reduce the severity of the negative effect of the dimensions of the ownership structure on the financial performance of banks. The findings indicate that the shareholding of government-affiliated institutions and companies and financial institutions, especially with a majority stake, causes these shareholders to pursue their own interests instead of the total interests of shareholders and the value of the company (bank), resulting to weaken the financial performance. Therefore, corporate governance mechanisms and proper governance system can increase the financial performance of banks. Because one of the possible reasons for the above conclusion is the participation of executive and non-executive members of the Board of Directors in the activities and as a result of their supervisory role in banking operations. There is also evidence that the large size of the board can help CEOs through consulting can play an important role in corporate performance. According to the obtained results, some suggestions can be made as follows. Capital market policymakers and institutional shareholders should be aware that the presence of non-executive members on the board of directors of companies cannot reduce the agency problems and help the company perform better, so try to use the presence of more executive members. It is also suggested that the members of the board of directors of companies and banks, shareholders and auditors and auditing firms become more familiar with issues related to the corporate governance system so that they can properly play a role in the corporate governance system and thus influence Increase the value of companies.

Key Words: Ownership structure, Corporate governance, Banks performance, Structural Equations Model.

References (in Persian)

[1] Asadi, A. (2016), Corporate Governance and Holding Companies and Subsidiaries Performance in Tehran Stock Exchange, Journal of Financial Management strategy, Volume 4 (15), 129-151. (In Persian)

[2] Davari, R, & Rezazadeh, A (2014), Structural equation modeling with PLS software, Jahad daneshgahi pub. Tehran. (In Persian)

[3] Khoshtinat, M., Omidinejad, M. & Bahramloo Fard, A. (2017), Impact of ownership structure on bank performance, Journal of New Research in Accounting and Auditing, Volume 1(3), 9-38. (In Persian)

[4] Nakhaee, H. & Zahraei, S.M. (2017), Investigating the relationship between ownership structure and financial performance of financial intermediaries accepted in Tehran Stock Exchange, Applied Studies in Management and Development Sciences, Volume 2(4), 119-134. (In Persian)

[5] Rahimian, N., Mohammadi, H. & Salehi Rad, M. (2013), The role of corporate governance mechanisms in banks' performance, Accounting Review, Volume 1(1), 97-119. (In Persian)

[6] Rezaei, Sh. & Mohammadzadeh, A. (2018), Effect of corporate governance on financial performance and crisis of listed companies in Tehran Stock Exchange, Journal of Development Evolution Management, Volume 32, 81-88. (In Persian)
[7] Saeedi, A. & Shiri Ghahi, A. (2012), Ownership structure and performance of companies: Evidence from Tehran Stock Exchange, Journal of Securities Exchange, Volume 18(5), 153-172. (In Persian)
[8] Shahyakitash, M., Kazemi, M. & Amini, M. (2012), Relationship between Ownership Structure and Performance of Listed Companies in Tehran Stock Exchange, Economic Journal, Volume 9 & 10, 5-24. (In Persian)
[9] Toobrehrizi, A. (2014), Investigation of the effect of corporate governance on financial performance and risk-taking behavior of listed companies in Tehran Stock Exchange, MSc thesis, Mazandaran University, Faculty of Economic and Administrative Science. (In Persian).
[10] Vakilifard, H. & Bavandpoor, L. (2010), The effect of corporate governance on performance of listed companies in Tehran Stock Exchange, Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis, Volume 8, 119-140. (In Persian)

References (in English)

