



اقتصاد پولی، مالی (علمی)

شاپا: ۸۴۵۲-۲۲۵۱

بهار و تابستان ۱۴۰۰

(دوره جدید) سال بیست و هشتم، شماره ۱، پیاپی ۲۱

فهرست مندرجات

۱	سید رضا پورنقی احمد جعفری صمیمی فرید عسکری فرزانه خلیلی	بررسی اثر سیاست های تعدیل اقتصادی بر نوسانات رشد اقتصادی ایران
۳۱	ساره درافشانیان مصطفی سلیمی فر علی حسین صمدی	بررسی تأثیر برخی از اصول حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری در بانک های منتخب خصوصی و دولتی در ایران
۵۷	ناهید مالکی نیا رضا تهرانی اکبر عالم تبریز میرفیض فلاح شمس	توسعه مدل پیش بینی دستکاری سود با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم های کیهان شناسی
۸۷	سمیرا زارعی نژاد کیومرث سهیلی شهرام فتحی	کانال های انتقال آثار سیاست های پولی بر تورم در اقتصاد ایران با رویکرد مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری
۱۰۵	علی رسولی زاده نی علیرضا دقیقی اصلی مرجان دامن کشیده غلامرضا گرایی نژاد مجید افشاری راد	مطالعه نقش شاخص های هزینه ای ثابت بودجه ای بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران
۱۳۷	زهره شیرزور علی آبادی سکینه اسلامی گیسکی	فرضیه زندگی مسکوت و نظریه فیلتر در صنعت بانکداری ایران

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

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.

دوفصلنامه اقتصاد پولی ، مالی

صاحب امتیاز: دانشگاه فردوسی مشهد
مدیر مسئول: دکتر محمد طاهر احمدی شادمهری
سر دبیر: دکتر محمود هوشمند

هیئت تحریریه:

نام و نام خانوادگی	رشته تحصیلی	درجه علمی	محل خدمت
دکتر حمید ابریشمی	امور مالی	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 فلاحي	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر احمد مجتهد	اقتصاد	استاد	دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
دکتر محمدحسین مهدوی عادل	اقتصاد صنعتی	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر محمود هوشمند	اقتصاد	استاد	دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

ویراستار فارسی: دکتر جواد میزبان

مدیر اجرایی: مریم ودیعی نوقابی

صفحه آرایی: مریم ودیعی نوقابی

ویراستار لاتین: دکتر مصطفی کریم زاده

شماره پروانه: ۱۲۴/۱۰۳۵۲ - ۷۷/۱۰/۸

ناشر: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد

آدرس اینترنتی: <https://danesh24.um.ac.ir>

نشانی: مشهد صندوق پستی ۱۳۵۷ کد پستی ۹۱۷۷۹۴۸۹۵۱

فاکس: ۳۸۸۰۷۳۹۳ - ۰۵۱

تلفن: ۳۸۸۰۶۳۰۹ - ۰۵۱

پست الکترونیکی: danesh24@um.ac.ir

براساس نامه شماره ۸۹/۳/۱۱/۱۰۵۰۳۳ مورخ ۸۹/۱۲/۱۴ کمیسیون نشریات علمی کشور،
مجله اقتصاد پولی ، مالی دارای درجه علمی - پژوهشی است.

بر اساس مصوبه وزارت عتف از سال ۱۳۹۸، کلیه نشریات دارای درجه "علمی - پژوهشی" به
"علمی" تغییر نام یافتند.

شرایط پذیرش مقاله‌ها

نشریه 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 نشریات به آدرس <https://danesh24.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 از جمله 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 فونت ۱۳ و دارای چکیده فارسی و انگلیسی، واژه‌های کلیدی فارسی و انگلیسی، طبقه‌بندی JEL فارسی و انگلیسی، مقدمه، پیشینه تحقیق، مبانی نظری تحقیق، برآورد مدل (تجزیه و تحلیل 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 فونت ۱۰ به صورت برجسته (Bold)، سمت، 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 اختصاص یافته؛ 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؛ به نحوی که 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 قلم BZAR و فونت ۱۰ باشد.

۸- عنوان نمودار نیز با قلم B ZAR و فونت ۱۲ در پائین و سمت راست نمودار، تنظیم شود. ضروری است، نمودارهای تحقیق شماره گذاری گردد. ماخذ نمودار نیز با قلم BZAR و فونت ۱۰ در پائین و سمت راست، نوشته شود.

۹- زیرنویس‌های فارسی مورد استفاده در تحقیق با قلم BZAR و فونت ۱۰ تنظیم شود.

۱۰- زیرنویس های انگلیسی مورد استفاده در تحقیق با قلم Times New Roman و فونت ۱۰، تنظیم گردد.

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

۱۲- نوع ارجاع دهی باید حتما به صورت APA باشد. فهرست منابع به ترتیب الفبای نام خانوادگی نویسندگان، مرتب و شماره گذاری گردد. (شماره ها داخل کروشه [] قرار داده شود). وقتی از چند اثر مختلف یک نویسنده استفاده می شود، ترتیب شماره گذاری این مقاله ها بر حسب سال انتشار آنها، از قدیم به جدید انجام 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:

<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 صفحه ای 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، در صورتی که مشخص گردد، مقاله منتخب، به هر شکلی در جای دیگری به چاپ رسیده است، از انتشار آن جلوگیری خواهد شد.

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

۴- مقاله ها 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 حک و اصلاح مقاله ها، اختیار تام دارد.

(دریافت مقاله فقط به صورت الکترونیکی امکان پذیر است)

داوران مقاله

نام	نام خانوادگی	سمت / سازمان
فرزانه	احمدیان یزدی	دانشگاه فردوسی مشهد
حسین	امیری	دانشگاه خوارزمی
حمیدرضا	ایزدی	دانشگاه دریانوردی چابهار
سید علی	پایتختی اسکوئی	دانشگاه آزاد واحد تبریز
کامبیز	پیکار جو	دانشگاه علوم تحقیقات تهران
ابراهیم	جوشن	دانشگاه شهید بهشتی
علی	چشمی	دانشگاه فردوسی مشهد
عباس	خندان	دانشگاه خوارزمی
عباس	دادجوی توکلی	دانشگاه مفید
کاوه	درخشانی درآبی	دانشگاه اراک
ناهید	رجب زاده	دانشگاه فردوسی مشهد
محسن	رشیدی	دانشگاه لرستان
اسمعیل	رمضان پور	دانشگاه گیلان
زهره	زمانی	دانشگاه شهید اشرفی اصفهانی
محمد	سلیمانی	دانشگاه امام صادق (ع)
کیومرث	سهیلی	دانشگاه رازی کرمانشاه
سمیه	شاه حسینی	دانشگاه علامه طباطبائی
امید	شریفی	دانشگاه بوعلی سینا همدان
مصطفی	شمس الدینی	دانشگاه هرمزگان
مهدی	شیرافکن لمسو	دانشگاه دریانوردی چابهار
نرگس	صالح نیا	دانشگاه فردوسی مشهد
نورالله	صالحی آسفیجی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
امیدعلی	عادلی	دانشگاه قم
الهام	فرزانگان	دانشگاه بوعلی سینا
علی اکبر	قلی زاده	دانشگاه بوعلی همدان
محمد شریف	کریمی	دانشگاه رازی کرمانشاه
عباسعلی	لطفی	دانشگاه فردوسی مشهد
سید علی	مدنی زاده	دانشگاه صنعتی شریف
سید رضا	میرعسکری	دانشگاه گیلان

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
بررسی اثر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر نوسانات رشد اقتصادی ایران	سید رضا پورنقی احمد جعفری صمیمی فرید عسکری فرزانه خلیلی	۱
بررسی تأثیر برخی از اصول حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری در بانک‌های منتخب خصوصی و دولتی در ایران	ساره درافشانیان مصطفی سلیمی فر علی حسین صمدی	۳۱
توسعه مدل پیش‌بینی دستکاری سود با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی	ناهید مالکی‌نیا رضا تهرانی اکبر عالم تبریز میرفیض فلاح شمس	۵۷
کانال‌های انتقال آثار سیاست‌های پولی بر تورم در اقتصاد ایران با رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری	سمیرا زارعی نژاد کیومرث سهیلی شهرام فتاحی	۸۷
مطالعه نقش شاخص‌های هزینه‌ای ثبات بودجه‌ای بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران	علی رسولی‌زاده‌ئی علیرضا دقیقی اصلی مرجان دامن کشیده غلامرضا گرایبی‌نژاد مجید افشاری راد	۱۰۵
فرضیه زندگی مسکوت و نظریه فیلتر در صنعت بانکداری ایران	زهره شیرزور علی آبادی سکینه اسلامی گیسکی	۱۳۷

بررسی اثر سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر نوسانات رشد اقتصادی ایران^۱

سید رضا پورنقی

دانشجو دکتری اقتصاد پولی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران

احمد جعفری صمیمی

استاد گروه اقتصاد، دانشگاه مازندران، مازندران، ایران

فرید عسکری^۲

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران

فرزانه خلیلی

استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد ابهر، زنجان، ایران

DOI: 10.22067/mfe.2022.74515.1155

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

تحولات و نوسانات رشد اقتصادی سبب بروز تغییرات مهمی در اقتصاد و متغیرهای آن خواهد شد. به همین علت بررسی عامل ایجاد نوسانات و بی‌ثباتی در رشد اقتصادی می‌تواند به رفع یا بهبود اثرگذاری آن‌ها منجر گردد. در این مطالعه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری به بررسی ارتباط بین سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر نوسانات و بی‌ثباتی رشد اقتصادی طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۹ پرداخته شده است. بدین منظور نوسانات سالیانه رشد اقتصادی با استفاده از الگوی نوسانات شرطی نمایی محاسبه و اثرات سه سیاست خصوصی‌سازی، آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی بر آن سنجیده شد. نتایج این تحقیق نشان داد متغیرهای آزادسازی مالی دارای کمترین (۰/۶ درصد) و متغیر آزادسازی تجاری دارای بیشترین (۲۱ درصد) سهم بر تغییرات بی‌ثباتی رشد اقتصادی هستند. همچنین بررسی میزان واکنش بی‌ثباتی رشد نسبت به سیاست‌های تعدیل اقتصادی نشان می‌دهد که این سیاست‌ها با یکدیگر سازگار نیست؛ به‌طوری‌که سیاست آزادسازی تجاری موجب کاهش بی‌ثباتی و سیاست خصوصی‌سازی موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهد شد.

کلیدواژه‌ها: نوسان، خصوصی‌سازی، آزادسازی مالی، آزادسازی تجاری، رشد اقتصادی.

طبقه‌بندی: H3, H5, E3, E5, O17, O43

^۱ مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است.

^۲ نویسنده مسئول: asgari@abhariau.ac.ir

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۱/۳۱

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۱۱/۱۹

صفحات: ۱-۲۹

مقدمه

دستیابی به نرخ رشد اقتصادی بالا و پایدار، یکی از اهداف مهم هر نظام اقتصادی به شمار می‌آید و دولت‌ها برای رسیدن به این اهداف از هیچ کوششی فروگذار نخواهند بود. یکی از موارد مهم در دستیابی به رشد اقتصادی، مسئله ثبات آن است. تجربه کشورهای مختلف نشان می‌دهد افزایش رشد در برهه‌ای از زمان موجب بهبود کامل وضعیت اقتصادی مردم نخواهد شد و برای رسیدن به اهداف عدالت اجتماعی نیاز است تا رشد اقتصادی از پایداری برخوردار باشد (Heibati, Shajari & Samadi, 2016). نوسانات موجود رشد اقتصادی از نتایج وجود بی‌ثباتی در یک کشور است که تحت تأثیر عوامل مختلف اقتصادی، اجتماعی و سیاسی به وقوع می‌پیوندد.

وجود بی‌ثباتی در اقتصاد موجب می‌شود تا بنگاه‌ها و مصرف‌کنندگان در خصوص وضعیت کلی اقتصاد با نااطمینانی مواجه بوده و نتوانند تصمیمات منطقی اتخاذ نمایند. به‌طور مثال تصمیم گرفتن برای بنگاه‌ها در خصوص اخراج یا استخدام کارگران، انجام دادن پروژه‌ها و دیگر عامل‌های اقتصادی، پرهزینه است. در این شرایط عاملان اقتصادی منتظر باقی می‌مانند تا در موقعیت باثبات‌تری^۱ تصمیمات خود را عملی کنند (Baker, Bloom & Davis, 2013). به عبارتی وقوع بی‌ثباتی در اقتصاد موجب نیمه‌کاره ماندن یا شکست پروژه‌های اقتصادی خواهد شد، چراکه در برخی از موارد مشاهده شده فرایند ایجاد واحدهای اقتصادی در یک دوره نسبتاً با ثبات آغاز و در ادامه با تغییرات ناگهانی اقتصاد و بروز شوک، فعالیت‌های نوپا و یا در شرف شروع از ادامه فعالیت باز مانده و پروژه‌ها تعطیل شده یا نیمه‌کاره رها شوند (Hundt & Sternberg, 2014) و همه این موارد در نوسانات رشد اقتصادی یک کشور نشان داده خواهند شد. به همین علت لازم است صرف‌نظر از راهبرد کلی رشد اقتصادی که توسط هر کشور دنبال می‌شود، شرایط ایجاد ثبات در اقتصاد و رشد اقتصادی به وجود آید (Heibati, Shajari & Samadi, 2016).

دستیابی به ثبات اقتصادی در سیاست‌های ارائه شده توسط مجامع جهانی نیز مورد تأکید بوده است. به‌طوری‌که سیاست‌های تغییر (تعدیل) ساختار با این هدف به کشورهای نظیر ایران پیشنهاد شد. این سیاست‌ها با هدف تثبیت اقتصاد در کوتاه‌مدت و تغییر ساختار در بلندمدت روش‌های گوناگونی را برای بهبود وضعیت کشورهای دارای کسری تراز تجاری ارائه کردند. تعدیل یا تغییر ساختاری^۲ در اقتصاد معمولاً به وضعیتی اطلاق می‌شود که شیوه تنظیم بازار و فعالیت واحدهای اقتصادی به شکلی زیربنایی تغییر

¹ Stability² Structural Adjustment

کرده باشد. از انواع مهم اصلاحات ساختاری که در چهار دهه گذشته مورد اجرا قرار گرفته است می‌توان به آزادسازی تجاری^۱، خصوصی‌سازی^۲ و آزادسازی مالی^۳ اشاره کرد. این سیاست‌ها، اقتصاد یک کشور را از تمرکز دولت به سمت بازار سوق داده و می‌تواند اثرات زیادی بر وضعیت رشد اقتصادی و رفاه مردم بگذارد.

آزادسازی مالی و تجاری به معنای کاهش تنظیم‌گری دولت بر فعالیت‌های اقتصادی در حوزه مالی و تجاری و رهاکردن واحدها در اقتصاد بازار برای پیگیری امیال و منافعشان است؛ اما خصوصی‌سازی به‌عنوان رویکردی برای دستیابی تدریجی به مکانیسم بازار است که طی آن، کشورهایی با دولت‌های بیش‌ازحد مداخله‌گر، بخشی از مالکیت‌های دولتی و عمومی را به افراد و بخش خصوصی انتقال می‌دهند. به عبارتی خصوصی‌سازی فرایند واگذاری قدرت است که فرصت مالکیت، مشارکت اقتصادی و سیاسی را برای مردم در ابعاد بزرگ‌تر فراهم می‌کند (Yakup & Yilmaz, 2010).

اجرای هرگونه سیاست در یک کشور، تبعات و آثار مختلفی بر اقتصاد به‌جا خواهد گذاشت و این اثرات می‌توانند موجب نوسان و بی‌ثباتی در وضعیت کلان و رشد اقتصاد گردند. به‌طوری‌که اجرای سیاست‌های تعدیل اقتصادی در برخی از کشورهای کمونیست موجب تنزل اقتصاد ملی، افزایش بیکاری، بی‌ثباتی اقتصاد و آشوب‌های اجتماعی گردید (Guriev & Megginson 2007, Armstrong & Sappington 2006, Stiglitz 2008).

علاوه بر موارد ذکر شده مطالعات مختلفی در زمینه عوامل تعیین‌کننده بی‌ثباتی رشد اقتصادی انجام شده است که از میان آن‌ها می‌توان به مطالعه (Mozaffari, kazerooni & Rahimi 2018) اشاره کرد. در این مطالعه با استفاده از داده‌های ماهیانه اقتصادی در دوره ۱۹۹۲ تا ۲۰۱۵ و به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL)^۴ و الگوی خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH)^۵ به بررسی اثرات توسعه مالی و ساختار مالی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی ایران پرداخته شده است. نتایج این تحقیق نشان داد توسعه مالی رابطه منفی با بی‌ثباتی رشد اقتصادی ایران دارد و با افزایش توسعه مالی، بی‌ثباتی رشد اقتصادی ایران کاهش می‌یابد. در مقابل ساختار مالی اثر مثبت بر بی‌ثباتی رشد

¹ Trade Liberalisation

² Privatization

³ Financial Liberalisation

⁴ Auto Regressive Distribute Lag

⁵ Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

اقتصادی دارد.

(Zarei & Lajevardi 2018) اثر دو متغیر تکانه‌های نفتی و توسعه مالی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی را با استفاده از اطلاعات آماری کشورهای عضو اوپک مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه از روش خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی تعمیم‌یافته (GARCH) به منظور محاسبه بی‌ثباتی رشد اقتصادی طی دوره ۱۹۹۵ تا ۲۰۱۴ استفاده شده است. نتایج برآورد داده‌های پانل به روش تلفیقی نشان داد تکانه‌های نفتی بیشترین اثر را در بی‌ثباتی رشد اقتصادی دارا هستند. در مقابل توسعه مالی اثر منفی بر بی‌ثباتی اقتصاد دارد.

(Ebrahimi & Larti, 2012) تأثیر آزادسازی مالی و تجاری را بر نوسان‌های تولید طی دوره ۱۹۷۱ تا ۲۰۰۷ با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده (ARDL) مورد بررسی قرار داد. در این تحقیق دو الگوی نفتی و غیرنفتی با متغیر وابسته نوسان تولید که با روش هدریک - پریسکات^۱ به دست آمد، برآورد گردید. بر اساس نتایج این تحقیق، در مدل نفتی آزادسازی تجاری تأثیر مثبت و آزادسازی مالی اثر منفی بر نوسان تولید دارد. درحالی‌که در مدل غیرنفتی هر دو سیاست آزادسازی مالی و تجاری اثر مثبت بر نوسان تولید دارند. همچنین ضریب تصحیح خطا برابر ۰/۶۷ محاسبه گردید که میزان تعدیل اقتصاد در بلندمدت را نشان می‌دهد.

(Coric, 2010) با استفاده از اطلاعات تاریخی ۳۷ کشور عضو و غیر عضو سازمان همکاری‌های مشترک اقتصادی و به‌کارگیری رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS)^۲ و گشتاور تعمیم‌یافته (GMM)^۳ به بررسی نقش تورم در نوسانات تولید پرداختند. در این مطالعه نوسانات تولید به صورت لگاریتم انحراف معیار تولید ناخالص داخلی حقیقی اندازه‌گیری شده است. نتایج این تحقیق نشان می‌دهد کاهش تورم موجب کاهش نوسانات تولید در کشورهای عضو سازمان همکاری‌های اقتصادی خواهد شد. درحالی‌که اثر تورم در سایر کشورها متفاوت بوده است.

(Samsudin, 2016) با استفاده از اطلاعات کشورهای اتحادیه جنوب شرق آسیا (اندونزی، مالزی، سنگاپور، فیلیپین و تایلند) طی دوره ۱۹۷۰ تا ۲۰۱۱ و به‌کارگیری الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی گسترده عوامل مؤثر بر نوسانات تولید (انحراف معیار تولید ناخالص داخلی در ۵ سال قبل) را مورد

^۱ Hodrick-Prescott

^۲ Ordinary Least Square

^۳ Generalized Moments Method

ارزیابی قرار داد. نتایج این تحقیق نشان داد آزادسازی تجاری و کیفیت نهادی کشورهای موردبررسی بر نوسانات تولید اثرگذار هستند. دو متغیر یادشده از طریق اثرگذاری بر توسعه مالی سبب تغییر در نوسانات تولید می‌گردند. در مقابل آزادسازی مالی در کوتاه‌مدت موجب افزایش بی‌ثباتی تولید و در بلندمدت اثر معنادار بر بی‌ثباتی ندارد.

(Eller, Fidrmuc & Fungáčová 2015) با استفاده از انحراف نسبی تولید (نسبت انحراف معیار تولید تقسیم بر تولید) ایالت‌های روسیه به بررسی نقش سیاست‌های مالی بر نوسانات تولید طی سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ پرداختند. نتایج برآورد الگوی گشتاور تعمیم‌یافته نشان داد سیاست‌های مالی اثر مثبت بر نوسانات تولید منطقه‌ای دارند. همچنین نتایج حاکی از آن است که قیمت نفت اثر کاهشی بر نوسانات تولید دارد؛ به عبارت دیگر مناطق تولیدکننده نفت کمتر از سایر مناطق روسیه دارای نوسانات تولید هستند.

فقدان مطالعه کافی و اجرای عجولانه برنامه‌های تعدیل اقتصادی، سپردن امور به بخش خصوصی و کوتاه کردن دست دولت‌ها باعث بروز معضلات فراوان اجتماعی، اقتصادی و حتی سیاسی شد، به گونه‌ای که تعدادی از نظریه‌پردازان تعدیل اقتصاد و خصوصی‌سازی در دهه ۱۹۹۰ نظرات قبلی خود را تغییر داده و خواهان دخالت بیشتر دولت‌ها در امور اقتصادی شدند (Rezaee, Hosseinzadeh, Faramarzi, & Yazdankhah, 2014). لذا در این مطالعه به صورت همزمان به بررسی سیاست‌های تعدیل اقتصادی بر بی‌ثباتی رشد پرداخته شده است که مهم‌ترین وجه تمایز مطالعه حاضر با تحقیقات انجام شده در این زمینه است. در مطالعات پیشین به جز (Ebrahimi & Larti, 2012) اثرات سیاست‌های تعدیل اقتصاد به صورت جداگانه بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی مورد توجه قرار گرفته درحالی‌که در این مطالعه میزان اثرگذاری سیاست‌های تعدیل اقتصادی به صورت همزمان بر بی‌ثباتی اقتصادی سنجیده خواهد شد.

روش تحقیق

بر اساس نظریه‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی یک کشور در صورت باز بودن اقتصاد، از مجموع عوامل مصرف کل (C)، مخارج دولت (G)، خالص سرمایه‌گذاری (I) و خالص صادرات (NX) تشکیل شده است.

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

بنابر تعریف رشد اقتصادی عبارت است از تغییرات تولید یک کشور نسبت به سال قبل است. با توجه به رابطه (۱) می‌توان گفت تغییر در هر یک از اجزای تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی یک کشور موجب تغییر در رشد اقتصاد و به تبع آن موجب بروز نوسان یا بی‌ثباتی در آن می‌گردد که در ادامه اثرگذاری

برخی از موارد تشکیل دهنده هر یک از اجزا شرح داده شده است. درآمدهای نفتی به عنوان یکی از مهم ترین درآمدهای صادراتی حاصل از منابع طبیعی بسته به نوع استفاده (در مصرف جاری یا سرمایه گذاری) بر رشد یا بی ثباتی اقتصادی اثرگذار هستند. از یک طرف ثروت حاصل از نفت می تواند آهنگ توسعه را به دلیل ارتقاء سطح توسعه مالی و افزایش درآمد ملی ارتقا دهد، از سوی دیگر رشد اقتصادی بلندمدت به دلیل عدم توازن در بخش های مختلف اقتصاد آسیب خواهد دید (Zarei & Lajevardi 2018). مطالعات مختلفی نشان دهنده تأثیر منفی و فور منابع طبیعی از جمله نفت بر روی رشد اقتصادی است، که به آن نفرین منابع گفته می شود. در این حالت دستیابی بیشتر به درآمدهای نفتی و بروز بیماری هلندی و ورود ارزان تر کالاهای خارجی به کشور باعث کاهش اتکا به درآمدهای مالیاتی، کاهش سرمایه گذاری های اجتماعی و انسانی، بی ثباتی اقتصاد و کاهش سرمایه گذاری های فیزیکی می شود (Zarei & Lajevardi 2018, Ebrahimi & Larti 2012). همچنین اگر این منابع به عنوان جانشین پس انداز خصوصی در نظر گرفته شود، می تواند موجب کاهش کارایی پروژه های سرمایه گذاری و جلوگیری از کارکرد مناسب سیستم قیمت ها گردد که این مسئله سبب کاهش رشد اقتصادی می شود (Feqhe Majidi, Ahmadzade, & Goudini, 2017). در زمینه اثر درآمدهای نفتی بر بی ثباتی نیز مطالعات زارعی و لاجوردی (۲۰۱۸)، ابراهیمی و لارتنی (۲۰۱۲) و ایلر و همکاران (۲۰۱۵) نشان داد درآمدهای نفتی بر بی ثباتی اقتصاد اثرگذار هستند.

آزادسازی مالی: به افزایش و گسترش ارتباطات جهانی کشورها از طریق جریان های مالی بین المللی و سرمایه ای اشاره دارد (Prasad, 2003). در زمینه اثر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی نظرات متفاوتی وجود دارد. از یک طرف مطالعاتی نظیر رومر (۱۹۹۳)، و بارو و همکاران (۱۹۹۵) با استناد به نظریات نئوکلاسیک ها و آزادی جریان سرمایه از اقتصاد دارای سرمایه بالا به سمت اقتصادهای با سرمایه پایین، مدل چرخه زندگی و افزایش پس اندازهای خصوصی و جذب سرمایه گذاری در پرتفولیو در پی افزایش نرخ بازدهی پروژه ها بیان می کنند آزادسازی مالی موجب افزایش سرمایه گذاری و نرخ رشد اقتصادی در بلندمدت خواهد شد.

علی رغم اثرات مثبت آزادسازی مالی، برخی از محققین معتقدند آزادسازی مالی همواره منجر به رشد و توسعه اقتصادی نخواهد شد. سامسودین (۲۰۱۶)، دورنبوش و رینوسو (۱۹۸۹)، ویجن برگن و تیلور (۱۹۸۳) در قالب مدل هایی نشان دادند کشورهایی که بازارهای مالی خود را آزاد کردند با بحران های مالی سنگین و به دنبال آن بی ثباتی اقتصاد مواجه شدند. نتایج مطالعات ایچن گرین و لبلانک (۲۰۰۳) و ادوارد

(۲۰۰۱) نیز نشان داد آزادسازی مالی در کشورهای صنعتی منجر به رشد اقتصادی می‌شود اما کشورهای درحال توسعه با اجرای آزادسازی مالی رشد اقتصادی آسیب می‌بینند. در این مطالعات این طور استدلال شده ثبات اقتصاد برای اجرای آزادسازی مالی لازم است. نتایج مطالعه سیفی‌پور (۲۰۱۲) نیز نشان می‌دهد آزادسازی مالی به سطح درآمد کشورها بستگی دارد به طوری که در کشورهای با درآمد پایین اثر آزادسازی مالی بر رشد اقتصادی منفی است.

آزادسازی تجاری به فرایندی گفته می‌شود که در طی آن یک کشور به سمت وسوی تجارت آزاد از طریق کاهش تعرفه‌ها و سایر موانع تجاری حرکت می‌کند (Mahdavi, Taheri Hanjani & Shams al-Ahrar, 2017). بر اساس نظریه رشد درون‌زا، چنانچه رشد به وسیله فعالیت‌های تحقیق و توسعه^۱ دنبال شود، تجارت امکان دسترسی یک کشور به دانش تکنولوژی شرکای تجاری‌اش را فراهم می‌آورد و موجب توسعه فعالیت‌های تحقیق و توسعه از طریق افزایش نوآوری‌ها و رشد اقتصادی خواهد شد؛ به عبارت دیگر آزادسازی تجاری موجب دسترسی به پیشرفت‌های فنی شرکای تجاری، تجارت به صورت سرریز فنی و انتقال بین‌المللی دانش، دسترسی به بازارهای بزرگ‌تر خارجی، بهره‌مندی از منافع صرفه به مقیاس، واردات کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای و افزایش قدرت رقابت بنگاه‌های داخلی در بازارهای جهانی اشاره کرد (Gorgi, & Alipourian, 2007). همچنین تجارت اجازه می‌دهد تولیدکنندگان به بازارهای بزرگ‌تری دسترسی پیدا کنند بهره‌وری از طریق به کارگیری منابع استفاده نشده بهبود یافته، محصولات متمایز بیشتر با کیفیت بالاتر و قیمت پایین‌تر عرضه شده و در نهایت تولید و مازاد رفاه مصرف‌کنندگان افزایش پیدا کند (Jafari Samimi, Farhang, Rostamzadeh, & Mohammadzadeh, 2010). نتایج مطالعات مهدوی و همکاران (۲۰۱۷)، جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۰)، منیاح و همکاران (۲۰۱۴)، مونیر (۲۰۱۴)، شهباز (۲۰۱۲) و دامال و اوزیرت (۲۰۱۱)، داس و پائول (۲۰۱۱) اثرات مثبت آزادسازی تجاری بر رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. در مقابل نتایج تحقیقات اریس و اولاسان (۲۰۱۳)، نیکومرام و همکاران (۲۰۱۳) و مهرآرا و رضایی (۲۰۱۰) نشان می‌دهد آزادسازی تجارت موجب رشد اقتصادی نخواهد شد.

خصوصی‌سازی به منزله یک تغییر ساختاری اساسی از مالکیت است، که از بخش عمومی به بخش خصوصی منتقل شده و این تغییر مالکیت منجر به تغییراتی بنیادین در مشوق‌ها و انگیزه‌های اساسی مالکان

¹ Research & Development

و مدیران بنگاه‌های اقتصادی و اهداف آن بنگاه‌ها می‌شود (Boubakri, Smaoui & Zammiti, 2009). نحوه اثرگذاری خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی از طریق نظریات اقتصاد خرد، نظریه اقتصاد نهادی نو، نظریه انتخاب عمومی و نظریه نمایندگی قابل اثبات است.

بر مبنای نظریه اقتصاد نهادی نو، مهم‌ترین نهاد یا قانون اقتصادی در جامعه حق مالکیت است (North, 1990) و در بلندمدت سیستم اقتصادی که حق مالکیت را به رسمیت بشناسند، شرایط مناسب رشد و توسعه اقتصادی را فراهم خواهد آورد. حق مالکیت شامل حق انحصاری انتخاب منابع، حق انحصاری بر خدمات منابع و حق انحصاری مبادله منابع با شرایط قابل قبول طرفین است و تضعیف آن موجب بالا رفتن هزینه‌های مبادلاتی، کاهش حجم معاملات و در نتیجه عملکرد ضعیف اقتصادی است. ایجاد نوآوری‌های فنی، انباشت و گسترش سرمایه که از ملزومات اساسی رشد اقتصادی هستند نیاز به ساختار حق مالکیت دارند و در غیاب آن بنگاه‌ها فقط به انجام پروژه‌های کوتاه‌مدت روی می‌آورند که نیاز به سرمایه ثابت کمی داشته باشند. در چنین شرایطی دولت‌ها وارد عمل شده و اجرای پروژه‌های بزرگ را به‌طور مستقیم به عهده می‌گیرند. خصوصی‌سازی یکی از اصطلاحات اقتصادی است که چنین شرایط نامطلوبی را تغییر داده و یک ساختار نهادی مناسب برای توسعه اقتصادی فراهم می‌آورد (Arianmehr, Yahyaabadi & Hortamani 2014, Moshiri 2010).

اثر خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی را می‌توان با نظریه‌های مربوط به مالکیت خصوصی و تخصیص منابع از طریق مکانیزم بازار توجیه کرد. به‌طوری‌که بر اساس نظریه نئوکلاسیک‌ها، مالکیت عمومی به دلیل لحاظ نمودن اهداف اجتماعی در راهبرد شرکت و کم‌توجهی به اهداف اقتصادی ناکارآمد هستند و موجب اتلاف منابع خواهند شد (Arianmehr, Yahyaabadi & Hortamani, 2014) و واحدهای خصوصی با در نظر گرفتن منافع اقتصادی در به‌کارگیری منابع سبب بهبود کارایی و افزایش تولید خواهند شد.

بر اساس نظریه انتخاب عمومی، از آنجا که مالکیت بنگاه‌های دولتی در اختیار دولت و به‌نوعی تمامی شهروندان است، هیچ انگیزه‌ای جهت کنترل مدیران ندارد و همین امر، بنگاه‌های دولتی را ذاتاً ناکارآمد می‌سازد (Elinder & Jordahl, 2013)؛ به عبارت دیگر از آنجا که عامه مردم هیچ ادعا و مطالباتی بر مالکیت دارایی‌های عمومی ندارند و در پی آن هیچ انگیزه‌ای جهت نظارت بر مدیران بنگاه‌های خصوصی‌سازی شده از جانب ایشان وجود ندارد، احتمال اینکه شرکت‌های عمومی ناکارآمد باشند، زیاد خواهد بود (Boubakri, Smaoui & Zammiti, 2009).

دیدگاه خصوصی‌سازی مبنی بر نظریه نمایندگی در مورد مشوق‌ها و طرح‌های انگیزشی مدیران است.

به‌طوری‌که تغییر مالکیت، از عمومی به خصوصی و تغییر در اداره امور بنگاه می‌تواند به بهبود عملکرد بنگاه منجر شود. به‌طوری‌که مخاطرات اخلاقی و مشکلات انتخاب‌جانبی در شرکت‌های خصوصی کاهش یافته و سبب افزایش تولید خواهد شد (Memar Nejad & Babazadeh, 2013). نتایج مطالعات اسلامی‌نژاد و همکاران (۲۰۲۰)، فیاض‌منش و رنجبرکی (۲۰۱۷)، تقویان (۲۰۱۴)، معمارنژاد و بابازاده (۲۰۱۳)، آرین‌مهر و همکاران (۲۰۱۴)، برون و همکاران (۲۰۱۹)، ناگویب (۲۰۱۲)، استرین و همکاران (۲۰۰۹)، بنت و همکاران (۲۰۰۶) و فلیپوویک (۲۰۰۶) اثر مثبت بر رشد را تأیید می‌کند، درحالی‌که نتایج مطالعات کوک و یوچیدا (۲۰۰۳) و بردسال و نلیس (۲۰۰۳) حاکی از اثر منفی خصوصی‌سازی بر رشد اقتصادی است.

نیروی کار و سرمایه: در تمام نظریات رشد اقتصادی نیروی کار و سرمایه از مهم‌ترین منابع رشد اقتصادی و جزء جدایی‌ناپذیر مدل‌های رشد به شمار می‌آیند. به‌طوری‌که تغییر در مقدار و ماهیت هر یک از آن‌ها موجب تغییرات تولید و رشد اقتصادی خواهد شد. نتایج مطالعات اسلامی‌نژاد و همکاران (۲۰۲۰)، امیری و همکاران (۲۰۱۸)، مهدوی و همکاران (۲۰۱۷)، فقه‌مجیدی و همکاران (۲۰۱۷)، اسدپور (۲۰۱۷)، ابونوری و گرمابی (۲۰۱۶)، معمارنژاد و بابازاده (۲۰۱۳)، احمد و خان (۲۰۱۸)، عبداللهی (۲۰۱۳) و ایچن‌گرین (۲۰۱۱) نشان می‌دهد نیروی کار و سرمایه بر رشد اقتصادی اثرگذار هستند.

اندازه دولت: در ادبیات تجربی اهمیت نقش دولت در این است که چگونه می‌تواند محیط باثباتی برای رشد اقتصاد فراهم کند. بررسی موضوع مخارج دولت (به‌عنوان شاخصی از اندازه آن) و رشد تولید ناخالص داخلی نتایج متناقضی وجود دارد و رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی، بستگی به منابع تأمین مالی مخارج دولت و عملکرد دولت دارد (Ghali, 2003). به‌این ترتیب که اگر تأمین مالی مخارج دولت از طریق استقراض صورت گیرد، رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی منفی است (Gregoriou & Ghosh, 2008, 2009) و اگر تأمین مالی مخارج دولت از طریق مالیات صورت گیرد، رابطه مخارج دولتی و رشد اقتصادی مثبت است. به‌عبارتی دیگر، یک نتیجه واحد در ارتباط با تأثیر مخارج دولتی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی وجود ندارد (Ghali 2003, Ghose & Das 2013).

علاوه بر نحوه تأمین منابع مالی تأمین مخارج دولت، دو دیدگاه متفاوت در مورد نحوه عملکرد دولت بر رشد اقتصادی وجود دارد. در یک دیدگاه افزایش مخارج دولتی به دلیل فقدان انگیزه سود و عدم وجود رقابت در بخش دولتی به‌عنوان علل عملکرد پایین و عدم کارایی دولت باعث کاهش رشد اقتصادی گردد. همچنین در این دیدگاه استدلال می‌شود منابع تأمین مالی مخارج دولتی از طرق عدم تخصیص بهینه

منابع، ارائه غیر کارای کالاهای عمومی، افزایش سهم مخارج جاری نسبت به مخارج عمرانی و همچنین اثرات ضد انگیزی می تواند باعث کاهش بهره‌وری عوامل تولید شود و اثر منفی بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی داشته باشد (Ghose & Das, 2013).

در مقابل، دیدگاه دیگر در این زمینه یک نقش مهم را به دولت در فرآیند رشد اقتصادی نسبت می‌دهد و اذعان دارد که افزایش نقش دولت در اقتصاد تأثیر مثبت بر تولید ناخالص داخلی و رشد اقتصادی دارد. چراکه دولت دارای نقش مهم در زمینه هماهنگ کردن منافع عمومی و خصوصی است و می‌تواند امکانات لازم برای رشد اقتصادی را فراهم نماید. همچنین، در کشورهایی که وجود انحصارات از ویژگی‌های آن‌هاست و فاقد بازار توسعه‌یافته سرمایه، بیمه و اطلاعات است، دولت می‌تواند با شکل دادن به بازار محصول و عوامل تولید، ایجاد زیرساخت‌های مناسب اقتصادی، توسعه سرمایه انسانی و بهبود تکنولوژیکی کارایی را افزایش می‌دهد و زمینه را برای فعالیت کارای بخش خصوصی فراهم نماید (Ghali 2003 Ghose & Das 2013). در کنار اثرات متفاوت اندازه دولت بر رشد اقتصادی مطالعات مختلفی نظیر پرن و همکاران (۲۰۱۵) و گوندور و اوزپنچه (۲۰۱۴) وجود ارتباط بین این دو متغیر را تأیید می‌کنند.

با توجه به مبانی نظری ارائه شده، الگوی (۲) در این مطالعه برآورد شده است. در این مطالعه از آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی به عنوان متغیرهای اثرگذار بر خالص تجارت و سرمایه‌گذاری در اقتصاد استفاده شده است. همچنین درآمدهای نفتی به عنوان مهم‌ترین عامل در درآمدهای حاصل از منابع طبیعی و صادرات استفاده شده است. سایر متغیرهای اثرگذار در این مطالعه شامل درآمدهای حاصل از واگذاری بخش دولتی به خصوصی به عنوان سیاست خصوصی‌سازی، میزان سرمایه و جمعیت فعال به عنوان نیروی کار در اقتصاد در نظر گرفته شده است. تابع ضمنی بی‌ثباتی رشد اقتصادی به صورت رابطه (۲) بیان شده است. در الگو (۲) هر یک از نمادهای VGR , OIL , $LibTrade$, $Private$, $LibFinance$, $Labor$, $Capital$, $SizeGOV$ و $SizeGOV$ به ترتیب بی‌ثباتی رشد اقتصادی، درآمدهای نفتی، آزادسازی تجاری، خصوصی‌سازی، آزادسازی مالی، نیروی کار، سرمایه و اندازه دولت است.

$$VGR_t = f(Oil_t, LibTrade_t, Private_t, LibFinance_t, Labor_t, Capital_t, SizeGOV_t) \quad (2)$$

به‌منظور در نظر گرفتن درون‌زایی^۱ احتمالی در متغیرهای مستقل و رفع خطای ناشی از آن الگوی ارائه شده با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)^۲ برآورد شده است. لازم به ذکر است تخمین مناسب و همزمان روابط در این مدل، مستلزم پایایی^۳ متغیرهای سیستم است؛ یعنی هر متغیر به کار رفته در مدل VAR باید هم انباشته از مرتبه صفر باشد (Elmi & Randjbar, 2013). الگوی خودرگرسیون برداری بکار رفته در این مطالعه به‌صورت رابطه (۳) می‌باشد.

$$\begin{bmatrix} VGR_t \\ Oil_t \\ LibTrade_t \\ Private_t \\ LibFinance_t \\ Labor_t \\ Capital_t \\ SizeGOV_t \end{bmatrix} = \alpha_1 + \beta_1 \begin{bmatrix} VGR_{t-1} \\ Oil_{t-1} \\ LibTrade_{t-1} \\ Private_{t-1} \\ LibFinance_{t-1} \\ Labor_{t-1} \\ Capital_{t-1} \\ SizeGOV_{t-1} \end{bmatrix} + \beta_2 \begin{bmatrix} VGR_{t-2} \\ Oil_{t-2} \\ LibTrade_{t-2} \\ Private_{t-2} \\ LibFinance_{t-2} \\ Labor_{t-2} \\ Capital_{t-2} \\ SizeGOV_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{VGR_t} \\ \varepsilon_{Oil_t} \\ \varepsilon_{LibTrade_t} \\ \varepsilon_{Private_t} \\ \varepsilon_{LibFinance_t} \\ \varepsilon_{Labor_t} \\ \varepsilon_{Capital_t} \\ \varepsilon_{SizeGOV_t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

تعداد وقفه‌ها بر اساس معیارهای آکائیک^۴ و شوارتز^۵ در نظر گرفته شده است. در الگوی (۳)، بی‌ثباتی رشد اقتصادی با استفاده از روش طریق مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته نمای^۶ (EGARCH) اندازه‌گیری شده است. نتایج مربوط به مدل واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته نمای در پیوست ارائه شده است.

متغیر آزادسازی تجاری با استفاده از سهم مجموع صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی (ثابت سال ۲۰۱۲) اندازه‌گیری شده است. از متغیرهای خالص دارایی‌های خارجی سیستم بانکی و حجم دارایی‌های واگذار شده به بخش خصوصی به‌عنوان شاخص آزادسازی مالی و خصوصی‌سازی استفاده شده است. متغیرهای سرمایه و اندازه دولت با استفاده از میزان سرمایه‌گذاری ثابت در اقتصاد (به قیمت سال ۲۰۱۲) و

1 Endogeneity

2 Vector Auto Regressive

3 Stationary

4 Akaike Info Criterion

5 Schwarz Criterion

6 Exponential Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity

مخارج جاری دولت تعریف شدند. داده‌های مورد نیاز در این مطالعه از سازمان خصوصی سازی و پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی از دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۹ جمع آوری شده است. همه متغیرهای الگو (به جز بی ثباتی و درصد جمعیت فعال) با واحد میلیارد ریال اندازه گرفته شدند.

نتایج

نتایج پایایی بر اساس روش دیکی فولر تعمیم یافته^۱ متغیرهای مورد بررسی در جدول ۲ گزارش شده است. متغیرهای مورد بررسی به صورت لگاریتمی ارزیابی شدند و همه متغیرهای مورد بررسی با یکبار تفاضل - گیری پایا شدند؛ بنابراین متغیرهای مورد بررسی از درجه ۱ پایا هستند.

جدول (۱): نتایج پایایی متغیرهای مورد بررسی

یک بار تفاضل و عرض از مبدأ				در سطح عرض از مبدأ			حالت
متغیر	آماره	مقدار بحرانی	احتمال	آماره	مقدار بحرانی	احتمال	درجه
نقدینگی	۲/۰۴	-۲/۶۱	۱	-۳/۴۲	-۲/۹۵	۰/۰۱۷	۱
جمعیت فعال به کل	۰/۹۴	-۲/۶۱	۰/۹۴	-۴/۶۳	-۳/۶۳	۰/۰۰۱	۱
آزادسازی تجاری	-۰/۵۸	-۲/۶۱	۰/۸۶	-۲/۸۶	-۲/۶۲	۰/۰۶۲	۱
خصوصی سازی	-۱/۳	-۲/۶۱	۰/۶۲	-۷/۲۵	-۳/۶۳	۰	۱
درآمدهای نفتی	-۰/۴۹	-۲/۶۱	۰/۸۸	-۵/۵۱	-۳/۶۳	۰	۱
سرمایه گذاری	-۰/۹۵	-۲/۶۱	۰/۷۶	-۵/۲۴	-۳/۶۳	۰	۱
بی ثباتی اقتصادی	-۲/۴۲	-۲/۶۱	۰/۱۴	-۹/۸	-۳/۶۳	۰	۱
آزادسازی مالی	-۱/۳۹	-۲/۶۱	۰/۵۸	-۵/۱۳	-۳/۶۷	۰	۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج الگوی خودرگرسیون برداری در جدول ۲ گزارش شده است. ضرایب برآورد شده در الگوی اتورگرسیون برداری دارای تفسیر نمی‌باشند. مهم‌ترین کاربرد این الگو استفاده از برآورد سهم هر عامل در واریانس و واکنش متغیرهای الگو نسبت به یکدیگر است. تجزیه واریانس^۲ مقدار تغییرات یک متغیر در سیستم را که ناشی از تغییرات خود متغیر و یا تغییرات سایر متغیرها در دوره‌های گذشته است به تفکیک و بر حسب درصد نشان می‌دهد. یک شوک (تغییر) به i مین متغیر در مدل VAR نه تنها مستقیماً خود آن

^۱ Augmented Dickey-Fuller

^۲ Variance Decomposition

متغیر را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه همچنین به کلیه متغیرهای درون‌زا در ساختار پویای مدل منتقل می‌شود (Elmi & Randjbar, 2013).

تابع عکس‌العمل تحریک^۱، واکنش مقادیر جاری و آتی یک متغیر به یک انحراف معیار تغییر (تکانه) در مقدار جاری خود متغیر یا سایر متغیرهای مدل را نشان می‌دهد، درواقع یک نمایش میانگین متحرک از الگوی خودرگرسیون برداری است. توابع عکس‌العمل آتی رفتار پویای متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (تکانه) واحد هر جز تصادفی معادله هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد، این تکنانه‌ها معمولاً به‌اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند (Aloudari, Mogadam, Rezvanifard & Mgadam, 2012).