[1] Akimova, I. & Schwodiauer, G. (2004), Ownership structure, corporate governance and enterprise performance: empirical results for Ukraine, International Advances in Economic Research Journal, Volume 10(1), 28-42.
[2] Chen, C. Lu, H. & Sougiannis, T. (2012), The agency problem, corporate governance, and the asymmetrical behavior of selling, general, and administrative costs, Contemporary Accounting Research, volume 29(1), 252 – 282.
[3] Coenen, M. (2015), Ownership structure and firm performance: An analysis of publicly listed firms in Netherlands, University of Twente, The Faculty of Behavioral, Management and Social Sciences.
[4] Fornell, C. & Larcker, D. (1981), Evaluating structural equation models with unobservable and measuring error, Journal of High Technology Management Research, volume 8, pp 39-50.
[5] Glassman, C.A. & Rhoades, S.A. (1980). Owner vs manager control effects on bank performance, The Review of Economics and Statistics, 62, 263-270.
[6] Jensen, M. C. and Meckling, W. H. (1976), Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure, Journal of Financial Economics, Volume 3(4), 305-360.
[7] Mirchandani, A. & Gupta, N. (2018), Impact of ownership structure and corporate governance on the performance: A case of selected banks in UAE, International Journal of Economics and Financial Issues, 8(3), 197-206.
[8] Ozili, P. K. & Uadiale, O. (2017), Ownership concentration and bank profitability, Future Business Journal, Volume 3, 159–171.
[9] Spong, K.R. & Sullivan, R.J. (2007), Corporate Governance and Bank Performance. Glos, UK: Eduard Elgar Publishing Limited.
[10] Wanjiru N.R., Wachira, A. & Mwenda, L. (2013), Ownership structure and firm performance of listed companies in the Kenya's Nairobi Securities Exchange, African Journal of Education, Science and Technology, Volume. 1(3), 168-174.

[11] Zouari, S. B. & Taktak N. B. (2014), Ownership structure and financial performance in Islamic banks: does bank ownership matter?, International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management, Volume 7(2), 146-160.

Mixed- Asset Portfolio Optimization

Soudeh Sabahi [1]
Master of Financial Engineering of Tarbiat Modares University
Farimah Mokhatab Rafiei [2]
Associate Professor of Faculty of Industrial and Systems Engineering of Tarbiat Modares University
MohammadAli Rastegar [3]
Assistant Professor of Faculty of Industrial and Systems Engineering of Tarbiat Modares Universi

Introduction

At the core of any investment lies the return on investment. To gain a favorable return, an investor should take investment-related risks. The interaction between risk and return can lead to decisions on asset allocation. A key strategy in investment discussions is diversification in investment portfolio.

Investment strategy is undetermined in different assets such as security, gold, currency and cryptocurrency. Despite the temporary recession and success of certain assets, it is hard to prioritize investment among assets (in terms of risk and return) to ensure that the investor makes the highest profit at the lowest risk. Thus, the present research used the Mean-CVaR model along with the Extreme value theory (EVT) based on Copula's theory to estimate the correlations among time series. It used the dynamic conditional correlation (DCC) estimation method to measure the joint distribution of assets regardless of the normality assumption of data, collinearity, priorities and weights of investment in assets as optimal values.

Theoretical Framework

Diversification of conventional investment portfolio which only involves cash and security with alternative assets such as goods, currency and estate helps to decrease the correlation of assets and increase its resistance to severe changes in stock market. It, thus, helps to improve the performance of investment portfolio (Fischer & Lind-Braucher, 2010). Moreover, due to the low correlation between conventional assets and cryptocurrency and its high-efficiency, cryptocurrency is a good instrument to be combined with diverse investment portfolios and can increase the Sharpe ratio (Chuen et al., 2017).

1 s.sabahi@modares.ac.ir (Corresponding Author)
2 f.mokhatab@modares.ac.ir
3 ma_rastegar@modares.ac.ir

One assumption of the distribution of financial return time series is the normality of data. However, in actuality, many financial return time series are not normal. When the normality assumption is violated, Value at Risk (VaR) is a proper measure.

Risk exposure value is not an integrated risk measurement and due to the lack of sub-aggregation property, may be inefficient in optimizing investment portfolio. Thus, researches introduced Conditional Value at Risk (CVaR) as an integrated measure and an alternative for VaR.

Methodology

As the return on financial assets is marked by a fat tail and is not marked by a normal distribution of data, to better predict the distribution of series, EVT was used. Moreover, Copula's theory was adopted and the structure of correlations among series as time-varying was modelled via the dynamic conditional correlation estimation and the joint distribution of assets was analyzed regardless of data normality and collinearity. Then, the Mean-CVaR model was used to estimate the risk exposure value and set the investment priorities and weights among assets in Tehran Stock Exchange, Gold Coin, USD and Bitcoin as optimized values.