جدول (۲): نتایج برآورد الگوی VAR

متغیر	بی‌ثباتی رشد	درآمدهای نفتی	آزادسازی تجاری	نیروی کار	آزادسازی مالی	سرمایه	خصوصی سازی	مخارج جاری دولت
بی‌ثباتی رشد (۱-)	ضریب	-۰/۶۲	-۸۲/۳۶	-۲۵/۹۸	-۱/۵۲	۲۹۷/۴۸	۶	-۱۴۲/۱۹
	انحراف معیار	-۰/۲۹	-۱۰۰/۹۴	-۲۳/۷۴	-۶/۲۶	-۳۵۷	-	-۵۱۳/۲۶
	آماره t	-۲/۱۲	-۰/۸۲	-۱/۰۹	-۰/۲۴	۰/۸۳	۰/۱۳	-۰/۲۸
بی‌ثباتی رشد (۲-)	ضریب	-۰/۳	-۱۰۳/۶۸	-۶۳/۵۴	-۱/۳۶	-۵۲۱/۵۷	۲۲/۱۱	-۶۴۷/۷۵
	انحراف معیار	-۰/۳۱	-۱۰۷/۱۶	-۲۵/۲	-۶/۶۵	-۳۷۹	-	-۵۴۴/۸۹
	آماره t	-۰/۹۶	-۰/۹۷	-۲/۵۲	-۰/۲	-۱/۳۸	۰/۴۷	-۱/۱۹
درآمدهای نفتی (۱-)	ضریب	-	۰/۰۸	-۰/۰۴	-۰/۰۳	۰/۱۲	۰/۰۹	۰/۲۴
	انحراف معیار	-۰/۰۰۱	-۰/۳۸	-۰/۰۹	-۰/۰۲	-۱/۳۳	-۰/۱۷	-۱/۹۱
	آماره t	-۰/۱۸	۰/۲۱	-۰/۴۶	-۱/۱۹	۰/۰۹	۰/۵۶	۰/۱۳
درآمدهای	ضریب	-۰/۰۰۱	۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۰۱	۲/۶۷	۰/۱۷	۲/۰۵

نفتی (۲-)	انحراف معیار	-۰/۰۰۱	-۰/۳۱	-۰/۰۷	-۰/۰۲	-۱/۱	-۰/۱۴	-۱/۵۹	-۰/۰۸
	آماره t	-۰/۶۷	۰/۰۷	۰/۵	-۰/۶۳	۲/۴۳	۱/۲۳	۱/۲۹	۱/۱
آزادسازی تجاری (۱-)	ضریب	-۰/۰۰۴	۰/۵۳	۰/۲۴	۰/۰۱	۳/۴۲	-۰/۵	-۰/۳۵	-۰/۴۸
	انحراف معیار	-۰/۰۰۴	-۱/۴۵	-۰/۳۴	-۰/۰۹	-۵/۱۴	-۰/۶۴	-۷/۳۸	-۰/۳۷
آزادسازی تجاری (۲-)	آماره t	-۰/۹۷	۰/۳۶	۰/۷	۰/۱۶	۰/۶۷	-۰/۷۸	-۰/۰۵	-۱/۲۹
	ضریب	۰/۰۰۱	۱/۴۶	-۰/۵۸	۰/۰۲	-۴/۸	-۰/۲۶	-۵/۰۸	-۰/۴۱
نیروی کار (۱-)	انحراف معیار	-۰/۰۰۳	-۱/۰۴	-۰/۲۴	-۰/۰۶	-۳/۶۷	-۰/۴۶	-۵/۲۸	-۰/۲۶
	آماره t	۰/۴۶	۱/۴۱	-۲/۳۷	۰/۳۱	-۱/۳۱	-۰/۵۶	-۰/۹۶	-۱/۵۷
نیروی کار (۲-)	ضریب	-۰/۰۱	۵/۹۲	۰/۸۲	-۰/۲۵	۳۱/۱۱	۵/۲۳	۱۷/۸۱	۳/۵۶
	انحراف معیار	-۰/۰۲	-۶/۱۳	-۱/۴۴	-۰/۳۸	-۲۱/۶۸	-۲/۷۱	-۳۱/۱۷	-۱/۵۶
آزادسازی مالی (۱-)	آماره t	-۰/۶۳	۰/۹۷	۰/۵۷	-۰/۶۷	۱/۴۳	۱/۹۳	۰/۵۷	۲/۲۹
	ضریب	-۰/۰۲	-۶/۸۸	۰/۵۹	-۰/۰۶	۲۲/۵۴	۱/۷۵	۲۸/۵۹	-۰/۳
آزادسازی مالی (۲-)	انحراف معیار	-۰/۰۱	-۵/۱۱	-۱/۲	-۰/۳۲	-۱۸/۰۹	-۲/۲۶	-۲۶/۰۱	-۱/۳
	آماره t	-۱/۱۱	-۱/۳۴	۰/۴۹	-۰/۱۹	۱/۲۵	۰/۷۷	۱/۱	-۰/۲۳
آزادسازی مالی (۱-)	ضریب	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۲	۰/۰۱	-	۰/۱۴	-۰/۰۲	۰/۳۶	۰/۰۴
	انحراف معیار	-	-	-	-	-	-	-	-
آزادسازی مالی (۲-)	آماره t	۰/۹۸	-۰/۰۲	۰/۳۲	-۰/۴۲	۰/۴	-۰/۴۶	۰/۷۲	۱/۶۴
	ضریب	-	-	-	-	-	-	-	-
سرمایه (۱-)	انحراف معیار	-	-	-	-	-	-	-	-
	آماره t	-۰/۳۴	-۰/۴۲	۱/۳۹	-۰/۵۶	۱/۱۳	۰/۰۸	۱/۱۱	۰/۴۳
سرمایه (۲-)	ضریب	-۰/۰۰۱	۱/۰۵	-۰/۱	۰/۰۲	-۲/۳۹	-۰/۱۳	-۱/۰۶	۰/۰۵
	انحراف معیار	-۰/۰۰۲	-۰/۷۹	-۰/۱۸	-۰/۰۵	-۲/۷۸	-۰/۳۵	-۴	-۰/۲

۰/۲۷	-۰/۲۶	-۰/۳۶	-۰/۸۶	۰/۴۳	-۰/۵۵	۱/۳۴	-۰/۵۹	آماره t	
-۰/۰۶	۳/۱۳	-۰/۲	۱/۵۳	۰/۰۲	۰/۱۱	-۰/۰۸	۰/۰۰۲	ضریب	سرمایه (۲-)
-۰/۱۹	-۳/۷۱	-۰/۳۲	-۲/۵۸	-۰/۰۵	-۰/۱۷	-۰/۷۳	-۰/۰۰۲	انحراف معیار	
-۰/۳۴	۰/۸۴	-۰/۶۳	۰/۵۹	۰/۳۵	۰/۶۶	-۰/۱۱	۱/۰۴	آماره t	
۰/۰۲	-۰/۱۷	۰/۰۵	۰/۲۹	-۰/۰۱	-۰/۰۰۱	۰/۱۲	- ۰/۰۰۰۱	ضریب	خصوصی سازی (۱-)
-۰/۰۲	-۰/۳۶	-۰/۰۳	-۰/۲۵	۰	-۰/۰۲	-۰/۰۷	- ۰/۰۰۰۲	انحراف معیار	
۱/۳۱	-۰/۴۷	۱/۴۳	۱/۱۳	-۱/۲۳	-۰/۰۶	۱/۶	-۰/۵۹	آماره t	
۰/۰۴	-۰/۱۱	۰/۰۵	۰/۲۹	- ۰/۰۰۱	-۰/۰۱	-۰/۰۱	- ۰/۰۰۰۱	ضریب	خصوصی سازی (۲-)
-۰/۰۲	-۰/۴۳	-۰/۰۴	-۰/۳	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۹	- ۰/۰۰۰۳	انحراف معیار	
۱/۹۷	-۰/۲۶	۱/۳۲	۰/۹۵	-۰/۲۲	-۰/۴۴	-۰/۱۴	-۰/۲۸	آماره t	
-۰/۴۲	-۴/۱	۰/۱۲	-۶/۲۹	۰/۱۱	-۰/۵۹	-۱/۴۸	۰/۰۰۲	ضریب	مخارج جاری دولت (۱-)
-۰/۲۹	-۵/۸۳	-۰/۵۱	-۴/۰۵	-۰/۰۷	-۰/۲۷	-۱/۱۵	-۰/۰۰۳	انحراف معیار	
-۱/۴۳	-۰/۷	۰/۲۳	-۱/۵۵	۱/۶	-۲/۲	-۱/۲۹	۰/۵۲	آماره t	
-۰/۱۲	-۶/۳۷	-۰/۶	-۶/۰۲	۰/۰۵	-۰/۰۸	۰/۳۸	۰/۰۰۴	متغیر	مخارج جاری دولت (۲-)
-۰/۲۸	-۵/۶۹	-۰/۵	-۳/۹۶	-۰/۰۷	-۰/۲۶	-۱/۱۲	-۰/۰۰۳	انحراف معیار	
-۰/۴۱	-۱/۱۲	-۱/۲۲	-۱/۵۲	۰/۶۶	-۰/۳۲	۰/۳۴	۱/۲۳	آماره t	
۰/۲	۱/۷	۰/۰۲	۱/۵۲	-۰/۰۲	۰/۱	۰/۲۷	-۰/۰۰۱	متغیر	ضریب ثابت
-۰/۰۶	-۱/۱۵	-۰/۱	-۰/۸	-۰/۰۱	-۰/۰۵	-۰/۲۳	-۰/۰۰۱	انحراف معیار	
۳/۴۵	۱/۴۷	۰/۲۲	۱/۹	-۱/۱۶	۱/۹	۱/۱۸	-۱/۳۸	آماره t	
۰/۷۴	۰/۴۹	۰/۴۵	۰/۶۵	۰/۴۷	۰/۷۱	۰/۷۳	۰/۷۲	R-squared	
-۱/۴۷	۴/۵۲	-۰/۳۶	۳/۷۹	-۴/۲۹	-۱/۶۳	۱/۲۷	-۱۰/۴۲	آکائیک	
-۰/۶۵	۵/۳۴	۰/۴۶	۴/۶۱	-۳/۴۷	-۰/۸۱	۲/۰۹	-۹/۶	شوارتز	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۳ سهم هر یک از متغیرهای را در تغییرات بی‌ثباتی رشد اقتصادی نشان می‌دهد. همچنین سهم هر یک از متغیرها در دوره‌های کوتاه‌مدت (۴ ساله) و بلندمدت (۱۰ ساله) به‌طور متوسط محاسبه گردید. ارقام جدول ۳ نشان می‌دهد نحوه اثرگذاری متغیرهای موردبررسی از دوره دوم به بعد است، به عبارت دیگر متغیرهای اثرگذار بر بی‌ثباتی در سال اجرا اثر چندانی بر نوسانات رشد نخواهند داشت. متغیرهای آزادسازی مالی (دارایی خارجی سیستم بانکی) دارای کمترین و متغیر آزادسازی تجاری (شدت تجارت) دارای بیشترین اثرگذاری بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی هستند. درحالی‌که در مطالعه مظفری و همکاران (۲۰۱۸) متغیر درآمدهای نفتی دارای کمترین اثر و شاخص توسعه مالی (نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی) دارای بیشترین اثرگذاری بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی است. علاوه بر این، مقایسه میزان اثرگذاری کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها نشان می‌دهد به‌جز آزادسازی تجاری و آزادسازی مالی سایر متغیرها برای اثرگذاری بر بی‌ثباتی نیاز به زمان داشته و به‌مرور تأثیر خود را بر اقتصاد نشان می‌دهند.

متغیر بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت (دوره ۴ ساله) به‌طور متوسط $68/8$ و در بلندمدت تقریباً 50 درصد تغییرات مربوط به خود را توضیح می‌دهد. روند سهم این متغیر طی ۱۰ دوره کاهشی است. درآمدهای نفتی به‌عنوان مهم‌ترین درآمد حاصل از منابع طبیعی به‌طور متوسط $2/5$ درصد در کوتاه‌مدت و $5/7$ درصد در بلندمدت بر بی‌ثباتی اقتصادی اثرگذار است. روند سهم درآمدهای نفتی صعودی بوده و تنها در دوره‌های ۴ و ۸ کمی کاهش یافته است.

متوسط سهم متغیر آزادسازی تجاری (شدت تجارت) در کوتاه‌مدت $18/1$ درصد و در بلندمدت $20/9$ درصد است. سهم این عامل تا دوره ۵ در حال افزایش و پس‌از آن کاهش یافته است. وضعیت متغیر نیروی کار در اقتصاد (نسبت جمعیت فعال به کل) حاکی از سهم افزایشی در بی‌ثباتی رشد اقتصادی است. سهم این عامل در دوره دوم برابر $0/6$ بوده که در دوره سوم ۵ برابر شده و پس‌از آن روند افزایش را همچنان حفظ کرده است. متوسط سهم عامل جمعیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب $2/3$ و $8/8$ درصد بوده است.

تغییرات سهم متغیر آزادسازی مالی (خالص دارایی خارجی سیستم بانکی) در ۱۰ دوره نسبت به سایر متغیرها کمتر بوده است. به‌طوری‌که از ۱ درصد در سال دوم به $0/7$ درصد در سال‌های سوم و چهارم و پس‌از آن تا سال دهم بین $0/5$ تا $0/6$ در نوسان بوده است. به همین علت متوسط اثرگذاری این متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت با یکدیگر یکسان ($0/6$) بوده است.

سهم متغیر تشکیل سرمایه پس از دوره دوم تقریباً دو برابر شده و به ۷/۴ درصد رسیده و تا سال هفتم ثابت بوده است. پس از آن به ۹/۸ درصد در سال دهم رسیده است. متوسط سهم این متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب ۴/۶ و ۶/۹ درصد است.

خصوصی‌سازی (ارزش دارایی‌های واگذار شده) به‌طور متوسط در کوتاه‌مدت ۱/۸ درصد تغییرات در بی-ثباتی رشد اقتصادی و در بلندمدت ۴/۸ درصد آن را توضیح می‌دهد. سهم خصوصی‌سازی در نوسانات رشد اقتصادی روند افزایش داشته به‌طوری‌که از ۰/۸ درصد در دوره اول به ۸/۱ درصد در دوره دهم رسیده است. بیشترین اثرگذاری این متغیر در دوره دهم بوده است که این نتیجه حاکی از اثرات بلندمدت اجرای این سیاست بر اقتصاد کشور دارد.

مخارج جاری دولت به‌عنوان یکی از شاخص‌های اندازه دولت در کوتاه‌مدت ۱/۴ درصد و در بلندمدت ۳/۳ درصد نوسانات رشد اقتصادی را توضیح می‌دهد. روند اثرگذاری این متغیر دارای افت‌وخیز بوده به‌طوری‌که پس از افزایش تا دوره پنجم، در سال‌های ششم و هفتم کاهش و در سال‌های هشتم و نهم افزایش و مجدداً کاهش یافته است.

جدول (۳): آنالیز واریانس متغیرهای مختلف در بی‌ثباتی

دوره	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات	تغییرات
۱	۰/۰۰۱	۱۰۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	۰/۰۰۱	۷۶/۱	۰/۱	۱۷/۱	۰/۶	۱	۳/۸	۰/۸	۰/۵
۳	۰/۰۰۲	۵۱/۹	۵/۱	۲۸/۶	۳/۸	۰/۷	۷/۴	۱/۵	۰/۹
۴	۰/۰۰۲	۴۷/۳	۴/۷	۲۶/۵	۴/۷	۰/۷	۷/۳	۴/۷	۴/۲
۵	۰/۰۰۲	۴۴/۲	۶/۱	۲۶/۴	۶/۸	۰/۶	۷/۱	۴/۷	۴/۱
۶	۰/۰۰۲	۳۷/۹	۷	۲۳/۷	۱۳/۳	۰/۵	۷/۷	۶/۵	۳/۵
۷	۰/۰۰۲	۳۶/۴	۸/۱	۲۳	۱۳/۳	۰/۵	۸	۷/۱	۳/۵
۸	۰/۰۰۲	۳۵	۷/۷	۲۲	۱۳/۲	۰/۵	۹/۱	۷/۳	۵/۳
۹	۰/۰۰۲	۳۳/۲	۸/۸	۲۱/۵	۱۴/۸	۰/۶	۸/۶	۶/۹	۵/۶
۱۰	۰/۰۰۲	۲۹/۹	۹	۱۹/۷	۱۷/۸	۰/۶	۹/۸	۸/۱	۵
متوسط اثر کوتاه‌مدت (۴ساله)	۶۸/۸	۲/۵	۱۸/۱	۲/۳	۸/۸	۰/۶	۴/۶	۱/۸	۱/۴
متوسط اثر بلندمدت (۱۰ساله)	۴۹/۲	۵/۷	۲۰/۹	۸/۸	۰/۶	۶/۹	۴/۸	۳/۳	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

یکی دیگر از موارد کاربرد الگوهای VAR، شبیه‌سازی رفتار متغیرها نسبت به تغییرات بقیه متغیرها است. لازم به ذکر است اعداد به‌دست‌آمده از روش VAR به‌صورت نرخ رشد می‌باشند و برای مقایسه واکنش کوتاه‌مدت و بلندمدت در ۱۰۰ ضرب شدند. میزان واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی در جدول ۶ نشان داده شده است. نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد متوسط واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی نسبت به آزادسازی تجاری در کوتاه‌مدت و بلندمدت به ترتیب برابر $-۰/۰۰۸۸$ و $-۰/۰۰۲۲$ است؛ به‌عبارت دیگر ایجاد شوک در آزادسازی تجاری موجب کاهش بی‌ثباتی اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهد شد. درحالی‌که بروز شوک در سایر متغیرها موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهد شد. البته اثر شوک‌های تشکیل سرمایه ثابت و مخارج جاری دولت در کوتاه‌مدت به‌صورت منفی و در بلندمدت مثبت برآورده شده است.

متغیر خصوصی‌سازی دارای بیشترین اثر کوتاه‌مدت ($۰/۰۱۷۳$) و بلندمدت ($۰/۰۰۵۲$) بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی است. در مقابل متغیرهای مخارج جاری دولت ($-۰/۰۰۴۸$) و تشکیل سرمایه ثابت ($-۰/۰۰۴۳$) دارای کمترین اثر بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی در دوره کوتاه‌مدت هستند.

جدول (۶): واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی نسبت به متغیرهای مختلف

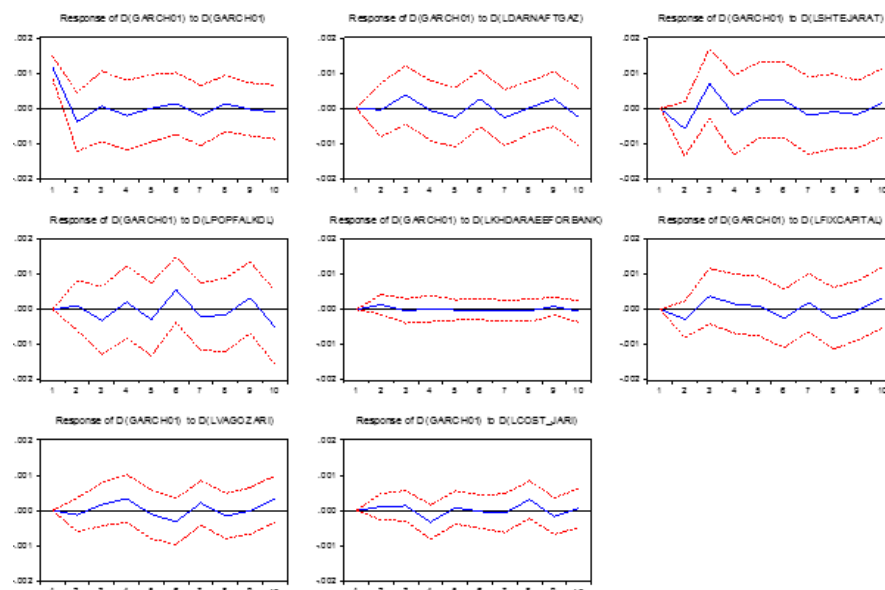
دوره	بی‌ثباتی رشد	درآمدهای نفتی	آزادسازی تجاری	نرخ کار	آزادسازی مالی	سرمایه	خصوصی سازی	مخارج جاری دولت
۱	۰/۰۰۱۲	۰	۰	۰	۰	۰	۰	۰
۲	-۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲
۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲
۴	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۸	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۷	-۰/۰۰۰۶
۵	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱
۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰	۰	-۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۱
۷	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	۰	۰	۰/۰۰۰۴	-۰/۰۰۰۲
۸	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۲	-۰/۰۰۰۵	-۰/۰۰۰۲	۰	-۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۵
۹	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۶	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۴	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۰۱	۰	-۰/۰۰۰۳
۱۰	۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۴	۰	-۰/۰۰۰۱	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۶	۰/۰۰۰۱

واکنش کوتاه مدت (درصد)	۰/۰۱۳	۰/۰۱۴۴	-۰/۰۰۸۸	۰/۰۱	۰/۰۱۱۲	-۰/۰۰۴۳	۰/۰۱۷۳	-۰/۰۰۴۸
واکنش بلندمدت (درصد)	۰/۰۰۶	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۲۲	۰	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۱۷	۰/۰۰۵۲	۰/۰۰۱

مأخذ: یافته‌های تحقیق

روند واکنش متغیر وابسته نسبت به سایر متغیرها در نمودار ۲ نشان داده شده است. همان‌طور که از نمودار ۲ پیداست، واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی از دوره دوم شروع می‌شود که بیانگر اثرات تدریجی متغیرهای الگو بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی است. البته واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی نسبت به متغیر آزادسازی مالی نسبتاً پایدار بوده و تغییر زیادی در وضعیت بی‌ثباتی طی ۱۰ دوره نداشته است؛ به عبارت دیگر در بین سه سیاست تعدیل اقتصادی موردبررسی، آزادسازی مالی اثرات کمتری بر بی‌ثباتی رشد اقتصاد خواهد داشت. بروز شوک در درآمدهای حاصل از فروش نفت و فرآورده‌های آن سبب افزایش بی‌ثباتی در دوره سوم پس از اعمال شوک است و در دو دوره اول اثری بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی ندارد. متغیرهای نیروی کار فعال و آزادسازی مالی و مخارج جاری دولت در ابتدا موجب افزایش بی‌ثباتی اقتصادی خواهند شد. افزایش ناگهانی مخارج جاری دولت به اندازه یک انحراف معیار موجب افزایش بی‌ثباتی در دوره دوم خواهد شد و پس از آن بی‌ثباتی رشد دارای روند نامنظم کاهشی خواهد بود. البته دو متغیر نیروی کار و آزادسازی مالی اثر کمتری نسبت به مخارج جاری دولت دارند. به طوری که متغیر آزادسازی مالی پس از دوره سوم اثر بسیار ناچیزی بر بی‌ثباتی داشته و بی‌ثباتی رشد تغییری نداشته است.

شوک آزادسازی تجاری بیشترین کاهش بی‌ثباتی اقتصادی در دوره دوم را بین متغیرهای موردبررسی دارد. پس از دوره دوم با افزایش در دوره سوم، روند تغییرات بی‌ثباتی رشد دارای افت و خیز کمتری است. اثرات شوک اجرای خصوصی سازی در دوره دوم به صورت کاهش بی‌ثباتی رشد اقتصادی و پس از آن در دوره سوم افزایش خواهد یافت. تغییرات بی‌ثباتی رشد پس از دوره سوم به صورت کاهش - افزایش است.



نمودار ۲: واکنش بی ثباتی رشد اقتصادی به ایجاد شوک در متغیرهای مختلف

بحث و نتیجه

اجرای سیاست‌های مختلف در یک کشور اثرات متفاوتی را بر متغیرهای اقتصادی به همراه دارد که این اثرات را می‌توان نوسانات رشد اقتصادی مشاهده کرد. در طول ۴ دهه اخیر سیاست‌های تعدیل اقتصادی - که با هدف تثبیت اقتصاد در کوتاه‌مدت و تغییر ساختارهای اقتصاد در بلندمدت از سوی مجامع بین‌المللی به کشورهای مختلف پیشنهاد شده است - در ایران انجام می‌شود. در این تحقیق به منظور بررسی سازگاری سیاست‌های اجرا شده، از یک الگوی خودرگرسیون برداری استفاده شده است. در این الگو متغیر وابسته نوسانات و بی‌ثباتی رشد اقتصاد ایران طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۹ است که با استفاده از الگوی واریانس شرطی نمایی (EGARCH) اندازه‌گیری شده است. متغیرهای شدت تجارت، حجم دارایی‌های واگذار شده به بخش خصوصی و میزان دارایی‌های خارجی سیستم بانکی به ترتیب به عنوان شاخص‌هایی از سیاست آزادسازی تجاری، خصوصی‌سازی و آزادسازی مالی در نظر گرفته شده است. نتایج برآورد الگوی خودرگرسیون برداری نشان می‌دهد متغیرهای آزادسازی مالی (دارایی خارجی سیستم بانکی) دارای کمترین و متغیر آزادسازی تجاری (شدت تجارت) دارای بیشترین اثرگذاری بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی هستند. درحالی‌که در مطالعه مظفری و همکاران (۲۰۱۸) متغیر درآمدهای نفتی دارای کمترین اثر

و شاخص توسعه مالی (نسبت نقدینگی به تولید ناخالص داخلی) دارای بیشترین اثرگذاری بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی است.

مقایسه اثر متغیر آزادسازی مالی با مطالعات مختلف نشان می‌دهد آزادسازی مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب افزایش بی‌ثباتی اقتصادی خواهد شد درحالی‌که در مطالعه ابراهیمی و لارتنی (۲۰۱۲) آزادسازی مالی اثر منفی بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی دارد. همچنین تفکیک دوره اثرگذاری آزادسازی مالی در مطالعه سامسودین (۲۰۱۶) نشان می‌دهد برخلاف تحقیق حاضر آزادسازی مالی تنها در کوتاه‌مدت موجب افزایش و در بلندمدت اثری بر بی‌ثباتی ندارد. علاوه بر این نتایج در راستای مطالعات ایلر و همکاران (۲۰۱۵)، ایچن‌گرین و لبلانک (۲۰۰۳) و ادوارد (۲۰۰۱)، دورنبوش و رینوسو (۱۹۸۹)، ویجن برگن و تیلور (۱۹۸۳) نیز هست.

در این مطالعه آزادسازی تجاری موجب کاهش بی‌ثباتی اقتصادی خواهد شد درحالی‌که در مطالعه ابراهیمی و لارتنی (۲۰۱۲) آزادی تجارت موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی خواهد شد. نتایج این مطالعه در راستای نتایج زارعی و لاجوردی (۲۰۱۸) نشان می‌دهد بروز تکانه در درآمدهای نفتی سبب افزایش بی‌ثباتی در رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین در مطالعه زارعی و لاجوردی (۲۰۱۸) مطالعه نفتی بیشترین اثر بر بی‌ثباتی ارزیابی گردید؛ درحالی‌که از نظر واکنش بی‌ثباتی در این مطالعه تکانه نفتی در رتبه دوم کوتاه‌مدت قرار دارد.

مخارج دولت در این مطالعه دارای رفتاری دوگانه بوده است؛ به‌طوری‌که در کوتاه‌مدت موجب کاهش بی‌ثباتی و در بلندمدت موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی خواهد شد. نتایج مطالعات نظیر گوس و داس (۲۰۱۳) و گالی (۲۰۰۳) نیز مؤید این نتیجه است.

با توجه به نتایج الگوی خودرگرسیون برداری می‌توان گفت سیاست‌های خصوصی‌سازی در غیاب سیاست‌های آزادسازی و آزادسازی مالی به‌عنوان سیاست‌های تعدیل اقتصادی در ایران بر نااطمینانی‌های کلان اقتصادی تأثیر داشته است، به‌طوری‌که دارای بیشترین اثرات کوتاه‌مدت (۰/۰۱۷۳) و بلندمدت (۰/۰۰۵۲) بر بی‌ثباتی رشد اقتصادی است و موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی خواهد شد. همچنین بررسی نتایج واکنش بی‌ثباتی نسبت به متغیرهای مختلف نشان می‌دهد نه‌تنها سیاست‌های تعدیل اقتصادی از نظر اثرگذاری بر نوسانات رشد دارای سازگاری نبوده بلکه با سیاست‌های دولت نیز سازگار نیستند. به‌طوری‌که سیاست‌های خصوصی‌سازی و آزادسازی مالی در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب افزایش و سیاست آزادسازی تجاری موجب کاهش بی‌ثباتی خواهد شد. درحالی‌که سیاست انبساطی مالی دولت

(افزایش مخارج) در کوتاه‌مدت موجب کاهش بی‌ثباتی و در بلندمدت موجب افزایش بی‌ثباتی رشد اقتصادی خواهد شد. علاوه بر این نتایج واکنش بی‌ثباتی رشد اقتصادی نشان می‌دهد اجرای هم‌زمان سیاست‌های آزادسازی تجاری و افزایش مخارج دولت (انبساطی مالی) موجب کاهش بی‌ثباتی در کوتاه‌مدت و بلندمدت خواهد شد. چراکه برآیند هر دو سیاست نامبرده در کوتاه‌مدت و بلندمدت موجب کاهش بی‌ثباتی رشد اقتصادی خواهد شد؛ بنابراین ترکیب سیاست آزادسازی تجاری (به‌عنوان سیاست‌های تعدیل اقتصادی) و سیاست‌های مالی نظیر انبساط مالی (مخارج دولت) با یکدیگر سازگار بوده و بی‌ثباتی رشد اقتصادی را به حداقل می‌رساند. لذا با توجه به اولویت سیاست آزادسازی تجاری نسبت به سایر سیاست‌های تعدیل اقتصادی و سهم این متغیر در کاهش نوسانات رشد اقتصادی توصیه می‌شود سیاست‌های حمایت از تجارت (هم از نظر واردات و هم از جنبه صادرات) اتخاذ گردد؛ چراکه این سیاست‌ها نه تنها موجب بهبود تراز تجاری و افزایش سطح آزادسازی تجاری کشور خواهد شد بلکه بی‌ثباتی رشد اقتصادی و تولید را نیز کاهش خواهد داد.

References

- Abdullahi, A. (2013). Effects of financial liberalization on financial market development and economic performance of the SSA Region an empirical assessment. *Economic Modelling*, 30, 261–273.
- Ahmad, M., & Khan, R. E. A. (2018). Age-structure, human capital and economic growth in developing economies a disaggregated analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 12(1), 229-252.
- Armstrong, M., & Sappington, D. (2006). Regulation competition and liberalization, *Journal of Economic Literature*, 32(2), 353-380.
- Baker, S. R.; Bloom, N., & Davis, S. J. (2013). Measuring economic policy uncertainty. *Chicago Booth Research Paper*, 13-02.
- Bennett, J.; Estrin, S., & Urga, G. (2006). Methods of privatization and economic growth in transition economies, *Journal of The European Bank for Reconstruction and Development*, 15(4), 661-683.
- Birdsall, N., & Nellis, J. (2003). Winners and losers assessing the distributional impact of privatization, *World Development*, 31(10), 1617–1633.
- Boubakri, N.; Smaoui, H., & Zammiti, M. (2009). Privatization dynamic and economic growth, *Journal of Business and Policy Research*, 4(2), 16-44.
- Brown, J. D.; Earle, J. S.; Shpak, S., & Vakhitov, V. (2019). Is privatization working in ukraine. *Comparative Economic Studies*, 61(1), 1-35.

Cook, P., & Uchida, Y. (2003). Privatization and economic growth in developing countries, *The Journal of Development Studies*, 39(6): 121-154.

Ćorić, B. (2020). Inflation and output volatility evidence from international historical data. *CESifo Economic Studies*, 66(2), 157-180.

Das, A., & Paul, B. (2011). Openness and growth in emerging asian economies evidence from GMM estimations of a dynamic panel, *Economics Bulletin*, 31(3), 2219 -2228.

Daumal, M., & Özyurt, S. (2011). The impact of international trade flows on economic growth in brazilian states, *Journal of Review of Economics and Institutions*, 2(1).

Dornbush, R., & Reynoso, A. (1989). Financial factors in economic development, *American Economic Review*, 79(2), 204 - 209.

Edwards, S. (2001). Capital flow and economic performance are emerging economies different, NBER Working Paper, No 8076.

Eichengreen, B. & Leblanc, D. (2003). Capital account liberalization and growth was Mr.Mahatir Right, *International Journal of finance and Economics*, 8(3), 205-224.

Eichengreen. B.; Gullapalli. R., & Panizza, U. (2011). Capital account Liberalization, Linancial Development and Industry Growth: A Synthetic View. *Journal of International Money and Finance*, 30, 1090–1106.

Eller, M.; Fidrmuc. J., & Fungáčová, Z. (2015). Fiscal policy and regional output volatility evidence from russia, *Regional Studies*, DOI: 10.1080/00343404.2015.1064884.

Eris, M., & Ulasan, B (2013). Trade openness and economic growth bayesian model averaging estimate of cross - country growth regressions, *Economic Modelling*, 33, 867 –883.

Estrin, S.; Hanousek, J.; Kocenda, E., & Svejnar, J. (2009). Effects of privatization and ownership in transition economies, *Policy Research Working Paper*, 4811.

Filipovic, A. (2006). Impact of privatization on economic growth. *Undergraduate Economic Review*, 2(1).

Ghali, K. H. (2003). Government spending, budget financing and economic growth the tunisian experience, *Journal of Developing Areas*, 36(2), 19-37.

Ghose, A., & Das, S. (2013). Government size and economic growth in emerging market economies a panel cointegration approach, *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6(1), 14-38.

Göndör, M., & Özpençe, O. (2014). An Empirical study on fiscal policy in

crises time evidence from romania and turkey, *Procedia Economics and Finance*, 15, 975-984.

Guriev, S., & Megginson, W. (2007). Privatization what have we learned in bourguignon, F. and Pleskovic, B. (eds.) beyond transition, *Proceedings of the 18th ABCDE. Washington D.C., World Bank*.

Heibati, R.; Shajari, H., & Samadi, S. (2016). Measuring uncertainty in macroeconomics, *Journal of Monetary and Banking Research*, 9(28), 223-250. (in Persian)

Hundt, C., & Sternberg, R. (2014). How did the economic crisis influence new firm creation, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 234(6), 722-756.

Islaminezhad, A.; Abolhasani Hastiani, A.; Monsef, A., & Nadri, K. (2020). The effect of privatization on economic growth in iran using the fully modified least squares (FMOLS) 1991-2017, *Economic Growth and Development research*, 12(45), 11-28. (in Persian)

Jafari Samimi, A.; Farhang, S.; Rostamzadeh, M., & Mohammadzadeh, M. (2010). Impact of financial development and trade liberalization on economic growth in iran, *The Economic Research*; 9(4), 1-21. (in Persian)

Mahdavi, A.; Taheri Hanjani, M., & Shams al-Ahrar, f. (2017). The impact of trade liberalization on the economic growth of selected middle eastern countries with emphasis on endogenous growth models, *Applied Economics*, 7(20), 10-22. (in Persian)

Mehrara, M., & Rezaei, A. (2010). Trade liberalization economic growth and institutional quality in selected countries, *Iraninan Jouornal of Trade Studies*, 14(56), 1-32. (in Persian)

Memar Nejad, A., & Babazadeh, M. (2013). The effect of macroeconomic variables on systematic risk of tehran's stock exchange, *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21(66), 178-208. (in Persian)

Menyah, K.; Nazlioglu, S., & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries New insights from a panel causality approach, *Economic Modelling*, 37, 386 –394.

Moshiri, S. (2010). Privatization and economic growth a cross country study, *Journal of Economic Research*, 54(1), 141-158. (in Persian)

Mounir, B. (2014). The relationship between trade, fdi and economic growth in tunisia anapplication of the autoregressive distributed lag model, *Economic Systems*, 461, 1–19.

Mozaffari, Z.; kazerooni, A., & Rahimi, F. (2018). The impact of financial

structure on economic growth volatility in iran. *The Economic Research*, 18(1), 1-31. (in Persian)

Naguib, R. I. (2012). The effects of privatization and foreign direct investment on economic growth in argentina, *The Journal of International Trade and Economic Development*, 21(1), 51-82.

Nicomram, H.; Roodpashti Rahnamaa, F., & Jokar Tang Karami, A. (2013). Explaining the role of foreign trade and innovation through the acquisition of foreign technology on investment and economic growth in Iran, *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6(20), 91-108. (in Persian)

Peren Arin, K.; Koray, F. & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers over the business cycle, *Conference on Recent Developments in Macroecon*, Centre for European Economic Research (ZEW) L7, 1 68161.

Prasad, E. (2003). Effect of financial globalization on developing countries some empirical evidence, *Economic and Political Weekly*, 4319-4330.

Rezaee, A.; Hosseinzadeh, D.; Faramarzi, A., & Yazdankhah, M. (2014), The impact of government size on income distribution in Iran, *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(4), 21-36. (in Persian)

Romer, D. (1993). Openness and inflation theory and evidence, *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 870-903.

Samsudin, H. (2016). *Financial development and economic volatility do openness and institutional quality matter in the ASEAN-5 countries*, Doctoral dissertation, University of Canberra.

Seifipour, R. (2012). Experimental investigation of financial liberation effects a group of developing and developed countries with emphasis on iran, *Financial Economic*, 14(5), 35-52. (in Persian)

Shahbaz, M. (2012). Does trade openness affect long run growth cointegration causality and forecast error variance decomposition tests for pakistan, *Economic Modelling*, 29, 2325 -2339.

Stiglitz, J. (2008). Privatization successes and failures, *Columbia University Press*, New York.

Takhvian, L. (2014). *The impact of privatization on economic growth financial development and foreign direct investment*, Masters Thesis, Razi University, Faculty of Social Sciences, Department of Economics. (in Persian)

yakup, S., & yilmaz, F. (2010). The importance of financial reporting during privatization turkish case, *annals universities apulennsis series oeconomica*, 12 (2), 672-692 .

Zarei, B., & Lajevardi, H. (2018). Investigating the relationship between

financial development and oil shocks on the instability of economic growth, *Financial Economics*, 12(43), 193-208. (in Persian)

پیوست

نوسان‌های رشد اقتصاد یا بی‌ثباتی آن از طریق مدل خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته (GARCH) اندازه‌گیری شده است. در این روش واریانس شرطی بر اساس اطلاعات دوره قبل و خطای پیش‌بینی گذشته برآورد می‌گردد، که مبنایی برای بی‌ثباتی است (اندرز و والتر، ۲۰۰۴)

در مدل‌های واریانس شرطی انتظار این است که واریانس در طول روند تصادفی سری مورد نظر ثابت نبوده و تابعی از رفتار جملات خطا باشد؛ اما باید به این نکته توجه داشت که تنها زمانی می‌توان با استفاده از روش‌های GARCH بی‌ثباتی را برآورد کرد که وجود ناهمسانی شرطی توسط آزمون اثر ARCH مورد تأیید قرار گیرد. لازم به ذکر است برای بررسی وجود الگوی ناهمسانی واریانس شرطی لازم است ابتدا بهترین الگوی (p, q, d) ARMA انتخاب شود. در تعیین بهترین مدل، با استفاده از نمودارهای خودهمبستگی و همبستگی جزئی می‌توان وقفه‌های مربوط به رشد اقتصادی (لگاریتم تولید ناخالص داخلی)، جزء خطا که به ترتیب p و q هستند، به دست آورد. همچنین برای برآورد الگوی بهینه ARMA از روش باکس-جکینز استفاده شده است. پس از برآورد الگوی بهینه ناهمسانی واریانس جملات اخلال با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی^۱ مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر همسانی واریانس جملات اخلال الگوی ARMA در سطح خطای یک درصد رد می‌شود. به عبارتی، واریانس ناهمسانی برای رشد اقتصادی وجود دارد و بی‌ثباتی رشد اقتصادی قابل تخمین خواهد بود.

جدول (۱): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

آماره	مقدار	احتمال
F-statistic	۵/۸۳	Prob. F(2,32)= 0/01
Obs*R-squared	۹/۳۴	Prob. Chi-Square(2)= 0/01

مأخذ: یافته‌های تحقیق

برای انتخاب بهترین الگوی واریانس شرطی از معیارهای آکائیک، شوارتز و حنان کوئین استفاده شده است. نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد مدل واریانس شرطی نمایی (EGARCH) با وقفه ۱ و ۲ بهترین الگو

^۱ Maximum Likelihood

برای نشان دادن ناهمسانی واریانس است. این مدل کمترین مقدار هر سه آماره گزارش شده را به خود اختصاص داده است.

جدول (۲): نتایج الگوهای با وقفه مختلف GARCH

آماره	۰۱	۰۱	۱۰۱	۱۰۲	۲۰۱	۲۰۲	نمایی ۲۰۱
آکانیک	-۲/۵۷	-۲/۳۷	-۲/۷۴	-۲/۵۴	-۲/۷۶	-۲/۶۵	-۲/۳
شوارتز	-۲/۳۵	-۲/۱۶	-۲/۴۸	-۲/۲۴	-۲/۴۶	-۲/۳	-۱/۹۵
حنان کوئین	-۲/۴۹	-۲/۳	-۲/۶۵	-۲/۴۳	-۲/۶۵	-۲/۵۳	-۲/۱۷

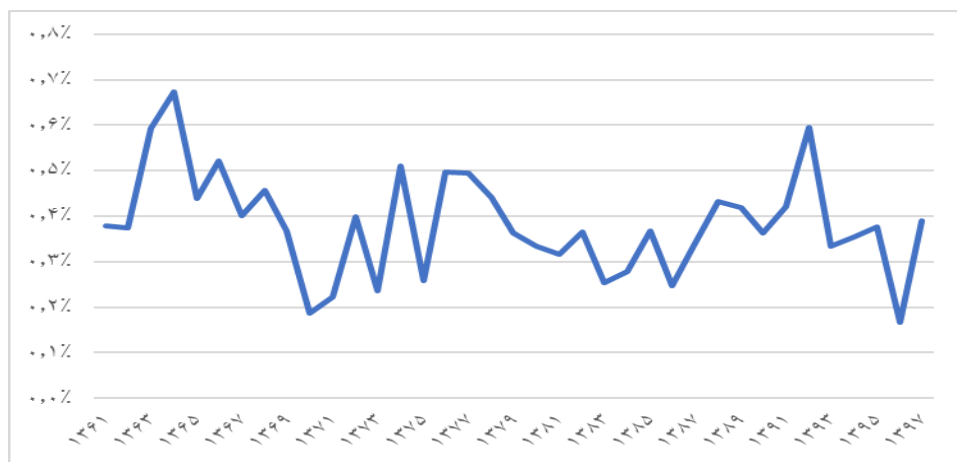
مأخذ: یافته‌های تحقیق

به‌منظور اطمینان از رفع ناهمسانی واریانس، مجدداً روش حداکثر درست‌نمایی از مدل واریانس شرطی نمایی آزمون گردید که گویای عدم وجود ناهمسانی واریانس در الگوی انتخاب شده می‌باشد و می‌توان از این نتایج به‌عنوان سری بی‌ثباتی رشد اقتصادی استفاده کرد.

جدول (۳): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس مدل EGARCH

آماره	مقدار	احتمال
F-statistic	۰/۰۱	Prob. F(۱,۳۴)= ۰/۹۴
Obs*R-squared	۰/۰۱	Prob. Chi-Square(۱)= ۰/۹۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق



نمودار: بی‌ثباتی رشد اقتصادی طی دوره ۱۹۸۲ تا ۲۰۱۹

نمودار بی‌ثباتی رشد اقتصادی نشان می‌دهند بی‌ثباتی رشد اقتصادی در طی دوره موردبررسی همواره در حال کاهش و افزایش بوده است؛ به‌طوری که در برخی از دوره‌ها، بی‌ثباتی بالا و در برخی دیگر از سال‌ها، بی‌ثباتی پایین در رشد اقتصادی را شاهد بوده‌ایم. هنگامی که مقادیر بی‌ثباتی رشد اقتصادی به صفر نزدیک شده، نشان دهنده بی‌ثباتی پایین در رشد اقتصادی بوده است و در مقادیر بالاتر، بی‌ثباتی بیشتر در رشد اقتصادی وجود دارد؛ بنابراین بی‌ثباتی رشد اقتصادی، روند یکسان و ثابتی ندارد و همواره در حال تغییر و تحت تأثیر عوامل مختلف بوده است.

بررسی تأثیر برخی از اصول حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری در بانک‌های منتخب خصوصی و دولتی در ایران

ساره درافشانیان^۱

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

مصطفی سلیمی فر

استاد دانشگاه فردوسی مشهد

علی حسین صمدی

استادیار دانشگاه شیراز

DOI: 10.22067/mfe.2021.16455.0

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

ثبات نظام بانکی در گرو عملکرد بهینه و کاهش ریسک بانک‌هاست. هدف مقاله حاضر، بررسی و مقایسه تأثیر به کارگیری برخی از اصول حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری بانک‌های خصوصی و دولتی منتخب طی سال‌های ۱۳۹۰ الی ۱۳۹۶ در ایران است. از این رو پس از محاسبه ریسک اعتباری با استفاده از الگوی پیشنهادی کمیته بازل برای هر یک از بانک‌ها، ارتباط میان حقوق سهام‌داران و اندازه هیئت‌مدیره به عنوان دو متغیر نماینده اصول حاکمیت شرکتی و نیز اندازه بانک و بازدهی دارایی‌ها به عنوان متغیر کنترل بر ریسک اعتباری مورد بررسی قرار گرفته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در هر دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی حقوق سهام‌داران بر روی ریسک اعتباری اثر معنی‌داری ندارد. افزایش اندازه هیئت‌مدیره در بانک‌های دولتی ریسک اعتباری را بیش از بانک‌های خصوصی کاهش می‌دهد و افزایش اندازه بانک‌ها ریسک اعتباری را در هر دو گروه از بانک‌های دولتی و خصوصی افزایش می‌دهد. در بانک‌های خصوصی افزایش در بازده دارایی‌ها باعث کاهش ریسک اعتباری شده، در حالی که در بانک‌های دولتی بازده دارایی‌ها اثر معنی‌داری بر ریسک اعتباری ندارد.

کلیدواژه‌ها: ریسک اعتباری، حاکمیت شرکتی، بانک خصوصی، بانک دولتی، اندازه هیئت‌مدیره، حقوق سهام‌داران.

طبقه‌بندی JEL: G3, E6, E5

^۱ نویسنده مسؤول: sa_do385@mail.um.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۰۶

صفحات: ۳۱-۵۶

۱- مقدمه

ثبات نظام بانکی در گرو عملکرد بهینه و کاهش ریسک بانک‌هاست. نظام بانکی با ثبات می‌تواند جذب و تخصیص منابع را به شکل بهینه انجام دهد. بانک‌ها همواره در صدد مدیریت صحیح ریسک اعتباری و شناسایی عوامل مؤثر بر آن هستند؛ چراکه یکی از دلایل عمده‌ای که ادامه فعالیت بانک‌ها را با مخاطره مواجه می‌سازد و می‌تواند موجب ورشکستگی بانک‌ها شود، ریسک اعتباری بالای آن‌هاست. عوامل متعددی در بالا بردن ریسک اعتباری بانک‌ها نقش دارند که هم از دیدگاه برون‌سازمانی (مشتریان) و هم از دیدگاه درون‌سازمانی (عملکرد درونی خود سازمان) می‌توانند مورد بررسی قرار گیرند. از جمله عوامل تأثیرگذار که در دو دهه اخیر به بررسی نقش آن در مدیریت ریسک اعتباری در بانک‌ها پرداخته شده است، به کارگیری اصول حاکمیت شرکتی است. حاکمیت شرکتی به عنوان یکی از عوامل اصلی بهبود کارآیی اقتصادی شناخته می‌شود که در برگزیده مجموع روابط میان مدیریت، هیئت‌مدیره، سهام‌داران و سایر گروه‌های ذی‌نفع است. نتایج تحقیقات نشان داده است که به کارگیری صحیح اصول حاکمیت شرکتی می‌تواند در بالا بردن کارآیی نظام بانکی و مدیریت انواع ریسک‌هایی که یک بنگاه مالی مانند بانک با آن روبه‌رو است، نقش داشته باشد. توجه به این نکته ضروری است که برقراری حاکمیت شرکتی در بانک‌ها بسیار متفاوت از برقراری آن در سایر نهادهای مالی است؛ چراکه تصمیم‌گیری در بانک‌ها بشدت تحت تأثیر قوانین حاکمیتی و مشکلات دولت‌هاست. همچنین رویکرد حاکمیت شرکتی و استفاده از اصول آن در بنگاه‌های خصوصی و دولتی نیز متفاوت است. البته در جوامع مختلف به علت تفاوت‌های سیاسی، اجتماعی و ساختاری نیز ممکن است رویکرد استفاده از حاکمیت شرکتی متفاوت باشد. این تفاوت در نحوه اجرای حاکمیت شرکتی در کشورهای در حال توسعه به وضوح دیده می‌شود؛ بنابراین پرداختن به بررسی متغیرهای حاکمیت شرکتی تأثیرگذار بر ریسک اعتباری، ما را در مدیریت هرچه بهتر ریسک اعتباری و عواقب مترتب با آن یاری خواهد کرد. در مطالعات پیشین صرفاً با تخمین احتمال ورشکستگی مشتریان، ریسک اعتباری بانک‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. ضمن اینکه به دلیل عدم شفافیت در انتشار آمار بانک‌های دولتی و نیز دشواری دسترسی به آمار و اطلاعات آن‌ها، در بیشتر مطالعات صورت گرفته به تجزیه و تحلیل آمار بانک‌های خصوصی پذیرفته شده در بورس اکتفا شده است. این مطالعه به دنبال بررسی هم‌زمان ریسک اعتباری در بانک‌های دولتی و خصوصی و بررسی تأثیر به کارگیری برخی از اصول حاکمیت شرکتی و مقایسه نتایج با تأکید بر تفاوت در ساختار مالکیتی بانک‌ها، موردی است که در مطالعات داخلی کمتر بدان پرداخته شده است.

در این تحقیق پس از مروری بر مبانی نظری تحقیق و اشاره به برخی از مطالعات انجام شده خارجی و داخلی به تشریح روش تحقیق و نیز الگوی مورد استفاده پرداخته و در ادامه به نتایج تجزیه و تحلیل داده‌ها و تخمین ضرایب اشاره خواهد شد. در نهایت نیز نتایج به دست آمده، بحث و برخی پیشنهادهای کاربردی قرار گرفته است.