In this research, for an optimal allocation of investment among four above assets in daily return, Tehran Stock Exchange index (TEPIX) was used. The daily return on investment in Gold Coin (the old version) was estimated in Rials. That of USD was estimated in Rials in Tehran free market. Finally, the daily return on investment in Bitcoin was estimated in Rials between October 2014 and April 2018.

Results & Discussion

A negative correlation was estimated via DCC-Copula between certain assets, which shows that when a particular asset gains higher return on investment (than the mean value), the other asset does not follow the same trend. Thus, investors are capable of diversifying their portfolio accordingly.

Prediction of return on assets showed that the highest expected daily return on investment belonged, respectively, to Bitcoin, Gold Coin, Dollar and Tehran Stock Exchange. Moreover, as the optimized weights showed for zero CVaR, due to the low variance, the greatest investment weight was investment in Tehran Stock Exchange. The higher the investor's risk-taking, the greater the investment weight of Gold Coin and Bitcoin.

Conclusions & Suggestions

Considering the investor's risk-taking level, if s/he tolerates the least risks, s/he is suggested to make the most investment in securities. An increase in the minimum expected return on investment is followed by an increase in the investment share of Gold Coin and Bitcoin. Thus highly risk-taking investors are suggested to invest in Bitcoin and low risk-taking counterparts are suggested to invest in Gold Con.

Considering the conditional Sharp (C-Sharp) ratio optimal portfolio indicated a better performance of various portfolios than any other asset, and the best performance of the portfolio includes Gold Coin with more than 70% and Dollars and Bitcoins with an equal weight. Furthermore, according to the C-Sharp ratio in the optimal portfolio, the minimum weight of Gold Coin is 60% and the maximum share of Dollar and Bitcoin is 20%.

Keywords: DCC, EVT, Copula, CVaR, Optimization, Mixed-Asset Portfolio
JEL classifications: C32, C58, G32, G11

References (in Persian)

[1] Gholizade, A. A., & Matin, M. T. (2011). Choosing a Portfolio of Assets during a Housing Recession and Boom. *Quarterly Journal of Economic Research*, 71-92.
[2] Mahmoodi, V., Emamdoost, M., & Fard, P. S. (2017). Investigating The Role of Real Estate in The Asset Portfolio of Investors in Iran. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy* (80), 241-261.
[3] Mousavi, H. (2017). *Intraday VaR Estimation with EVT-Copula Approach.* (Master of Science), Khatam.
[4] Nasiri, F. (2015). *Portfolio Optimization in The Currency, Gold and Stock Markets Using VaR based on the Garch-Copula Model.* (Master of Science), Khatam.
[5] Peyravi, A. (2011). *Appointment of the Investment Optimum Weight in with focus in Relationship on Tehran Stock Exchange, Gold, Foreign Exchange and Housing Markets.* (Master of Science), K.N.Toosi.
[6] Sharifi, A. K. (2017). *Portfolio Optimization with VaR and GARCH-EVT-Copula on the Tehran Stock Exchange.* (Master of Science), Khatam.
[7] Shekari, S. (2018). *Forecasting VaR Using Time Varying Copulas and EVT Return Distributions.* (Master of Science), Khatam.
[8] Zaghfar, H., & Ajorloo, N. (2016). Estimating VaR of The Currency Portfolio of A Sample Bank with GARCH-EVT-Copula. *Quarterly Journal of Economic Research* (67), 113-141.

References (in English)

[1] Andrianto, Y., & Diputra, Y. (2017). The Effect of Cryptocurrency on Investment Portfolio Effectiveness. Journal of Finance and Accounting, 5, 229-238.
[2] Berger, T. (2013). Forecasting value-at-risk using time varying copulas and EVT return distributions. International Economics, 133, 93-106.
[3] Brière, m., oosterlinck, k., & szafarz, a. (2015). Virtual currency, tangible return: Portfolio diversification with bitcoin. Journal of Asset Management, 16(6), 365-373.
[4] Brooks, C. (2008). Introductory econometrics for finance (2 ed.). USA: Cambridge University Press.
[5] Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). Copula Methods in Finance: John Wiley & Sons.
[6] Chuen, K., LEE, D., Guo, L., & Wang, Y. (2017). Cryptocurrency: A New Investment Opportunity? The Journal of Alternative Investments, 20(3), 16-40.
[7] Ciner, C., Gurdgiev, C., & M.Lucey, B. (2013). Hedges and Safe Havens: An examination of Stocks, Bonds, Gold, Oil and Dollar. International Review of Financial Analysis, 29(C), 202-211.
[8] Deng, L., Ma, C., & Yang, W. (2011). Portfolio Optimization via Pair Copula-GARCH-EVT-CVaR Model. Systems Engineering Procedia, 2, 171-181.
[9] Engle, R., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH: National Bureau of Economic Research.
[10] Fischer, E. O., & Lind-Braucher, S. (2010). Optimal Portfolios with Traditional and Alternative Investments: An Empirical Investigation. The Journal of Alternative Investments, 13(2), 58-77.