۲- مبانی نظری

بانک‌ها در روند کاری خود با ریسک‌های متعددی روبه‌رو هستند، از جمله: ریسک نقدینگی، ریسک شهرت، ریسک بازار، ریسک تغییرات نرخ ارز و ریسک اعتباری. عوامل متعددی در ایجاد هر یک از انواع ریسک‌های محتمل برای نظام بانکی نقش دارند. ریسک اعتباری از قدیمی‌ترین و مهم‌ترین ریسک‌های بازار مالی است (Spuchl'akova & Cug, 2015) که می‌تواند منجر به ورشکستگی بنگاه‌های مالی مانند بانک‌ها گردد (Kollar, 2014). امروزه ریسک اعتباری بالا از مهم‌ترین دلایل ورشکستگی بانک‌ها شناخته می‌شود (Altman & Saunder, 1968, Zribi & Boujelbene, 2011). هر چند واژه ورشکستگی را نمی‌توان به سادگی تعریف کرد و هر بنگاه مالی می‌تواند موقعیتی را تعریف کند که در آن ورشکستگی^۱ اتفاق بیفتد (Spuchl'akova & Cug, 2014). با این وجود برای تعریف کلی این مفهوم با کمک منابع مختلف می‌توان گفت: ورشکستگی در بانک‌ها می‌تواند به سبب تأخیر در وصول اصل یا بهره تسهیلات پرداختی تعریف شود (Kollar & Kliestik, 2014). در تعریف دیگر ورشکستگی به عدم تمایل یا ناتوانی در بازپرداخت بدهی از طرف وام‌گیرنده تعبیر شده است (Cisko & Klistik, 2013)؛ بنابراین هرگونه تأخیر یا ناتوانی یا خودداری در پرداخت اصل و بهره تسهیلات دریافتی می‌تواند منجر به افزایش ریسک اعتباری برای بانک‌ها شود (Moody's, 2005). هر چند الگوسازی برای تخمین ریسک اعتباری دشوار است، اما به الگوسازی برای سنجش و ارزیابی ریسک اعتباری به عنوان یک مسئله مهم در نظریه‌های اقتصادی پرداخته شده است. در حال حاضر دو الگوی اصلی برای قیمت‌گذاری ریسک اعتباری وجود دارد، الگوهای تعدیلی و الگوهای ساختاری که بر پایه تئوری‌های مالی بنا شده‌اند و تمرکز

¹ Default

^۲ در ماده ۱۴۱ قانون تجارت ایران نیز هنگامی که ارزش بدهی‌ها بیش از نیمی از ارزش دارایی شرکت باشد، شرکت در آستانه ورشکستگی قرار می‌گیرد.

³ Reduced-Form Model

⁴ Intensity Model

اصلی‌شان بر روی ساختار مالی است (Spuchl'akova & Cug, 2015). الگوهای ساختاری سنجش ریسک اعتباری برای اولین بار توسط (Black & Sholes, 1973) و (Merton, 1973) معرفی شد. این الگوها را می‌توان مانند ضربه گیر و مانعی جهت ایجاد ریسک‌های اعتباری ناشی از جریان اطلاعات و اعتبارسنجی دانست. در این الگوها ورشکستگی هنگامی رخ خواهد داد که ارزش دارایی‌های بانک کمتر از بدهی‌های بانک شود^۲ (Spuchl'akova & Cug, 2015). دسته‌ای دیگر از الگوهای ریسک اعتباری، الگوهای تعدیلی^۳ یا الگوهای مبتنی بر شدت^۴ می‌باشند. ایده اصلی این نوع الگوها این است که به ورشکستگی به عنوان یک عامل خارجی نگریده و از فرآیندها و متغیرهای منجر به ورشکستگی در الگوسازی استفاده کرده است (Spuchl'akova & Cug, 2015). این نوع الگوهای ریسک اعتباری ابتدا در واکنش به عملکرد الگوهای ساختاری مطرح گردید و در تلاش برای کاهش مشکلات ناشی از آمار و اطلاعات ناقص در دسترس برای الگوسازی ریسک اعتباری به کار گرفته شد و برخلاف الگوهای ساختاری ورشکستگی مشروط به پارامترهای خاص اقتصادی یک بنگاه نیست و انتظار وقوع آن در هر حالتی و به هر شدتی وجود دارد (Valaskova, Gavlakova & Dengov, 2014). براساس رهنمودهای کمیته بازل (بال) که یکی از کمیته‌های فرعی بانک تسویه بین‌المللی است و عالی‌ترین نهاد بین‌المللی درگیر با نظارت بانکی محسوب می‌شود، ریسک اعتباری شامل سه پارامتر اصلی است (Engelmann & Ohami, 2006):

- ۱- احتمال ورشکستگی (PD)^۱ که عبارت است از احتمال عمل نکردن مشتری به تعهداتش در خصوص بازپرداخت تسهیلات.
- ۲- میزان خسارت ناشی از ورشکستگی بدهکاران (LGD)^۲ که عبارت است از میزان خسارت (در دارایی) به واسطه ورشکستگی طرف قرارداد.
- ۳- ارزش در معرض ریسک (EAD)^۳ که بیانگر حداکثر میزان ریسکی است که با توجه به سرمایه در زمان ورشکستگی می‌توان تحمل کرد و پذیرفت.

از مهم‌ترین متغیرهایی که به نقش تأثیرگذار آن بر ریسک اعتباری در دو دهه اخیر پرداخته شده، حاکمیت شرکتی است. حاکمیت شرکتی در تعریف سازمان توسعه و همکاری‌های اقتصادی^۴ (2004) شامل یک سری ارتباط میان مدیر، اعضای هیئت‌مدیره، سهام‌داران و سایر ذی‌نفعان است و ساختاری را فراهم می‌آورد که به واسطه آن اهداف سازمان مشخص شود. با حاکمیت شرکتی خوب می‌توان نظارتی

¹ Probability of Default

² Loss given Default

³ Exposure at Default

⁴ Organization for Economic Co-operation and Development(OECD)

گسترده و مؤثر در رسیدن به اهداف داشت. حاکمیت شرکتی شامل روش تعریف اهداف استراتژیک شرکت، ابزار دست‌یابی به این اهداف، روش‌های نظارت بر عملکرد و روابط در شرکت می‌باشد (Congic, 2001). هدف حاکمیت شرکتی شفافیت عمل است و با استفاده کارآمد و مؤثر از منابع درصدد تصحیح روابط بین گروه‌های ذی‌نفع است (Clarke, 2007). همچنین موجب افزایش اعتبار و اعتقاد شرکا، سهام‌داران و ذی‌نفعان، جذب بیشتر سرمایه‌گذاری‌ها و نیز حفاظت از سرمایه‌گذاری‌های فعلی می‌شود (Marusic & Versic, 2004). ضمن اینکه سیستمی را جهت کنترل و ایجاد توازن در بنگاه فراهم می‌آورد (Soloman, 2013). در رهیافت‌های کمیته بازل (بال) به لزوم به‌کارگیری اصول حاکمیت شرکتی جهت بهبود روند مدیریت ریسک اعتباری تأکید شده است. در رهنمودهای این کمیته اشاره شده که ازجمله متغیرهایی که می‌تواند بر روی ریسک اعتباری تأثیر داشته باشد، به‌کارگیری اصول حاکمیت شرکتی است. این اصول به‌واسطه نحوه مدیریت و اداره بانک‌ها به لحاظ خصوصی یا دولتی بودن، به جهت میزان تأثیرپذیری از تصمیمات دولتی، نفوذ سیاسی، پرداخت‌های دستوری و تکلیفی و همچنین به شکل عملیاتی و مؤثر بر روی ثبات سیستم بانکی و ایجاد اعتماد عمومی نسبت به شبکه مالی تأثیر بسیار مهمی دارد. در مطالعات مختلف به این نکته اشاره شده است که به علت تفاوت‌های سیاسی، اجتماعی و ساختاری ممکن است رویکرد استفاده از حاکمیت شرکتی متفاوت باشد. این تفاوت در میان کشورهای توسعه‌یافته و درحال توسعه نیز به‌وضوح دیده می‌شود؛ بنابراین تفاوت در چگونگی به‌کارگیری حاکمیت شرکتی با توجه به اقتضائات هر کشوری پذیرفته است و قوانین مشابه در این زمینه ممکن است در کشورهای مختلف تأثیرات کاملاً متفاوتی داشته باشد (Judge & Useem, 2011). نکته دیگری که بایستی بدان اشاره کرد این است که به‌کارگیری حاکمیت شرکتی در مؤسسات مالی در مقایسه با مؤسسات غیر مالی متفاوت است. بی‌توجهی به این موضوع می‌تواند باعث نتیجه‌گیری‌های نادرستی شود (Adam, et al., 2003, Becht, et al., 2012).

در مطالعات صورت گرفته در خصوص تأثیر به‌کارگیری حاکمیت شرکتی بر ثبات مالی و ریسک اعتباری بانک‌ها عموماً تأثیر متغیرهایی چون ساختار و ویژگی‌های هیئت‌مدیره مانند اندازه، استقلال و کیفیت آن (Adam, et al., 2003, Aebi, et al., 2012, Hus & Wang, 2013, Ratch, 2016)، حقوق و ویژگی صاحبان سهام (Johnson & McLin, 1976, Schleifer & Vishny, 1986, Caprio & Levine, 2002, Tomson, 2014)، ساختار مالکیتی بانک‌ها (Houston, et al., 2011, Barth, et al., 2009)، حسابرسی (Clarke, 2005، Aebi, 2004, Berger, 2016)، شفافیت در عملکرد و ارائه آمار و اطلاعات (Neifer, 2017, Jafari & Ahmadvand, 2016) آزمون شده است. به‌طورمعمول نتایج مطالعات در

تناقض با یکدیگر قرار دارند اما همان‌طور که اشاره شد، تفاوت در نتیجه‌گیری‌ها با توجه به شرایط و دوره زمانی موردبررسی در مطالعات مختلف و محدودیت‌های هریک قابل توجه است.

۳- پیشینه پژوهش

Cucinelli, et al., (2018) به صحت‌سنجی الگوی رتبه‌بندی داخلی ریسک اعتباری مورد تأیید کمیته بازل موسوم به "الگوی رتبه‌بندی داخلی" پرداخته و پس از بررسی داده‌های ۱۷۷ بانک اروپایی به این نتیجه اشاره می‌کنند که بانک‌هایی که از این روش استفاده کرده در پیش‌بینی افزایش ریسک اعتباری خود موفق‌تر عمل کرده‌اند. همچنین به این موضوع اشاره شده است که مقایسه نتایج حاصل از رویکرد رتبه‌بندی داخلی در میان بانک‌های مختلف دشوار است مگر به واسطه دسترسی به پایگاه اصلی داده‌ها و آمار بانک‌های مختلف که این آمار و اطلاعات به‌طورمعمول برای عموم قابل‌دسترس نیست. (Luo, Zhang & Zheo, 2018) در الگوسازی رتبه‌بندی داخلی براساس مدل (LGD)^۱ برای تخمین ریسک اعتباری ناشی از ورشکستگی بدهکاران به آمار و اطلاعات ناقص و غیرشفاف اشاره می‌کنند و این موضوع را چالش عمده پیش‌بینی احتمال ورشکستگی با استفاده از این الگو می‌دانند. آن‌ها نتیجه‌گیری می‌کنند که برای الگوسازی نیازی به استفاده از پارامترهای پیچیده و غیرقابل‌دسترس نیست. این نتایج در تحقیقات (Arroyol et al., 2012) و (Ledo, 2011) نیز آمده است. (Kabir et al., 2015)، با استفاده از الگوی Z آلتمن^۲ به مقایسه ریسک اعتباری در بانک‌های اسلامی و بانک‌های تجاری پرداخته‌اند و به این نتیجه اشاره می‌کنند که چگونگی به کارگیری الگوی اندازه‌گیری ریسک اعتباری در نتایج حاصل بسیار تأثیرگذار است. (Spuchl'akova & Cug, 2015) نیز به بررسی و اندازه‌گیری پارامترهای ریسک اعتباری با استفاده از الگوهای تعدیلی پرداخته و این نتیجه را به دست آورده‌اند که الگوهای تعدیلی ابزاری مفید جهت تجزیه و تحلیل پویای ریسک اعتباری هستند.

(Paniagua et al., 2018) به رابطه میان حاکمیت شرکتی و ثبات مالی با تأکید بر نقش مالکیت و اندازه هیئت‌مدیره پرداخته و به این نتیجه اشاره می‌کنند که نحوه به کارگیری مدل‌های مختلف بر نتایج تأثیر بسزایی خواهد گذاشت. (Anginer et al., 2018) با بررسی نقش حاکمیت شرکتی در بانک‌ها و

^۱ Loss given Default

^۲ Altmen

^۳ Safty net

^۴ Too Big to Fall

ثبات مالی و در بازتعریفی از متغیرهای حاکمیت شرکتی به دو فاکتور "شبکه حمایتی"^۳ و "پیش‌ازحد بزرگ برای ورشکستگی"^۴ اشاره می‌کنند و در بازنگری تعاریف و عملکرد شاخص‌های حاکمیت شرکتی، توجه به نقش این دو فاکتور را بسیار حائز اهمیت می‌دانند. همچنین در مطالعه دیگری جهت یافتن رابطه میان به‌کارگیری حاکمیت شرکتی و ثبات مالی، نتیجه‌گیری می‌کنند که صرف به‌کارگیری حاکمیت شرکتی نمی‌تواند موجب ثبات مالی در بانک‌ها شود و علاوه بر به‌کارگیری حاکمیت شرکتی، بایستی بانک‌ها به‌واسطه یک شبکه مالی ایمن (مانند بیمه‌ها) مورد حمایت قرار گیرند.

(Tomson, 2014) تلاش کرده است تا رابطه میان تمرکز مالکیت و ارزش بازاری بانک‌ها را مورد ارزیابی قرار دهد و در نتیجه بیان می‌کند که اعمال محدودیت در میزان و نحوه سهام‌داری در بانک‌ها توسط قانون‌گذار باعث کاهش مشکلات بانک‌ها در برخی از کشورها می‌شود. به این نتیجه در مطالعات دیگری مانند مطالعه (Haw et al., 2010)، (Lepetit & Strobale, 2014) نیز اشاره شده است. (Burger, 2013) در خصوص رابطه میان ساختار مالکیتی بانک‌ها و احتمال ورشکستگی در میان بانک‌های آمریکایی در دوره مطالعه خود به این نتیجه می‌رسد که احتمال ورشکستگی در بانک‌هایی با درصد بالاتری از مالکیت دولتی بیشتر است. (Houston et al., 2011) در نتیجه مطالعه خود در خصوص رابطه میان مالکیت بانک‌ها و ریسک اعتباری اشاره می‌کنند که مالکیت دولتی بانک‌ها باعث ریسک اعتباری بالاتر می‌شود چراکه در بانک‌های دولتی انحراف پرداخت تسهیلات از اهداف اصلی‌شان بیشتر است و مدیران خطاکار در بانک‌های دولتی کمتر مورد سؤال و تنبیه قرار می‌گیرند.

(Main, 2006)، (Clarke et al., 2005) و (Levine, 1996) با بررسی نحوه عملکرد بانک‌های کشورهای مختلف به این نتیجه اشاره می‌کنند که بانک‌ها با مالکیت دولتی، از عملکرد بلندمدت ضعیف‌تری نسبت به بانک‌ها با مالکیت خصوصی و یا خارجی برخوردار هستند. (Barth & Levine, 2004) با بررسی در خصوص ساختار و قوانین موجود، نحوه و میزان سهام‌داران در ۷۹ کشور نتیجه‌گیری کرده‌اند که نفوذ دولت بر نحوه و میزان سهام‌داران در بانک‌ها باعث کاهش نقش و قدرت تأثیرگذاری سهام‌داران خواهد شد.

(Hus & wang, 2013) به بررسی رابطه میان اندازه هیئت‌مدیره و ریسک‌پذیری در بانک‌ها پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که میان اندازه هیئت‌مدیره کوچک‌تر و ریسک اعتباری بالا رابطه مستقیم وجود دارد. در دسته دیگری از مطالعات مانند مطالعه (Adam & Mehran 2012)، (Sabto, 2012) و همچنین (Dalton & Daily, 2008) به این نتیجه اشاره می‌شود که رابطه اندازه هیئت‌مدیره با ریسک اعتباری به

شکل U وارونه است. بدین معنی که افزایش اعضای هیئت‌مدیره تا اندازه‌ای مشخص باعث افزایش قدرت نظارت و عملکردی مناسب‌تر به‌ویژه در دوران بروز بحران مالی در بانک‌ها می‌گردد، با این‌وجود تعداد اعضای هیئت‌مدیره بیش از این باعث ایجاد تضاد در آرا و کاهش کارایی لازم خواهد شد. همچنین این نتیجه حاصل می‌شود که تعداد اعضای هیئت‌مدیره کارا همیشه یکسان نبوده و به‌واسطه شرایط هر کشور و نیز شرایط مالی موجود متفاوت است.

(Aliabadi & Nasiri Aqdam, 2019) به دنبال معرفی الگوی مناسب اندازه‌گیری شاخص حاکمیت شرکتی در نظام بانکداری بدون ربا بوده و با استفاده از روش تحلیل محتوای کیفی و نظر خبرگان، شاخص حاکمیت شرکتی را برای یک بانک نمونه محاسبه کرده‌اند. (Reyazi & Jalilian, 2017) به بررسی رابطه میان ریسک اعتباری و حاکمیت شرکتی در بین بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته و یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که میان تمرکز مالکیت (مالکیت نهادی) و ریسک اعتباری رابطه معنی‌داری وجود ندارد. (Solgi, 2018) رابطه میان حاکمیت شرکتی و مدیریت ریسک اعتباری را مورد واکاوی قرار داده و به این نتیجه اشاره می‌کند که به‌کارگیری شاخص‌های حاکمیت شرکتی تأثیر مثبتی بر ثبات بانک دارد و نیز افزایش اندازه هیئت‌مدیره باعث کاهش ریسک اعتباری خواهد شد. (Taqavi et al., 2012) به تحلیل نقش حاکمیت شرکتی بر ثبات سیستم بانکی کشورهای درحال توسعه با تأکید بر مالکیت بانک‌ها پرداخته و به این نتیجه رسیده‌اند که مالکیت دولتی اثر بزرگ‌تری بر افزایش مطالبات بانک‌ها دارد. (Vazefeh Dost et al., 2017) نیز رابطه عوامل حاکمیت شرکتی و رتبه اعتباری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را مورد مطالعه قرار داده و نتیجه‌گیری کرده‌اند که از میان عوامل حاکمیت شرکتی، حقوق سهام‌داران و ذی‌نفعان رابطه مثبت و معنی‌داری با ریسک اعتباری دارد.

تفاوت مطالعه حاضر با دیگر مطالعات در تخمین هم‌زمان ریسک اعتباری در میان بانک‌های دولتی و خصوصی و بررسی تأثیر برخی از اصول حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری با توجه به تفاوت در ساختار مالکیتی بانک‌ها است. در بیشتر مطالعات پیشین، موضوع ریسک اعتباری غالباً از سمت مشتریان و پیش‌بینی احتمال ورشکستگی و در نتیجه عدم ایفای تعهدات آن‌ها مورد ارزیابی قرار گرفته است. همچنین به دلیل مشکلات موجود در دسترسی به آمار صورت‌های مالی بانک‌های دولتی، کمتر به بررسی این قبیل بانک‌ها پرداخته شده و یا به بررسی یک مورد از آن‌ها اکتفا شده است.

بر این اساس دستاوردهای مقاله حاضر را می‌توان در مقایسه هم‌زمان به‌کارگیری اصول حاکمیت شرکتی در بانک‌های خصوصی و دولتی و نیز ارتباط میان آن و ریسک اعتباری در هر گروه از بانک‌ها برشمرد.

۴- تصریح الگو و شیوه برآورد آن

در این قسمت با بررسی الگوهای موجود و متغیرهای به کار گرفته شده در آن‌ها الگویی تصریح خواهد شد. بدین منظور پس از بررسی تحقیقات صورت‌پذیرفته در این زمینه و مقایسه پرکاربردترین متغیرهای مطرح، الگویی مناسب معرفی و برآورد می‌شود.

۴-۱- ساختار الگو

با توجه به متغیرهای مورد استفاده در مطالعات پیشین، کاربرد بیشتر برخی متغیرها و همچنین در نظر گرفتن محدودیت‌هایی در خصوص دسترسی به آمار و اطلاعات، در مطالعه حاضر الگوی (۱) جهت شناسایی تأثیر برخی از متغیرهای حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری انتخاب و برای بانک‌های دولتی و خصوصی به صورت جداگانه برآورد می‌شود.

$$\ln(L) = B_0 + B_1 \ln(Right_{it}) + B_2 \ln(Board_{it}) + B_3 \ln(Size_{it}) + B_4 \ln(RoA_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در این رابطه، L ریسک اعتباری، $Right_{it}$ حقوق صاحبان سهام بانک i ام در زمان t ، $Board_{it}$ اندازه هیئت‌مدیره بانک i ام در زمان t ، $Size_{it}$ ^۱ (به عنوان متغیر کنترل) و عبارت است از اندازه بانک i ام در زمان t و RoA_{it} ^۲ (متغیر کنترل) و بیانگر بازده دارایی بانک است. لازم به ذکر است که با استفاده از فرم لگاریتمی الگو این امکان فراهم می‌شود که در مرحله تفسیر نتایج، ضرایب به دست آمده به شکل کاربردی‌تری تجزیه و تحلیل گردند.

۱ عبارت است از لگاریتم ارزش بازاری شرکت که استفاده می‌شود؛ ارزش بازاری شرکت معمولاً از حاصل ضرب تعداد سهام در ارزش هر سهم به دست می‌آید.

۲ عبارت است از نسبت سود خالص به کل دارایی‌هایی که استفاده می‌شود.

۴-۲- متغیرهای تحقیق

متغیرهای تحقیق در سه دسته وابسته، مستقل و کنترل دسته‌بندی می‌شوند. متغیر وابسته، ریسک اعتباری است که روش محاسبه آن بر پایه پیشنهاد کمیته بازل و مطالعات پیشین انتخاب شده است. برای این منظور ریسک اعتباری هر بانک به عنوان یک متغیر داخلی و منحصر به فرد برای همان بانک تخمین زده می‌شود (Hurlin, et al., 2017, Flores, et al., 2010).
الگوی مدنظر برای تخمین ریسک اعتباری به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$L = PD_i \times LGD_i \times EAD_i \quad (2)$$

که در این رابطه، L ریسک اعتباری و EAD ^۱ میزان سرمایه در معرض ریسک اعتباری می‌باشد که براساس رابطه (۳) عبارت است از حاصل جمع مانده تسهیلات اعطایی^۲ در درصدی از اعتبارات اعطایی. این درصد در رهنمودهای کمیته بازل ۷۵ درصد در نظر گرفته شده است. بدین معنی که ۷۵٪ اعتبارات پرداختی ممکن است بازپرداخت نگردند^۴. $Outst$ کل تسهیلات پرداختی و $Comm$ کل اعتبارات پرداختی می‌باشد.

$$EAD = Outst + \gamma Comm \quad (3)$$

γ درصدی از اعتبارات پرداختی است که بازپرداخت نخواهند شد و PD ^۵ احتمال عدم ایفای تعهدات مشتریان در بازپرداخت تسهیلات است و از طریق رابطه (۴) محاسبه می‌شود.

$$PD = 1 - N(DD) \quad (4)$$

^۱ Exposure At Default

^۲ شامل کلیه مطالبات غیر جاری بانک‌ها مشتمل بر مطالبات سررسید گذشته، مطالبات معوق و مطالبات مشکوک الوصول می‌باشد.

^۳ آمارهای صورت‌های مالی بانک‌ها در ایران نیز حاکی از آن است که با توجه به پوشش و تضامین اخذ شده و در مرور زمان، قسمتی از اعتبارات بازپرداخت شده و به‌طور میانگین نمی‌توان کل اعتبارات پرداختی را در معرض ریسک دانست.

^۴ این درصد در رهنمودهای کمیته بازل به‌جهت محاسبه ریسک اعتباری بانک‌ها پیشنهاد شده است و میانگین درصدی از اعتبارات پرداختی بانک‌ها است که با مخاطره‌ی عدم پرداخت روبه‌رو هستند.

^۷ Probability of Default

در این رابطه DD^1 بیانگر فاصله تا نکول است و از طریق رابطه شماره (۵) محاسبه می‌شود.

$$DD = \frac{V_j - f_j}{V_j \times S_j} \quad (5)$$

هرچه فاصله تا ورشکستگی کمتر باشد ریسک بانک بیشتر است. همچنین N تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد، V_j ارزش بازاری دارایی بانک، S_j نوسان ارزش دارایی‌ها و F_j ارزش بدهی‌های بانک می‌باشد. LGD زیان مشروط به وقوع ریسک اعتباری بوده و عبارت است از:

$$LGD = 1 - RR \quad (6)$$

که در آن RR^2 نرخ پوششی است و از حاصل تقسیم کل پرداختی‌ها به کل بدهی‌ها به دست می‌آید. به بیان ساده‌تر نرخ پوششی عبارت است از میزانی از سرمایه بانک که بایستی برای پوشش تسهیلات و اعتبارات بازپرداخت نشده کنار گذاشته شود.