[11] Gangwal, S. (2016). Analyzing the Effects of Adding Bitcoin to Portfolio. International Journal of Economics and Management Engineering, 10(10), 3519-3532.
[12] Hammoudeh, S., Araujo Santos, P., & Al-Hassan, A. (2013). Downside risk management and VaR-based optimal portfolios for precious metals, oil and stocks. North American Journal of Economics and Finance, 25, 318-334.
[13] Markowitz, H. M. (1959). Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments. New York: John Wiley & Sons.
[14] Patterson, K. D. (2000). An introduction to applied econometrics : a time series approach (1 Ed.): Palgrave
[15] Raza, N., Ali, S., Shahzad, S. J. H., & Raza, S. A. (2018). Do commodities effectively hedge real estate risk? A multi-scale asymmetric DCC approach. Resources Policy, 57, 10-29.
[16] Sahamkhadam, M., Stephan, A., & Ostermark, R. (2018). Portfolio Optimization Based on GARCH-EVT-Copula Forecasting Models. International Journal of Forecasting, 34, 497-506.

Serial Number 19

MONETARY & FINANCIAL ECONOMICS

(PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)

Ferdowsi University of Mashhad

ISSN: 2251-8452

(NEW ISSUE), No. 19, Vol. 27 Spring & Summer 2020

Contents

- **Investigating the correlation between exchange rate fluctuations, current government expenditures fluctuations and government debt to the banking network with emphasis on time-scale**
  Soheil Roudari
  Masoud Homayounifar
  Mostafa Salimifar
- **Examination of the Effect of the Shock Caused by Monetary Policy and Oil Revenue on Inflation and Economic Growth in Iran**
  M. Niazi Mohseni
  H. Sabrestani
  K. Hojabr Kiani
  F. Ghafari
- **Impact of Globalization on the Development of Commercial Insurance: A Comparative Study Between Perspective Countries of Iran and Developed Countries**
  Saeed Asadiqaragoz
  Alireza DaghighiAsli
  Ghadir Mahdavi
  Marjan Damankeshideh
- **Exploring The Elements of Corporate Entrepreneurship and Investigating Its Relationship with Performance of Social Security Organization Subsidiary and Affiliate Companies**
  Hossein Takroosta
  Mostafa Kazemi
  Mohammad Hossein Mahdavi Adeli
- **Extracting the Phillips Curve Based on Real Exchange Rate for the Iran Economy by Generalized Method of Moments**
  Afsaneh Javadi
  Mohammad Taher Ahmadi Shadmehri
- **Portfolio optimization using the wavelet-based Bayesian MGARCH approach**
  Seyed Ali Hoseeini Ebrahimabad
  Khalil Jahangiri
  Mahdi Ghaemi Asl
  Hasan Heydari
- **The effect of liquidity on the corruption in the selected countries of MENA region**
  Mohammad Sharif Karimi
  Azadeh Shahab
- **The Impact of Natural Resources Rent and Political Development on Central Bank Independence: Evidence from Oil Exporting Countries**
  Sajjad faraji dizaji
  Hossein Sadeghi
  Zahra Lotfi
- **The effect of ownership structure and corporate governance on performance of banks: using structural equations approach**
  Abdorreza Asadi
  Mohammad Ali Abri
- **Mixed- Asset Portfolio Optimization**
  Soudeh Sabahi
  Farimah Mokhatab Rafiei
  MohammadAli Rastegar

Website: http://jm.um.ac.ir

E-mail: Danesh24@um.ac.ir