محاسبه ریسک اعتباری هر بانک از این روش نقطه‌ای را برای هریک از بانک‌ها نشان می‌دهد که آن نقطه میزانی از دارایی است که کم‌شدن آن به واسطه عدم ایفای تعهدات مشتریان، بانک را در آستانه ورشکستگی قرار می‌دهد (رهنمودهای کمیته بازل، ۲۰۱۶).

متغیرهای مستقل الگو نیز در دو دسته قرار می‌گیرند. دسته اول متغیرهای حاکمیت شرکتی است که در این مطالعه براساس امکان دسترسی به آمار و اطلاعات و مطالعات پیشین، شامل حقوق سهام‌داران و اندازه هیئت‌مدیره می‌باشد. با استفاده از آن خلاصه‌ای از نتایج تجربی مطالعات پیشین در جدول (۱) آورده شده است.

در مطالعات گذشته متغیرها و شاخص‌های مختلفی به نمایندگی از حاکمیت شرکتی معرفی شده که می‌توان آن‌ها را در چهار دسته کلی شفافیت، حساسی، ساختار هیئت‌مدیره و حقوق صاحبان سهام خلاصه کرد (Sonmez, Yildirim, 2015). در برخی از مطالعات با توجه به جامعه آماری و امکان

¹ Distance to Default

² Recovery Rate

دسترسی به اطلاعات و همچنین اهداف مطالعه، شاخص سازی های دیگری نیز مشاهده می شود. در بیشتر مطالعات اشاره شده در جدول شماره (۱) پژوهشگران با لحاظ یک سری اصول و پارادایم های پذیرفته شده در خصوص حاکمیت شرکتی و با در نظر گرفتن محدودیت های مطالعه، از یک یا چند شاخص استفاده کرده اند.

جدول (۱): متغیرهای حاکمیت شرکتی اثرگذار بر ریسک اعتباری

ردیف	متغیر اثرگذار	پژوهشگران (سال)
۱	اندازه هیئت مدیره	(Ashbaugh-Skaife, et al.,) 2006 ،(Kim) 2014 ،(Felicio) 2018 ،(Kose) 2016 ،(Panlagua) 2018 ،(Mohamad-Yusof) 2018 ،(Salim) 2016 ،(Sayari) 2018 ،(Black) 2006 ،(Adam & Mehran) 2012
۲	حقوق صاحبان سهام	(Ashbaugh-Skaife, et al.,) 2006 ،(Kim) 2014 ،(Panlagua) 2018 ،(Black) 2006 ،(Anginer, et al.,) 2015
۳	شفافیت	(Neifer) 2017 ،(Jafari & Ahmadvand) 2016
۴	حسابرسی	(Anginer) 2015 ،(Jafari & Ahmadvand) 2016
۵	ساختار مالکیت	(Houston, et al.,) 2011 ،(Barth, et al.,) 2009 ،(Barry, et al.,) 2016
۶	اندازه بنگاه	Tomson) 2014 ،(Reyazi & Jalilian) 2017 ،(Modarres, et al.,) 2013 ،(Mehrbani & Dadgar) 2014 ،(Salim) 2016
۷	بازدهی دارایی ها	(Reyazi & Jalilian) 2017 ،(Etemadi, et al.,) 2016 ،(Salim) 2016
۸	سهام داران نهادی	Shleifer) 1997 ،(Ha & How) 2010 ،(Barry, et al) 2014 ،(Anginer) 2017
۹	مسائل سیاسی	(Boateng) 2018 ،(Mohamad-Yusof) 2018

منبع: یافته های تحقیق

دسته دیگر، متغیرهای کنترلی هستند که شامل اندازه بانک و بازدهی دارایی ها می باشد. هدف از وارد کردن متغیرهای کنترلی، تعدیل و کنترل اثر عواملی غیر از حاکمیت شرکتی بر ریسک اعتباری بانک است.

برای جمع‌آوری داده‌ها از آمار منتشرشده در سایت کدال^۱، موسسه آموزشی عالی بانکداری^۲ و آمار انتشاریافته توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۳ استفاده شده است. بازه زمانی آمار مورد مطالعه سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۹۶^۴ و نمونه مورد مطالعه بانک‌های دولتی منتخب و نیز بانک‌های خصوصی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است^۵. معیار انتخاب بانک‌ها و بازه زمانی مورد مطالعه، دسترسی به آمار و اطلاعات بانک‌ها است.

۴-۳- شیوه برآورد الگو

فرآیند اقتصادسنجی در این پژوهش شامل چند مرحله است. آزمون‌ها که به دو دسته آزمون‌های قبل و بعد از تخمین تقسیم شده است. در آزمون‌های قبل از تخمین پس از تعیین وابستگی یا استقلال مقطعی متغیرها با استفاده از آزمون پسران^۶ (۲۰۰۴)، به بررسی مانایی متغیرهای مورد مطالعه با استفاده از آزمون‌های لوین-لین-چو^۷ و دیکی-فولر^۸ پرداخته شده است. نکته قابل توجه این است که آزمون ریشه واحد پانلی برای حالت استقلال مقطعی و وابستگی مقطعی یکسان نیست و در هر حالت آزمون‌های متفاوتی باید انجام شود. در آزمون‌های بعد از تخمین به ترتیب آزمون چاو^۹ و بروش-پاگان^{۱۰} صورت پذیرفت که در نهایت روش تخمین مناسب الگو روش دریسکول-کرای^{۱۱} تشخیص داده شد. این روش زمانی که وابستگی مقطعی بین جملات اخلاص، واریانس همسانی و نبود همبستگی مرتبه اول در الگو وجود داشته باشد می‌تواند مورد استفاده قرار گیرد (Hoechle & Basel, 2017).

^۱ www.codal.ir

^۲ www.ibi.ac.ir

^۳ www.cbi.ir

^۴ داده‌ها سالیانه و بر اساس عملکرد سال مالی منتهی به اسفند هر سال می‌باشد.

^۵ بانک‌های دولتی مورد مطالعه شامل: ملی، سپه، مسکن، کشاورزی و بانک‌های خصوصی پذیرفته شده در بورس شامل: صادرات، ملت،

تجارت، اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، سینا و انصار

^۶ Pesaran

^۷ Levine- Lin- chu

^۸ Dickey-Fuller

^۹ Chow

^{۱۰} Breusch-pagan

^{۱۱} Driscoll-carey

۵- نتایج تجربی

تخمین الگوی (۱) در دو مرحله یکبار برای بانک‌های خصوصی و یکبار دیگر برای بانک‌های دولتی به روش داده‌های پنلی متوازن و در محیط STATA12 صورت گرفته است. (Pesaran 2004) به منظور بررسی وابستگی مقطعی در الگوهای خطی، پنل آزمونی با کاربردهای وسیع طراحی کرده است. این آزمون برای داده‌های پنل متوازن و نامتوازن قابل اجرا است و در نمونه‌های کوچک دارای خصوصیات مطلوبی می‌باشد و برای ابعاد مقطعی و ابعاد زمانی کوچک نیز نتایج قابل اعتمادی ارائه می‌کند (Pesaran, 2004). نتایج این آزمون که در جدول شماره (۲) آورده شده حاکی از آن است که در گروه بانک‌های دولتی استقلال مقطعی برای متغیرهای لگاریتم حقوق صاحبان سهام، لگاریتم اندازه هیئت مدیره، لگاریتم اندازه بانک، لگاریتم بازدهی و وابستگی مقطعی برای متغیر لگاریتم ریسک اعتباری وجود دارد. در گروه بانک‌های خصوصی برای متغیر لگاریتم اندازه هیئت مدیره، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود و استقلال مقطعی وجود دارد. برای متغیرهای لگاریتم ریسک اعتباری، لگاریتم حقوق صاحبان سهام، لگاریتم اندازه بانک و لگاریتم بازدهی فرضیه صفر پذیرفته نمی‌شود و وابستگی مقطعی وجود دارد.

جدول (۲): نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران (۲۰۰۴) برای متغیرهای مورد مطالعه در گروه بانک‌های خصوصی و در گروه بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

متغیرها	بانک‌های خصوصی			بانک‌های دولتی		
	آماره پسران	معناداری	استقلال یا وابستگی مقطعی	آماره پسران	معناداری	استقلال یا وابستگی مقطعی
Ln(L)	۱۲/۳۲	۰/۰۰۰	وابستگی	۴/۱۹	۰/۰۰۰	وابستگی
Ln(R)	۳/۱۱	۰/۰۰۲	وابستگی	۰/۴۷	۰/۶۳۸	استقلال
Ln(B)	۰/۴۹	۰/۶۲۲	استقلال	-۰/۵۳	۰/۵۹۷	استقلال
Ln(B)	۳/۱۱	۰/۰۰۲	وابستگی	۱/۵۰	۰/۱۳۴	استقلال
Ln(Ro)	۱۰/۴۳	۰/۰۰۰	وابستگی	-۱/۲۶	۰/۲۰۳	استقلال

منبع: محاسبات پژوهش

در مرحله بعدی آزمون ریشه واحد لوین-لین-چو^۱ با وجود استقلال مقطعی و دیکی-فولر^۲ افزوده با وجود وابستگی مقطعی بین متغیرها به تناسب انجام شد که نتایج آن در جدول‌های (۳) و (۴) آمده است.

^۱ Levine- Lin- chu

^۲ Dickey-Fuller

نتایج، نشان‌دهنده مانایی از درجه اول متغیرهای الگو در هر دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی می‌باشد.

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد لوین-لین - چو در گروه

بانک‌های خصوصی و بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

متغیرها	بانک‌های خصوصی		بانک‌های دولتی	
	آماره LL	احتمال	آماره LL	احتمال
Ln(L)	-	-	-	-
Ln(R)	-	-	-۱/۸۹۰۲	۰/۰۲۹۴
Ln(B)	-۲/۳۸۰۹	۰/۰۰۰	-۵/۵۵۵۳	۰/۰۰۰
Ln(S)	-	-	-۵/۹۲۳۰	۰/۰۰۰
Ln(Ro)	-	-	-۲/۵۹۷۱	۰/۰۰۴۷

منبع: محاسبات پژوهش

جدول (۴): نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر افزوده برای

گروه بانک‌های خصوصی و بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

متغیرها	بانک‌های خصوصی		بانک‌های دولتی	
	آماره t	احتمال	آماره t	احتمال
Ln(L)	-۴/۵۴۸۱	۰/۰۰۰	-۳/۶۹۹۵	۰/۰۰۰۱
Ln(R)	-۲/۸۱۳۷	۰/۰۰۲۴	-	-
Ln(B)	-	-	-	-
Ln(S)	-۳/۸۶۱۰	۰/۰۰۰۱	-	-
Ln(Ro)	-۳/۳۷۱۹	۰/۰۰۰۴	-	-

منبع: محاسبات پژوهش

در گام بعدی آزمون چاو^۱ و بروش-پاگان^۲ برای هر دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی انجام شد. آزمون چاو برای انتخاب روش مناسب بین الگوی داده‌های تلفیقی و اثرات ثابت و آزمون بروش-پاگان

^۱ Chow

^۲ Breusch-pagan

نیز برای آزمون الگوی اثرات تصادفی در مقابل الگوی داده‌های تلفیقی به کار می‌رود. نتایج این آزمون‌ها نیز در جدول‌های (۵) و (۶) آورده شده است.

جدول (۵): نتایج آزمون چاو^۱ برای گروه بانک‌های خصوصی و بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های دولتی		بانک‌های خصوصی	
احتمال	آماره F	احتمال	آماره F
۰/۳۶۴۹	۱/۱۲	۰/۰۷۲۸	۲/۰۳

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۵) در گروه بانک‌های دولتی مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد و الگو، داده‌های تلفیقی است. در گروه بانک‌های خصوصی نیز مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد و الگو، داده‌های تلفیقی است.

جدول (۶): نتایج آزمون بروش-پاگان^۲ برای گروه بانک‌های خصوصی و بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های دولتی		بانک‌های خصوصی	
احتمال	آماره chibar2	احتمال	آماره chibar2
۱/۰۰۰	۰/۰۰	۰/۲۶۹۰	۰/۳۸

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۶) در گروه بانک‌های دولتی و خصوصی مقدار احتمال آزمون بروش-پاگان بیشتر از ۰/۰۵ است. در نتیجه فرضیه صفر آزمون بروش-پاگان مبنی بر روش حداقل مربعات معمولی پذیرفته است. با توجه به جدول‌های (۵) و (۶) برای هر دو گروه الگو، داده‌های تلفیقی است. با توجه به نتایج آزمون‌ها برای برآورد الگوی بانک‌های خصوصی از روش دریسکول-کرای^۳ استفاده شد. زمانی که وابستگی مقطعی بین جملات اخلاص، واریانس همسانی و عدم وجود همبستگی مرتبه اول در

^۱ Chow

^۲ Breusch-pagan

^۳ Driscoll-carey

الگو وجود داشته باشد، می‌توان از این روش استفاده کرد (Hoechle & Basel, 2007). نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران^۱ بین جملات اخلاقی، آزمون واریانس ناهمسانی بروش-پاگان^۲ و آزمون همبستگی مرتبه اول وولدریج^۳ در جدول‌های پیوست (۱)، (۲) و (۳) آورده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی شماره (۱) برای بانک‌های خصوصی در جدول (۷) آمده است.

جدول (۷): نتایج برآورد الگوی پانل متوازن به روش دریسکول-کرای^۴ برای گروه بانک‌های خصوصی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

متغیرها	برآورد ضریب	خطای استاندارد	مقدار احتمال
Ln(R)	-۰/۰۱۱۳۵	۰/۱۶۴۴	۰/۹۴۷
Ln(B)	-۰/۶۹۹۸	۰/۲۸۲۶	۰/۰۴۲**
Ln(S)	۳/۷۶۶	۰/۵۱۴۷	۰/۰۰۰*
Ln(Ro)	-۷۱/۴۴	۳۴/۳۲	۰/۰۷۶***

* معنی‌داری در سطح ۱ درصد، ** معنی‌داری در سطح ۵ درصد و *** معنی‌داری در سطح ۱۰ درصد را نشان می‌دهد.

نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران بین جملات اخلاقی، آزمون واریانس ناهمسانی بروش-پاگان^۴ و آزمون همبستگی مرتبه اول وولدریج^۵ به ترتیب در جدول‌های (۴)، (۵) و (۶) پیوست آمده است. نتایج حاصل از برآورد الگوی شماره (۱) برای بانک‌های دولتی در جدول (۸) نمایش داده شده است.

۶- جمع‌بندی و ارائه پیشنهادها

همان‌طور که در نتایج برآورد الگو مشاهده شد، متغیر حقوق صاحبان سهام در هر دو گروه بانک‌های دولتی و خصوصی اثر معنی‌داری بر روی ریسک اعتباری ندارد. این نتیجه‌گیری منطبق با مبانی نظری و برخی نتایج مطالعات پیشین است (Barth & Levine, 2004). شواهد تجربی در ایران نیز این نتیجه را تأیید می‌کند. این نتیجه می‌تواند به‌واسطه سیاست‌زدگی و اعمال نفوذ حداکثری در تصمیم‌گیری‌های

¹ Pesaran

² Wooldridge

³ Driscoll-carey

⁴ Breusch-pagan

⁵ Wooldridge

شبکه بانکی از سوی دولت و برخی از نهادهای صاحب نفوذ باشد. اندازه هیئت مدیره متغیر دیگری بود که تأثیر آن به عنوان متغیر مستقل بر روی ریسک اعتباری مورد آزمون قرار گرفت.

جدول (۸): نتایج برآورد الگوی پانل متوازن به روش دریسکول - کرای برای گروه بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

متغیرها	برآورد ضریب	آماره t	مقدار احتمال
Ln(R)	-۰/۰۳۹۵	-۱/۲۲	۰/۳۱۱
Ln(B)	-۳/۴۷۵۶	-۱۰/۵۶	۰/۰۰۲*
Ln(S)	۳/۴۳۷۳	۴/۴۶	۰/۰۲۱**
Ln(Ro)	۰/۱۸۱۵	۰/۵۹	۰/۵۹۶

* معنی داری در سطح ۱ درصد و ** معنی داری در سطح ۵ درصد را نشان می‌دهد.

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج مطالعه نشان داد که افزایش اندازه هیئت مدیره در هر دو گروه بانک‌های خصوصی و دولتی ریسک اعتباری را کاهش خواهد داد. به این نتیجه در برخی مطالعات مانند (Hus & wang, 2013) و همچنین (Salim, et al., 2016) اشاره شده است. نکته قابل توجه این است که افزایش در اندازه هیئت مدیره ریسک اعتباری را در بانک‌های دولتی بیش از بانک‌های خصوصی کاهش می‌دهد. افزایش یک درصدی در اندازه هیئت مدیره در بانک‌های دولتی ریسک اعتباری را بیش از بانک‌های خصوصی کاهش می‌دهد. در تحلیل نتیجه حاصل می‌توان گفت که به علت ارتباط مستقیم عملکرد بانک‌های خصوصی بر منفعت مدیران از بدو امر در چینش اعضای هیئت مدیره از افراد خبره با دانش بانکی بالا استفاده شده و در تصمیم‌گیری‌ها مشارکت داده می‌شوند، بنابراین چنانچه در بانک‌های دولتی نیز به این موضوع توجه گردد و به جای انتصابات سلیقه‌ای و غالباً بر مبنای ارتباطات، تجربه و دانش مرتبط لحاظ شود و انتصابات براساس شایسته‌گزینی صورت پذیرد، شاهد آثار مثبتی در کاهش ریسک اعتباری به واسطه تصمیم‌گیری‌های منطقی و علمی خواهیم بود. تغییر اندازه بانک اثری معنی دار و مثبت بر روی ریسک اعتباری بانک‌های دولتی و خصوصی دارد و افزایش در اندازه بانک‌های خصوصی و دولتی ریسک اعتباری‌شان را افزایش داده است. این نتیجه‌گیری منطقی به نظر می‌رسد چراکه با بزرگ‌تر شدن بانک، میزان تسهیلات و اعتبار پرداختی افزایش یافته و دور از ذهن نیست که درصد بیشتری از این پرداختی‌ها (نسبت به قبل) در ردیف مطالبات بانک‌ها قرار گیرند.

نتیجه قابل توجه در این مطالعه در خصوص بازده دارایی‌ها در بانک‌های خصوصی و دولتی است. نتایج تحقیق نشان داد درحالی که افزایش بازده دارایی در بانک‌های خصوصی ریسک اعتباری را کاهش می‌دهد، در بانک‌های دولتی افزایش بازده دارایی‌ها تأثیر معنی‌داری بر ریسک اعتباری ندارد. در توضیح این نتیجه‌گیری می‌توان به نبود شفافیت در ارائه آمار و اطلاعات صورت‌های مالی و اجزای آن از طرف بانک‌های دولتی اشاره کرد. بانک‌ها با توجه به انتظارات از عملکرد خود (نه واقعیت عملکرد) اقدام به انتشار آمار و اطلاعات می‌نمایند. به عبارتی صورت‌های مالی دستکاری شده‌ای را ارائه می‌دهند که ردیف‌هایی از آن واقعیت نداشته و این موضوع باعث می‌شود تصور منطقی ما بر پایه برخی از مبانی نظری مبنی بر ارتباط معکوس میان بازده دارایی‌ها و ریسک اعتباری در خصوص بانک‌های دولتی ایران اتفاق نیفتد. به عبارتی بازدهی دارایی که بانک‌های دولتی سعی در نمایش آن را دارند غالباً حاصل ارزیابی‌های مجدد و غیرواقعی دارایی‌ها بدون توجه به استهلاک است نه افزایش واقعی بازده آن‌ها.

References

- Adams, Renee B., & Hamid Mehran. (2005). Is Corporate Governance Different for Bank Holding Companies? *SSRN Electronic Journal*, no. 212. Available at: <https://doi.org/10.2139/ssrn.387561>.
- Adams, Renée B., & Hamid Mehran. (2012). Bank Board Structure and Performance: Evidence for Large Bank Holding Companies. *Journal of Financial Intermediation* 21 (2): 67-243. Available at: <https://doi.org/10.1016/J.JFI.2011.09.002>.
- Aebi, Vincent, Gabriele Sabato, and Markus Schmid. (2012). Risk Management, Corporate Governance, and Bank Performance in the Financial Crisis. *Journal of Banking and Finance* 36 (12): 26-3213. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.020>.
- Ahmadvand, Meysam; Rezaei, Shoaib; Tamlaki, Hussein. (2017). Identifying and explaining the factors determining credit rating, studied by Tehran Stock Exchange. *Bimonthly of Applied Studies in Management and Development Sciences*, Second Year, May, 1-20 (In Persian)
- Aliabadi, Qasem & Nasiri Aqdam, Ali. (2019). Introducing an appropriate model for measuring corporate governance index in the interest-free banking system in a sample bank. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, No. 87, 77-116 (In Persian)
- Anginer, Deniz, Asli Demirguc-Kunt, Harry Huizinga, and Kebin Ma. (2018). Corporate Governance of Banks and Financial Stability. *Journal of*

Financial Economics 130 (2): 46-327. Available at:

<https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.06.011>.

Arroyo, José M., Ignacio Colomer, Raúl Garc'ia-Baena, and Luis González-Mosquera. (2012). Comparing Risk-Weighted Assets: The Importance of Supervisory Validation Processes. *Estabilidad Financiera* 22: 9-29.

Ashbaugh-Skaife, Hollis, Daniel W. Collins, and Ryan LaFond. (2006). The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42(1-2): 43-203. Available at: <https://doi.org/10.1016/J.JACCECO.2006.02.003>.

Barry, Thierno Amadou, Laetitia Lepetit, and Frank Strobel. (2016). Bank Ownership Structure, Lending Corruption and the Regulatory Environment. *Journal of Comparative Economics* 44(3): 51-732. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.08.003>.

Barth, James R., Chen Lin, Ping Lin, and Frank M. Song. (2009). Corruption in Bank Lending to Firms: Cross-Country Micro Evidence on the Beneficial Role of Competition and Information Sharing. *Journal of Financial Economics* 91 (3): 88-361. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.04.003>.

Becht, Marco, Patrick Bolton, and Ailsa Röell. (2011). Why Bank Governance Is Different. *Oxford Review of Economic Policy* 27 (3): 63-437. Available at: <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr024>.

Berger, Allen N., and Christa H.S. Bouwman. (2013). How Does Capital Affect Bank Performance during Financial Crises?. *Journal of Financial Economics* 109 (1): 76-146. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.008>.

Black, Bernard S., Hasung Jang, and Woonchan Kim. (2006). Does Corporate Governance Predict Firms' Market Values? Evidence from Korea. *Journal of Law, Economics, and Organization* 22 (2): 366-413. Available at: <https://doi.org/10.1093/jleo/ewj018>.

Bouvatier, Vincent, Laetitia Lepetit, and Frank Strobel. (2014). Bank Income Smoothing, Ownership Concentration and the Regulatory Environment. *Journal of Banking and Finance* 41 (1): 70-253. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.001>.

Caprio, Gerard, and Ross Levine. (2002). Corporate Governance in Finance: Concepts and International Observations. *Financial Sector Governance: The Roles of the Public and Private Sectors*, 17-50.

Clarke, Thomas. (2004). Theories of Corporate Governance. *The*

Philosophical Foundations of Corporate Governance, Oxon, 83-263. Available at: <http://books.google.com/books?id=ubu9GUxhejYC&pgis=1>.

Cucinelli, Doriana, Maria Luisa Di Battista, Malvina Marchese, and Laura Nieri. (2018). Credit Risk in European Banks: The Bright Side of the Internal Ratings Based Approach. *Journal of Banking & Finance* 93: 29-213.

Dalton, Dan R, Catherine M Daily, Jonathan L Johnson, and Alan E Ellstrand. (1999). Number of Directors and Financial Performance: A Meta-Analysis. *Academy of Management Journal* 42 (6): 86-674.

Etemadi, Hussein; Amirkhani, Kourosh; Rezaei, love. (2016). Value content of mandatory disclosure: Evidence from companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, No. 13, 235-252 (In Persian)

Fung, Benjamin. (2014). The Demand and Need for Transparency and Disclosure in Corporate Governance. *Universal Journal of Management* 2 (2): 72-80.

Hassanzadeh, Ali & Alizadeh, Mohammad. (2012). Corporate governance in banks. *Economic News*, Ninth Year, No. 133, 73-86 (In Persian)

Hassas-Yeganeh, Yahya. (2005). Theoretical foundations of corporate governance. *Accountant Monthly*, No. 168, 65 -7 (In Persian)

Harun, Harun. (2013). Is Corporate Governance Relevant? How Good Corporate Governance Practices Affect Indonesian Organizations. *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 49 (2): 47-246. Available at: <https://doi.org/10.1080/00074918.2013.809848>.

Hoechle, Daniel. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal* 7 (3): 281-312.

Hoechle, Daniel, and Markus M Schmid. (2009). Predicting and Explaining IPO Underperformance. *Basel University, Academic Working Paper*.

Houston, Joel F., Chen Lin, and Yue Ma. (2011). Media Ownership, Concentration and Corruption in Bank Lending. *Journal of Financial Economics* 100 (2): 50-326. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.12.003>.

Jafari, Mahboubeh & Ahmadvand, Meysam. (2016). Ranking of companies listed on the Tehran Stock Exchange using emerging market scores. *Business Economics Quarterly*, No. 10, 37-56 (In Persian)

Kabir, Md Nurul, Andrew Worthington, and Rakesh Gupta. (2015). Comparative Credit Risk in Islamic and Conventional Bank. *Pacific Basin Finance Journal* 34: 53-327. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.06.001>.

Khansari, Rasool & Falah Shams, Merfaz. (2010). Evaluating the application of KMW structural model in predicting the default of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, No. 28, 49-68 (In Persian)

Kim, Dong Young, and Jeongyeon Kim. (2014). Effects of Corporate Social Responsibility and Governance on Its Credit Ratings. *Scientific World Journal* 2014. <https://doi.org/10.1155/2014/305452>.

Kollar, Boris, and Tomas Klietk. (2014). Simulation Approach in Credit Risk Models. In *4th International Conference on Applied Social Science (ICASS 2014)*, Information Engineering Research Institute, *Advances in Education Research*, 51:55-150.

Ledo, Mayte. (2011). Towards More Consistent, Albeit Diverse, Risk-Weighted Assets Across Banks. *Banco De Espana, Estabilidad Financiera* 21.

Levine, Ross. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature* 35 (2): 688-726. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1678>.

Levine, Ross. (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence. *Handbook of Economic Growth* 1: 865-934.

Leymarie, Jérémy, Christophe Hurlin, and Antoine Patin. (2018). Loss Functions for LGD Models Comparison.

Mehrabani, Fatima & Dadgar, Yadollah. (2014). Calculation of corporate governance index in companies listed on the stock exchange. *Economic Policy Quarterly*, No. 1, 47-68 (In Persian)

Namazi, Mohammad; Raisi, Venus; Hosseini, Mojtaba. (2014). Investigating the relationship between corporate governance index and returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, No. 5, 105-120 (In Persian)

OECD, OCDE. (2004). The OECD Principles of Corporate Governance. *Contaduría y Administración*, no. 216.

Paniagua, Jordi, Rafael Rivelles, and Juan Sapena. (2018). Corporate Governance and Financial Performance: The Role of Ownership and Board Structure. *Journal of Business Research* 89 (February): 34-229. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.01.060>.

Peihani, Maziar. (2016). Basel Committee on Banking Supervision. *Basel Committee on Banking Supervision*, no. September. Available at: <https://doi.org/10.1163/9789004337244>.

Pesaran, M Hashem. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section

Dependence in Panels. *Cesifo Working Paper No. 1229 Category 10: Empirical and Theoretical Methods*.

Salim, Ruhul, Amir Arjomandi, and Juergen Heinz Seufert. (2016). Does Corporate Governance Affect Australian Banks' Performance? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 43: 25-113. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.04.006>.

Sayari, Naz, and Bill Marcum. (2018). Corporate Governance and Financial Performance in the Emerging Markets: Do ADRs Perform Any Better than Non-Cross-Listed Firms? *Management from an Emerging Market Perspective*, 149.

Schleifer, A, and R W Vishny. (1996). A Survey of Corporate Governance. Working Paper, Cambridge, MA Economic Research.

Spuchl'akova, Erika, and Juraj Cug. (2015). Credit Risk and LGD Modelling. *Procedia Economics and Finance* 23 (October 2014): 44-439. Available at: [https://doi.org/10.1016/s2212-5671\(15\)00379-2](https://doi.org/10.1016/s2212-5671(15)00379-2).

Reyazi, Ehsan & Jalilian, Omid. (June 2017). Study of the relationship between credit risk and corporate governance of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Second Congress of Innovation and Transformation of Humanities*, Shiraz. (In Persian)

Valaskova, Katarina, Petra Gavlakova, and Viktor Dengov. (2014). Assessing Credit Risk by Moody's KMV Model. In *2014 2nd International Conference on Economics and Social Science (Icess 2014)*, Pt 1, 40-44. Information Engineering Research Institute.

Vazefeh Dost, Hassan; Ahmadvand, Meysam; Sadevand, Mohammad Javad. (2017). Testing the effect of corporate governance factors on credit rating in the form of an emerging market model. *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, Year 9, No. 30, 95-112 (In Persian)

Zhou, Guangyou, Yijia Zhang, and Sumei Luo. (2018). P2P Network Lending, Loss Given Default and Credit Risks. *Sustainability* 10 (4): 1010.

Zribi, Nabila, and Younes Boujelbène. (2011). Cannot Use (Dv= Credit Risk). *Journal of Accounting and Taxation* 3 (August): 70-78. Available at:

<http://www.academicjournals.org/JAT>.

پیوست‌ها:

جدول (۱پ): نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران^۱ بین جملات اخلاص
برای گروه بانک‌های خصوصی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های خصوصی	
احتمال	آماره پسران
۰/۰۰۰۰	۱۱/۲۰۴

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۱پ) برای گروه بانک‌های خصوصی مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی بین جملات اخلاص را نمی‌پذیریم.

جدول (۲پ): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بروش-پاگان^۲ برای
گروه بانک‌های خصوصی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های خصوصی	
احتمال	آماره chi2
۰/۱۱۱۹	۲/۵۳

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۲پ) برای گروه بانک خصوصی مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را می‌پذیریم.

^۱ Pesaran

^۲ Breusch-Pagan

جدول (۳): نتایج آزمون همبستگی مرتبه اول ولدریج^۱ برای گروه بانک‌های خصوصی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های خصوصی	
آماره F	احتمال
۰/۵۴۶	۰/۴۸۴۱

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۳)، مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی مرتبه اول را می‌پذیریم.

برای برآورد الگو برای گروه بانک‌های دولتی با توجه به نتایج آزمون‌های آورده‌شده در جدول‌ها از روش دریسکول-کرای^۲ استفاده شده‌است. زمانی که وابستگی مقطعی بین جملات اخلاقی، واریانس همسانی و عدم وجود همبستگی مرتبه اول در الگو وجود داشته باشد، می‌توان از این روش استفاده کرد. نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران^۳ بین جملات اخلاقی، آزمون واریانس ناهمسانی بروش-پاگان^۴ و آزمون همبستگی مرتبه اول ولدریج^۵ به ترتیب در جدول‌های زیر آورده شده‌است.

جدول (۴): نتایج آزمون وابستگی مقطعی پسران بین جملات اخلاقی برای گروه بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های دولتی	
آماره پسران	احتمال
۴/۲۴۳	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات پژوهش

^۱ Wooldrige

^۲ Driscoll-Carey

^۳ Pesaran

^۴ Breusch-Pagan

^۵ Wooldridge

با توجه به جدول (۴پ) برای گروه بانک‌های دولتی مقدار احتمال کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر استقلال مقطعی بین جملات اخلاص را نمی‌پذیریم و وابستگی مقطعی بین جملات اخلاص وجود دارد.

جدول (۵پ): نتایج آزمون ناهمسانی واریانس بروش -
پاگان برای گروه بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های دولتی	
احتمال	آماره χ^2
۰/۱۴۴۷	۲/۱۳

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۵پ) برای گروه بانک‌های دولتی مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را می‌پذیریم.

جدول (۶پ): نتایج آزمون همبستگی مرتبه اول وولدریج برای
گروه بانک‌های دولتی (۱۳۹۰-۱۳۹۶)

بانک‌های دولتی	
احتمال	آماره F
۰/۹۲۹۲	۰/۰۰۹

منبع: محاسبات پژوهش

با توجه به جدول (۶پ) مقدار احتمال بیشتر از ۰/۰۵ می‌باشد؛ بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی مرتبه اول را می‌پذیریم.

توسعه مدل پیش‌بینی دستکاری سود با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی

ناهید مالکی‌نیا

دانشجوی دکتری مدیریت صنعتی گرایش مالی، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

رضا تهرانی^۱

استاد، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

اکبر عالم تبریز

استاد، گروه مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت و حسابداری، دانشگاه شهید بهشتی تهران، تهران، ایران.

میرفیض فلاح شمس

دانشیار، گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت، واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران.

DOI: 10.22067/mfe.2021.71593.1099

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

افزایش میزان تقلب در گزارشگری مالی در سال‌های اخیر باعث عدم اعتماد سرمایه‌گذاران به بازارهای سرمایه شده است. به همین علت پیش‌بینی دقیق مدیریت سود یکی از نیازهای اساسی برای تصمیم‌گیری استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی است. این پژوهش با ارائه یک مدل توسعه‌یافته بر مبنای مدل بنیش با تأکید بر متغیرهای نظام راهبری شرکتی مشتمل بر ساختار کمیته حسابرسی، بازرس قانونی و حسابرس مستقل، ساختار هیئت‌مدیره و ساختار مالکیت شرکتی سعی در افزایش دقت پیش‌بینی مدیریت سود دارد. داده‌های ۸۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۷-۱۳۹۱ با روش ترکیبی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی سیاه‌چاله، مه‌بانگ - مه‌رمب و ازدحام ذرات کهکشانی مورد تحلیل قرار گرفته است. دقت پیش‌بینی مدل با روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی ازدحام ذرات کهکشانی، مه‌بانگ - مه‌رمب و سیاه‌چاله به ترتیب از ۶۳/۵۹، ۴۹/۰۸ و ۵۷/۵ درصد به ۷۹/۸۷، ۷۲/۳ و ۷۴/۲۵ درصد افزایش پیدا کرده است که حاکی از بهبود قدرت پیش‌بینی مدل در کشف شرکت‌های دستکاری‌کننده سود است. در مدل پیشنهادی سطح زیر منحنی مربوط به دو الگوریتم سیاه‌چاله و مه‌بانگ - مه‌رمب، توسط الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی احاطه شده است و نشان‌دهنده این است که خطای شبکه عصبی پرسپترون چندلایه ترکیبی با الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی به ۱۲/۷ درصد کاهش یافته است.

کلیدواژه‌ها: شبکه عصبی پرسپترون چندلایه، الگوریتم‌های کیهان‌شناسی، مدل بنیش، نظام راهبری شرکتی.

طبقه‌بندی JEL: G17, G3, C45, C61.

rtehrani@ut.ac.ir

^۱. نویسنده مسئول:

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۸/۱۹

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۶/۱۳

صفحات: ۵۷-۸۶

۱- مقدمه

امروزه سرمایه‌گذاران و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی، جهت ارزیابی واحدهای تجاری، تمرکز خود را بر گزارشگری مالی و به‌خصوص رقم سود خالص گزارش‌شده، معطوف می‌کنند. اتکای شدید بر اعداد حسابداری و به‌ویژه سود، انگیزه‌های قدرتمندی برای مدیران ایجاد می‌کند تا سود را به نفع خودشان دست‌کاری کنند و در نتیجه باعث قضاوت نادرست سهامداران و سرمایه‌گذاران در مورد عملکرد و یا ارزش شرکت می‌شود (Ansari, Khorshidi & Shirzad, 2014). افزایش میزان گزارشگری مالی تقلبی توسط شرکت‌ها در سال‌های اخیر نگرانی‌ها را در مورد اعتماد سرمایه‌گذاران به بازارهای سرمایه افزایش می‌دهد. با توجه به ماهیت بازار سرمایه ایران مطابق با فرضیه ثبات رفتاری، سرمایه‌گذاران توجه چندانی به مدیریت سود نکرده و این موضوع آن‌ها را به واسطه انتخاب رویه‌ها و روش‌های حسابداری گمراه می‌نماید (Bani Mahd, Moradzadeh Fard & Morvarid Araqi 2014). همین امر باعث به وجود آمدن رابطه نمایندگی بین مدیران و سهامداران و دست‌کاری اطلاعات توسط مدیران شده که می‌تواند تأثیر نامطلوبی بر کیفیت تصمیم‌گیری‌های استفاده‌کنندگان بگذارد (Tazikeh Lamski & Saeedi, 2020). وقوع رسوایی‌های مالی باعث نشانه رفتن انگشت اتهام به‌سوی حسابداری، گزارشگری مالی و حساب‌رسان شده (Abbaszade, Hesarzade, Jabbari Noghabi & Arefi Asl, 2015) و به دلیل تأثیر معکوس مدیریت سود بر شهرت شرکت‌ها شناسایی سازوکارهایی که به کاهش مدیریت سود منجر شود، حائز اهمیت است. تحقیقات بسیاری در راستای کشف تقلب و احتمال دست‌کاری آن صورت گرفته، ولی از آنجایی که در ایران مدلی برای کشف تقلب وجود ندارد یکی از مدل‌های کشف تقلب بسیار رایج به نام مدل بنیش استفاده می‌شود (Sheari Anaghiz, Rahimian, Salehi Ghadyani & Khorasani, 2017). بنیش با استفاده از هشت متغیر حسابداری در مدل خود نشان داد که با افزایش غیرمعمول در مطالبات، کاهش حاشیه سود ناخالص، کاهش کیفیت دارایی‌ها، رشد فروش و افزایش اقلام تعهدی، احتمال دست‌کاری سود افزایش می‌یابد. ولی آنچه در این مدل از دیده پنهان مانده توجه به سازوکار کنترلی جهت کاهش هزینه‌های معاملاتی و نمایندگی است. پژوهش‌های انجام‌یافته در راستای توسعه مدل بنیش نیز صرفاً بر مبنای داده‌های حسابداری شکل گرفته‌اند و پیامدهای سازوکارهای کنترلی را در توسعه مدل نادیده گرفته‌اند. بنابراین در راستای بهبود بخشیدن به قدرت پیش‌بینی مدل بنیش نظام راهبری شرکتی می‌تواند به‌عنوان یک عامل بازدارنده در دست‌کاری سود مطرح شود (Asghar Sajjad, Shahzad & Matemilola, 2020)، (Kao Chen & Lu, 2018) و (Moghaddam & Ghadrnan, 2019) و با ادغام در مدل بنیش

انگیزه‌های لازم را برای کشف دست‌کاری سود ایجاد نماید. در بازار سرمایه ایران مدل بنیش در بهترین حالت با خطای بسیار بالای ۳۰ درصدی احتمال دست‌کاری سود را شناسایی می‌کند (Khodabande & Rezaie, 2019). از این‌رو ضروری است با در نظر گرفتن عوامل غیر حسابداری از جمله نظام راهبری شرکتی هر کشوری و بومی‌سازی مدل بنیش در جهت کاهش خطای پیش‌بینی مدل گام برداشت. با پیاده‌سازی اصول نظام راهبری با عنایت به الزام کلیه شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس و فرا بورس توسط سازمان بورس و اوراق بهادار در سال ۱۳۹۱، سرمایه‌گذاران و مالکان شرکت می‌توانند اطلاعات بااهمیت مالی را از این طریق دریافت نمایند. این امر هزینه‌های نمایندگی و مدیریت سود را کاهش می‌دهد و انتظاری رود که احتمال وقوع اشتباهات یا تقلب‌های بااهمیت و یا عدم کشف به‌موقع آن‌ها در سازمان کاهش یابد (Valizadeh Larijani, Rahmani & Sadeh, 2018).

با توجه به اینکه مدلی مناسب در ایران برای کشف تقلب در صورت‌های مالی وجود ندارد و تاکنون پژوهشی در این زمینه در ایران انجام نشده است. در این پژوهش برای اولین بار مدل بنیش (۱۹۹۹) متناسب با سازه نظام راهبری شرکتی در بازار سرمایه ایران با تأکید بر مؤلفه‌های کمیته حسابرسی، حسابرس مستقل و بازرس قانونی، هیئت‌مدیره و مالکیت شرکتی توسعه داده می‌شود. در مرحله بعدی دقت مدل‌های پژوهش با روش‌های ترکیبی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی ازدحام ذرات کهکشان^۱، مه‌بانگ-مهرمب^۲ و سیاه‌چاله^۳ که برای اولین بار در بازار سرمایه ایران به‌عنوان روش پژوهش انتخاب گردیده، برآورد و توسط تحلیل منحنی راک مورد مقایسه قرار می‌گیرد. هدف از این پژوهش پاسخ به این سؤالات است که آیا می‌توان مدیریت سود در صورت‌های مالی را بر اساس مدل بنیش و مدل پیشنهادی کشف نمود؟ آیا مدل پیشنهادی در کشف مدیریت سود بهتر از مدل بنیش عمل می‌کند؟ همچنین این پژوهش به مقایسه مدل‌های مبتنی بر شبکه‌های عصبی ترکیبی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی پرداخته و بهترین و ضعیف‌ترین الگوریتم‌های کیهان‌شناسی در آموزش شبکه عصبی جهت کشف مدیریت سود تعیین می‌گردد. نتایج این پژوهش می‌تواند در کمک به تصمیم‌گیری و ارائه راه‌کارهای مناسب، مورد توجه سرمایه‌گذاران، اعتباردهندگان، حسابرسان داخلی و مستقل، نهادهای ناظر و سایر استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی قرار گیرد. از نظر ساختار مقاله، در بخش دوم به ادبیات نظری و پیشینه پژوهش اختصاص می‌یابد. در بخش سوم روش‌شناسی پژوهش، متغیرها، مدل‌های آماری، جامعه آماری و

^۱- Galactic

^۲- Big Bang Big Crunch

^۳- Black Hole

نمونه تحقیق توصیف می‌گردد. در بخش چهارم به تجزیه و تحلیل مدل پرداخته می‌شود. در بخش پایانی نیز نتایج و پیشنهادها بیان می‌شود.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

مدیریت سود به معنای استفاده از شکاف در چارچوب‌های قانونی کشوری و سیستم حسابداری در سطح جهانی است؛ بنابراین کسب و کارها سود و درآمد خود را به نحوی تنظیم می‌کنند که مطلوبشان است. با این حال تشخیص مرز بین تقلب و مدیریت سود بسیار دشوار است. شرکت‌ها با تعدیل در صورت‌های مالی، به دنبال تحت تأثیر قرار دادن سرمایه‌گذاران بالقوه و نفوذ در موقعیت بازار خود هستند (Bilan & Jurickova, 2021). به بیان دیگر مدیریت سود هنگامی رخ می‌دهد که مدیران از قضاوت‌های شخصی خود در گزارشگری مالی استفاده کنند و ساختار معاملات را جهت تغییر گزارشگری مالی دست‌کاری نمایند. این عمل به قصد گمراه نمودن برخی از صاحبان سود در خصوص عملکرد اقتصادی شرکت یا تأثیر بر نتایج قراردادهایی است که انعقاد آن‌ها منوط به دستیابی به سود مشخصی است، صورت می‌گیرد. مطالعات پیشین استنتاج نموده‌اند که معمولاً شرکت‌هایی که هزینه‌های نمایندگی بیشتری دارند، مدیریت سود بیشتری نیز خواهند داشت (Ahmadpour, Tavakolnia & Masoomi, 2015).

کانون توجه پژوهش‌های مدیریت سود در دوره تمرکز اولیه بر بازار سرمایه (۱۹۷۰-۱۹۶۰) بر دو فرضیه مهم مکانیکی (۱۹۶۰) و بازار کارا (۱۹۷۰) متمرکز می‌شود. در این دوره سرمایه‌گذاران توجهی به مدیریت سود حسابداری ندارند (Bani Mahd et al., 2014) و ممکن است با گزینه‌ها و روش‌های حسابداری گمراه شوند (Ghorbani, Hosseini Ghoncheh & Mohammadilr, 2018). نقطه مقابل فرضیه ثبات رفتاری فرضیه بازار کارا، اشاره می‌کند که قیمت‌های سهام توسط سرمایه‌گذاران آگاه تعیین می‌شود (Bani Mahd et al., 2014). در دوره تمرکز بر عواملی غیر از بازار سرمایه (۱۹۹۰-۱۹۸۰) تئوری اثباتی حسابداری و تئوری نمایندگی مطرح می‌شود. نظریه اثباتی واتز و زیمرمن (Watts & Zimmerman, 1990)، انگیزه‌هایی به غیر از انگیزه‌های مرتبط با بازار سرمایه را برای توضیح مدیریت سود مطرح نمود. در این دوره علاوه بر تئوری اثباتی حسابداری و سه فرضیه آن، تئوری نمایندگی در تشریح انگیزه‌های قراردادی مدیریت سود نیز شکل گرفت. همچنین در دوره تمرکز جدید بر بازار سرمایه (پس از ۱۹۹۰) که از اوایل سال ۱۹۹۰ شروع و تاکنون ادامه دارد، فرضیه عدم کارایی بازار سرمایه، عدم تقارن اطلاعاتی و توجه به معیارهای حسابداری مطرح می‌شود. در این دوره کانون توجه پژوهش‌های مدیریت سود از انگیزه‌های قراردادی داخلی شرکت به انگیزه‌های بازار سرمایه تغییر یافت. رسوایی‌های گسترده مالی در

سال ۱۹۹۱ و افزایش بحران‌ها و جرائم مالی در موارد مشابه دیگر در سطح جهان به مسئله‌ی نمایندگی مربوط است (Nakhaei & Ahmadvpour, 2020). در این دوره علاوه بر تئوری‌های یادشده، تئوری ذینفعان (۱۹۹۵) و تئوری هزینه معاملاتی (۱۹۹۱) مربوط به اصول نظام راهبری شرکتی نیز توسعه یافت. مطابق با تئوری نمایندگی و ذینفعان، مدیر با دست‌کاری سود از یک سو منجر به پدیدار شدن تضاد منافع بین مدیران و سهامداران و بروز مسائل نمایندگی شده و از سوی دیگر مطابق با تئوری ذی‌نفعان، منجر به ایجاد شک و تردید در دیگر ذینفعان نسبت به عملکرد مدیر می‌شود (Javady Nia, 2020). همچنین مطابق با تئوری هزینه معاملاتی مدیران با انجام معاملات فرصت‌طلبانه، نتایج نامطلوبی برای شرکت و سهامداران به بار می‌آورند (Kordestani & Tatli, 2016). بر همین اساس، جهت کاهش جرائم مالی و بهبود عملکرد شرکت‌ها باید سازوکارهای نظارتی ایجاد کرد که با اجرای آن فاصله‌ی ایجادشده بین مالکیت و مدیریت کاهش یابد (Nakhaei & Ahmadvpour, 2020).

در نگاهی کلی نظام راهبری شرکتی را می‌توان مجموعه‌ای از فرآیندها و ساختارهایی دانست که با استفاده از سازوکارهای درون‌سازمانی نظیر هیئت‌مدیره، کنترل‌های حسابداری، کمیته حسابرسی، حسابرسی داخلی و مدیریت ریسک و نیز سازوکارهای برون‌سازمانی مانند نظارت بازار سرمایه، نظارت سهامداران عمده، حسابرسان مستقل و... در پی کسب اطمینان از رعایت حقوق ذی‌نفعان، پاسخگویی، شفافیت در واحد تجاری است. پیاده‌سازی سازوکارهای کنترل‌های داخلی و افشای گزارش‌های مربوط به آن یکی از ابزارهای کنترلی مؤثر در راستای نظارت مناسب‌تر سهامداران بر رفتار و عملکرد مدیران است (Valizadeh Larjani et al., 2018). بر این اساس از مسئولیت‌های هیئت‌مدیره، نقش کنترل‌های داخلی و کمیته حسابرسی، نقش حسابرس مستقل و ساختار مالکیتی به عنوان مهم‌ترین مکانیسم‌های نظام راهبری نام‌برده شده است (Qaemi, Moradi & Alavi, 2020)؛ بنابراین رابطه بین حاکمیت شرکتی و مدیریت سود با مبانی نظری مبنی بر کاهش دست‌کاری سود توسط مدیران به کمک حاکمیت شرکتی همخوانی دارد و رفتارهای فرصت‌طلبان مدیریت را کاهش خواهد داد (Salehi-Kordabadi & Zad-Dousti, 2020). از طرفی دیگر سازوکارهای راهبری شرکتی کاراتر با کاهش دست‌کاری اطلاعات و تعصبات کمتر در ارائه اطلاعات، امکان تصمیم‌گیری اشتباه توسط افراد خارج از شرکت را کاهش می‌دهند (Kordestani & Tatli, 2016).

(Pour-Ali & Kouchaki Tajani, 2020) در پژوهشی دقت پیش‌بینی دستکاری سود ۱۰۰ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۴ با استفاده از الگوریتم رقابت

استعماری و ژنتیک مقایسه نمودند و دریافتند توان پیش‌بینی دقت ضرایب مدل دست‌کاری سود توسط الگوریتم‌های رقابت استعماری و ژنتیک بیشتر از دقت پیش‌بینی مدل اولیه بنیش (۱۹۹۹) و مدل تعدیل‌شده بنیش توسط (Kordestani & Tatli, 2016) است.

(Razali & Arshad, 2014) در پژوهشی به بررسی روابط بین ساختار نظام راهبری شرکتی و احتمال وجود تقلب در گزارشگری مالی در ۲۲۷ شرکت مالزی برای سال ۲۰۱۰-۲۰۱۱ پرداخته است. برای کشف احتمال تقلب گزارشگری مالی از ترکیب ام‌اسکور بنیش و زد اسکور آلتمن استفاده نموده و نتایج این مطالعه شواهدی مبنی بر اثربخشی ساختار نظام راهبری شرکتی در کاهش احتمال گزارشگری مالی متقلبانه ارائه داده است.

(Repousis, 2016) در پژوهشی باهدف بررسی تجربی هشت متغیر مدل بنیش (۱۹۹۹)، احتمال وقوع دستکاری در صورت‌های مالی یا تمایل به دستکاری سود را در ۲۵۴۶۸ شرکت یونانی طی دوره دوساله ۲۰۱۱-۲۰۱۲ مورد تجزیه و تحلیل قرار داده و یافته‌ها نشان داد که ۸۴۶۸ شرکت یا ۳۳ درصد از کل نمونه دارای نمره بیشتر از ۲/۲- است که این سیگنالی برای احتمال دست‌کاری شرکت‌ها است. همچنین، برای شرکت‌های دست‌کاری‌کننده سود، نتایج نشان داد که شاخص روزهای فروش نسبه، شاخص کیفیت دارایی، شاخص استهلاک، فروش، شاخص هزینه‌های عمومی و اداری، مجموع اقلام تعهدی به شاخص کل دارایی و شاخص اهرم در ۹۹ درصد سطح اطمینان بر ام‌اسکور تأثیر معنی‌داری دارند. همچنین، بین مدیریت سود که توسط ام‌اسکور بنیش و هر یک از متغیرهای روزهای فروش نسبه، شاخص کیفیت دارایی، شاخص حاشیه سود ناخالص، شاخص رشد فروش و شاخص اهرم در بین متغیرهای بنیش، ۹۵/۹۲ درصد تغییرات در ام‌اسکور را از نظر آماری توضیح می‌دهد.

(Kao et al., 2018) در پژوهشی با به‌کارگیری مدل بنیش (۱۹۹۹) و اندازه‌گیری ام‌اسکور و بررسی اثر نظام راهبری شرکتی بر شرکت‌های با قیمت‌گذاری سهام بالاتر از ارزش ذاتی و مدیریت سود بالاتر دریافتند زمانی که راهبری شرکتی به‌طور مؤثری کاهش می‌یابد، انگیزه مدیران برای دست‌کاری بیش‌ازحد ارزش بازار افزایش می‌یابد. (Suryanto & Grima, 2018) در مطالعه‌ای برای اطمینان از نظام راهبری شرکتی خوب و کاهش مدیریت سود، اهمیت اظهار نظر حسابرسی را در گزارش حسابرسی با نظرسنجی از ۱۰۰ مدیر حسابداری و مالی شرکت‌های تولیدی پذیرفته‌شده در بورس اندونزی در سال ۲۰۱۵ بررسی نمودند و دریافتند اظهار نظر حسابرسی در گزارش نهایی حسابرسی بر حاکمیت شرکتی و مدیریت سود بر کاهش رفتارهای انحرافی تأثیر می‌گذارد.

(Serrano-Cinca, Gutiérrez-Nieto & Bernate-Valbuena, 2019) با طراحی مجموعه‌ای از نسبت‌های مالی در شناسایی ارقام استهلاک غیرعادی، حساب‌های دریافتی اغراق‌آمیز یا وخیم شدن شرایط مالی قبل از اقدامات حسابداری تهاجمی و به کارگیری مدل بنیش (۱۹۹۹) برای تشخیص حساب‌های متقلبان در یک مطالعه تجربی از ۵۱ شرکت دولتی و ۳۳۷ شرکت خصوصی اروپایی، طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۱۶ دریافتند این شاخص توسعه‌یافته برای اندازه‌گیری ناهنجاری‌های حسابداری، قدرت کشف بالایی، مشابه نسبت‌های مالی کلاسیک، از خود نشان می‌دهد. (Rahimian & hajiheydari, 2019) پژوهشی باهدف کشف تقلب و شناسایی نسبت‌های مالی با استفاده از مدل تعدیل‌شده بنیش با نمونه‌ای شامل ۱۵۰ شرکت در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۲۰۱۱ تا ۲۰۱۵ و روش رگرسیون انجام دادند. پس از آزمون کلموگروف - اسمیرنوف، ۱۰ نسبت مالی را با اختلاف معنی‌دار بین شرکت‌های متقلب و غیر متقلب انتخاب نمودند. یافته‌ها نشان می‌دهد که نسبت فروش به کل دارایی‌ها و نسبت سهام به کل دارایی‌ها، دو نسبت مالی حساس به تقلب و دقت مدل ۶۹/۱ درصد است.

(Wyrobek, 2020) با طراحی مدلی بر اساس صورت‌های مالی سالانه، جهت شناسایی خطر وقوع تخلف‌های مالی قابل توجه در شرکت دریافت که الگوریتم‌های یادگیری ماشین و هوش مصنوعی قادر به یادگیری الگوهای چنین رفتار متقلبان‌ای بوده و می‌توانند آن‌ها را به طرز مؤثری را شناسایی نماید. هردو مدل به اهمیت شاخص حساب‌های دریافتی، حاشیه سود ناخالص، اندازه استهلاک و استهلاک، فروش و هزینه‌های عمومی و اهرم مالی معتقدند. مدل بنیش (۱۹۹۹) مجموع اقلام تعهدی تقسیم بر کل دارایی‌ها و شاخص کیفیت دارایی را به مدل ویروبک (۲۰۲۰) اضافه می‌کند.

(Asghar et al., 2020) در تحقیقی با داده‌های پانلی ۷۱ شرکت غیرمالی پاکستان برای دوره ۲۰۰۸-۲۰۱۷ دریافتند که نظام راهبری شرکتی به‌طور قابل توجهی ارزش شرکت و معیارهای عملکرد را افزایش داده و در نتیجه شیوه‌های مدیریت سود را کاهش می‌دهد و خطری را که باعث ایجاد رفتار فرصت‌طلبانه در بین مدیران برای ارتکاب تقلب می‌شود، از بین می‌برد.

(Kukreja, Gupta, Sarea & Kumaraswamy, 2020) پژوهشی باهدف تعیین اثربخشی مدل ام اسکوربنیش برای تشخیص زود هنگام تقلب در یکی از شرکت‌های ایالات متحده آمریکا با استفاده از صورت‌های مالی سال ۲۰۱۲ تا ۲۰۱۸ انجام گرفت و نتایج پژوهش اثربخشی مدل بنیش (۱۹۹۹) در پیش‌بینی صورت‌های مالی تقلبی را تأیید نکرد.

(Shakouri Taherabadi, Ghanbari & Jamshidinavid, 2021) در مطالعه‌ای باهدف ارائه یک مدل جامع و تعدیلی برای پیش‌بینی، پیش‌گیری و کشف تقلب در گزارشگری مالی، اطلاعات لازم برای ۱۶۱ شرکت پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در طی یک دوره ۱۰ ساله (۲۰۰۹-۲۰۱۸) را جمع‌آوری نمودند. نتایج با استفاده از روش رگرسیون دوجمله‌ای لاجیت نشان می‌دهد که مدل بنیش در تفکیک شرکت‌های درگیر تقلب در گزارشگری مالی و شرکت‌های سالم بر اساس ضریب تشخیص مک فادن با ۷۳ درصد سطح اطمینان موفق عمل نموده و در میان متغیرهای مستقل، شاخص روزهای فروش نسبی، شاخص حاشیه ناخالص، شاخص کیفیت دارایی، شاخص رشد فروش، شاخص استهلاک و شاخص تعهدی کل به کل دارایی‌ها تأثیر مستقیم و قابل توجهی بر روی تقلب مالی دارند، اما شاخص هزینه‌های عمومی، اداری و فروش و شاخص اهرم مالی تأثیر معکوس قابل توجهی بر گزارشگری مالی تقلبی داشته‌اند. (Bilan & Jurickova, 2021) احتمالات و روش‌های تشخیص مدیریت سود در شرکت‌ها را با به کارگیری مدل بنیش برای یک شرکت منتخب طی دوره ۲۰۱۸-۲۰۱۹ را موردبررسی قرار دادند. بر اساس خروجی مدل تعیین نمودند که آیا شرکت از مدیریت سود استفاده می‌کند یا خیر؟ سرانجام دریافتند که استفاده از مدیریت سود در شرکت منتفی است.

۳. روش شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر هدف کاربردی و از نظر نحوه گردآوری داده‌ها، توصیفی است. برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی استفاده خواهد شد. ابتدا نمونه‌ها به دو سطح بالا و پائین مدیریت سود تفکیک می‌شود. بنیش (۱۹۹۹) طی دوره مورد مطالعه ۱۹۸۲ تا ۱۹۹۲، داده‌های ۷۴ شرکت دست‌کاری‌کننده سود را که ۴۹ شرکت از طریق گزارش‌های SEC و ۲۵ شرکت مابقی از طریق رسانه‌ها و مقاله‌های افشاکننده شرکت‌های دست‌کاری‌کننده سود افشا شده بود، جمع‌آوری کرد. در ایران مرجع یا ارگان مستقلی برای اعلام شرکت‌های دست‌کاری‌کننده سود وجود ندارد و در پژوهش‌های قبلی هم معمولاً از مدل‌های اقلام تعهدی شامل مدل جونز، جونز تعدیل‌شده، کوتاری و غیره استفاده‌شده که به کارگیری این مدل‌ها نتایج پژوهش را با ایراد مواجه خواهد کرد (Asgari Alouj, Nikbakht, Karami, & Momeni, 2020). جهت رفع این اشکال از گزارش حسابرسی و بندهای شرط آن جهت شناسایی مدیریت سوءاستفاده خواهد گردید. صرف‌نظر از نوع گزارش (مقبول - مشروط - مردود و عدم اظهارنظر) چنانچه بندی به‌عنوان شاخص دستکاری سود وجود داشته باشد، به‌عنوان

دستکاری کننده سود شناسایی و عدد ۱ تخصیص خواهد یافت. همچنین اگر بندهای شرط و تأکید بر مطلب خاص و یا بندهای توضیحی حاوی شاخص دست کاری سود وجود نداشته باشد و گزارش به دلیل دیگری مشروط شده باشد، به عنوان عدم دست کاری کننده سود شناسایی و عدد صفر تخصیص خواهد یافت. پس از آن دقت پیش‌بینی مدل‌های پژوهش با روش ترکیبی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی شامل الگوریتم سیاه‌چاله، الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی و الگوریتم مه‌بانگ - مه‌رمب برآورد شده و در پایان به کمک آزمون تحلیل منحنی راک و آزمون نا پارامتری ویلکا کسون صحت هر دو مدل با یکدیگر مورد مقایسه قرار خواهد گرفت. برای گردآوری اطلاعات به روش سند کاوی از گزارش اطلاعات هیئت‌مدیره و کمیته حسابرسی، گزارش فعالیت هیئت‌مدیره و آگهی دعوت به مجامع و تصمیمات مجمع، صورت‌های مالی حسابرسی شده مشتمل بر گزارش حسابرس مستقل و بازرس قانونی و صورت تطبیق سود عملیاتی با خالص جریان ورودی وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی قابل دسترس در سامانه اطلاع‌رسانی ناشران کدال و نرم‌افزار ره‌آورد نوین ۳ استفاده خواهد شد. برای پیاده‌سازی روش تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار متلب استفاده خواهد شد.

اطلاعات شرکت‌های نمونه از شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۹۱ تا ۱۳۹۷ گردآوری خواهد شد. به منظور همگن سازی نمونه انتخابی و افزایش قابلیت مقایسه پذیری نمونه، به روش حذف سیستماتیک شرکت‌هایی انتخاب خواهد گردید که اطلاعات مورد نیاز آن‌ها در دسترس باشد، به دلیل لازم اجرا شدن استقرار نظام راهبری شرکتی از سال ۱۳۹۱، قبل از سال مالی ۱۳۹۰ در بورس پذیرفته شده باشد و جزو بانک‌ها و مؤسسات اعتباری، واسطه‌گری‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌ها نباشد زیرا افشای اطلاعات مالی و نظام راهبری شرکتی در آن‌ها متفاوت است. بر اساس این معیارها تعداد ۸۱ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۹۷ یا به عبارتی تعداد ۵۶۷ داده سال-شرکت به عنوان نمونه پژوهش انتخاب گردید. در ادامه مدل پایه و مدل پیشنهادی پژوهش تشریح می‌گردد.

مدل اول: معرفی مدل پایه در مدیریت سود و انتقادات وارد بر آن

بنیش (۱۹۹۹) ۷۴ شرکت دست کاری کننده سود را با استفاده از تحلیل پروبیت طی سال‌های ۱۹۸۲-۱۹۹۲ بررسی کرد. وی به شرکت‌های دست کاری کننده عدد ۱ و شرکت‌های غیر دست کاری کننده عدد صفر، اختصاص داد و ضرایب متغیرهای مستقل را محاسبه کرد. نقطه انقطاع این مدل ۱/۷۸- به دست آمد. بنابراین اگر ام‌اسکور بیشتر از ۱/۷۸- باشد، به احتمال زیاد شرکت دست کاری کننده سود است. دقت کلی مدل ۷۶ درصد تأیید شد. مدل بنیش (۱۹۹۹) به شرح رابطه (۱) است:

$$M_Score_{BM}^{Probit} = \alpha_0 + \beta_1 DSRI^{(i,t)} + \beta_2 GMI^{(i,t)} + \beta_4 SGI^{(i,t)} + \beta_3 AQI^{(i,t)} + \beta_5 DEPI^{(i,t)} + \beta_6 SGAI^{(i,t)} + \beta_7 TATA^{(i,t)} + \beta_8 LVGI^{(i,t)} \quad \text{رابطه (۱)}$$

که در آن M_Score امتیاز دست کاری سود به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل طبق روابط (۲) الی (۹) و به شرح جدول (۱) است.

جدول (۱): متغیرهای مدل بنیش

شماره	نام شاخص	رابطه
رابطه (۲)	۱- شاخص روزهای فروش نسبه ^۱ :	$DSRI = \frac{REC_t / SALES_t}{REC_{t-1} / SALES_{t-1}}$
رابطه (۳)	۲- شاخص حاشیه سود ناخالص ^۲	$GMI = \frac{SALES_t + COG_t / SALES_t}{SALES_{t-1} + COG_{t-1} / SALES_{t-1}}$
رابطه (۴)	۳- شاخص کیفیت دارایی ^۳	$AQI = \frac{1 - (CA_t + PPE_t) / ASSETS_t}{1 - (CA_{t-1} + PPE_{t-1}) / ASSETS_{t-1}}$
رابطه (۵)	۴- شاخص رشد فروش ^۴	$SGI = \frac{SALES_t}{SALES_{t-1}}$
رابطه (۶)	۵- شاخص هزینه استهلاک ^۵	$DEPI = \frac{DEP_{t-1} / (DEP_{t-1} + PPE_{t-1})}{DEP_t / (DEP_t + PPE_t)}$
رابطه (۷)	۶- شاخص هزینه های عمومی، اداری و فروش ^۶	$SGAI = \frac{(SG\&A.EXP_t) / SALES_t}{(SG\&A.EXP_{t-1}) / SALES_{t-1}}$
رابطه (۸)	۷- شاخص کل اقلام تعهدی به کل دارایی ها ^۷	$TATA = \frac{ACC_t}{ASSETS_t}$
رابطه (۹)	۸- شاخص اهرم مالی ^۸	$LVGI = \frac{(LTD_t + CL_t) / ASSETS_t}{(LTD_{t-1} + CL_{t-1}) / ASSETS_{t-1}}$

در مواردی که مدیریت شرکت ها ایده بر آورد دست کاری سود را توسط مدل بنیش (۱۹۹۹) داشته باشند، آن ها کلیه اقلامی که در این مدل بکار گرفته شده است را دست کاری می نمایند؛ بنابراین هدف

^۱- Days' Sales in Receivables Index

^۲- Gross Margin Index

^۳- Asset Quality Index

^۴- Sales Growth Index

^۵- Depreciation Index

^۶- Sales Growth Index

^۷- Sales, General, and Administrative Expenses Index

^۸- Total Accruals to Total Assets Index

کشف و شناسایی سود همچنان غیرقابل اجرا خواهد ماند. همچنین مطالعات انجام شده در سایر کشورها نشان داد که مدل بنیش بر مبنای مطالعه در بین شرکت‌های انتخاب شده از ایالات متحده آمریکا بوده است و نمی‌تواند در تمامی جوامع و بازارهای سرمایه، عملکرد مشابهی داشته باشد. پژوهش‌های بعدی انجام شده بر پایه این مدل نیز نشان دادند که این مدل نیازمند تعدیل، بومی‌سازی و یا به کارگیری متغیرهای دیگری برای پیش‌بینی دست‌کاری سود هستند. بنابراین در ادامه مدلی توسعه یافته بر مبنای مدل پایه منطبق بر نظام راهبری شرکتی ارائه می‌گردد.

مدل دوم: مدل پیشنهادی پژوهش

این پژوهش در صدد ارائه مدلی توسعه یافته مبتنی بر مدل بنیش برای کشف دست‌کاری سود منطبق با نظام راهبری شرکتی ایران طراحی است. در همین راستا مدل پیشنهادی پژوهش بر اساس رابطه (۱۰) طراحی گردید:

$$EM_{BBO_ICA_WCA}^{MLP} = \alpha_1 + (M_Score_{BM}^{Probit} - \alpha_0) + \beta_9 AC_{NonExe_Chair}^{(i,t)} + \beta_{10} AC_{Com}^{(i,t)} + \beta_{11} AC_{Ind}^{(i,t)} + \beta_{12} AC_{Size}^{(i,t)} + \beta_{13} AC_{Fin_Com}^{(i,t)} + \beta_{14} AC_{Chair_Ten}^{(i,t)} + \beta_{15} IndAud_{Ten}^{(i,t)} + \beta_{17} BOD_{Size}^{(i,t)} + \beta_{18} BOD_{NonExe_Majority}^{(i,t)} + \beta_{19} CEO_{Duality}^{(i,t)} + \beta_{20} CEO_{Outsider}^{(i,t)} + \beta_{21} CEO_{Ten}^{(i,t)} + \beta_{22} BOD_{Rem}^{(i,t)} + \beta_{23} BOD_{NonExe_SitFee}^{(i,t)} + \beta_{24} Own_{IS}^{(i,t)} + \beta_{25} Own_{Con}^{(i,t)} \quad \text{رابطه (۱۰)}$$

این مدل شامل ۲۵ متغیر است که هشت متغیر آن مربوط به مدل بنیش (۱۹۹۹) به شرح جدول (۱) و مابقی متغیرهای نظام راهبری شرکتی به شرح جدول (۲) است. به پاسخ خیر سؤالات جدول عدد ۱ و به پاسخ بله عدد صفر اختصاص می‌یابد.

جدول (۲): الزامات نظام راهبری شرکتی

الزامات ساختار کمیته حسابرسی	
آیا رئیس کمیته حسابرسی عضو غیرموظف هیئت مدیره شرکت است؟	۱- رئیس کمیته حسابرس غیرموظف ($AC_{NonExe_Chair}^1$)
آیا ترکیب اعضای غیرموظف کمیته حسابرسی شرکت بزرگتر از میانگین AC_{Com} واحدهای تحلیل است؟	۲- ترکیب کمیته حسابرس (AC_{Com}^2)

¹- Audit Committee Chair as Non.Executive Director

²- Audit Committee Composition

آیا ترکیب اعضای مستقل کمیته حسابرسی شرکت بزرگ تر از میانگین AC_{Ind} واحدهای تحلیل است؟	۳- استقلال کمیته حسابرس (AC_{Ind}^1)
آیا اندازه کمیته حسابرسی AC_{Size} واحدهای تحلیل است؟	۴- اندازه کمیته حسابرسی (AC_{Size}^2)
آیا ترکیب اعضای مالی کمیته حسابرسی شرکت بزرگ تر از میانگین AC_{Fin_Com} واحدهای تحلیل است؟	۵- ترکیب اعضای مالی کمیته حسابرسی ($AC_{Fin_Com}^3$)
آیا تصمیم هیئت مدیره شرکت بر انتصاب رئیس جدید کمیته حسابرسی است؟	۶- گردش رئیس کمیته حسابرسی ($AC_{Chair_Ten}^4$)
الزامات بازرسی قانونی و حسابرس مستقل	
آیا تصمیم مجمع عمومی عادی سالیانه بر ابقاء حسابرس مستقل سابق است؟	۷- گردش بازرسی قانونی و حسابرس مستقل ($IndAud_{Ten}^5$)
الزامات ساختار هیئت مدیره	
آیا نسبت اعضای غیرموظف هیئت مدیره شرکت بزرگ تر از میانگین BOD_{Com} واحدهای تحلیل است؟	۸- ترکیب هیئت مدیره (BOD_{Com}^6)
آیا اندازه هیئت مدیره شرکت بزرگ تر از میانگین BOD_{Size} واحدهای تحلیل است؟	۹- اندازه هیئت مدیره (BOD_{Size}^7)
آیا اکثریت اعضای هیئت مدیره شرکت عضو غیرموظف هستند؟	۱۰- اکثریت غیرموظف هیئت مدیره ($BOD_{NonExe_Majority}^8$)
آیا جایگاه مدیرعامل و رئیس هیئت مدیره شرکت تفکیک شده است؟	۱۱- دوگانگی نقش مدیرعامل ($CEO_{Duality}^9$)
آیا مدیرعامل شرکت خارج از هیئت مدیره شرکت انتخاب شده است؟	۱۲- عضویت مدیرعامل در هیئت مدیره ($CEO_{Outsider}^{10}$)
آیا تصمیم هیئت مدیره شرکت بر انتصاب مدیرعامل جدید است؟	۱۳- دوره تصدی مدیرعامل در هیئت مدیره (CEO_{Ten}^{11})

1- Independence of The Audit Committee

2- Independence of The Audit Committee

3- Financial Members Composition of Audit Committee

4- Tenure of The Audit Committee Chairman

5- Independent Auditor Tenure

6- BOD Composition

7- BOD Size

8- None.Executive Majority of BOD

9- CEO Duality

10- CEO Outside of Directorship

11- CEO Tenure

۱۴- پاداش هیئت‌مدیره (BOD_{Rem}^1)	آیا پاداش هیئت‌مدیره شرکت بزرگ‌تر از میانگین BOD_{Rem} واحدهای تحلیل است؟
۱۵- حق حضور هیئت‌مدیره غیرموظف	آیا حق حضور هیئت‌مدیره غیرموظف شرکت بزرگ‌تر از میانگین $BOD_{NonExe_SitFee}^2$ واحدهای تحلیل است؟
الزامات ساختار مالکیت شرکتی	
۱۶- مالکیت سهامداران نهادی 3	آیا میزان درصد مالکیت سهامداران نهادی بزرگ‌تر از میانگین $OwnIS$ کل شرکت‌های نمونه است؟
۱۷- تمرکز مالکیت شرکتی	آیا میزان تمرکز مالکیت شرکت بزرگ‌تر از میانگین $OwnCon$ کل شرکت‌های نمونه است؟

ترکیب شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های مبتنی بر کیهان‌شناسی

در این پژوهش برای آموزش شبکه و تعیین بهترین وزن، از الگوریتم‌های کیهان‌شناسی بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان، مه‌بانگ-مهرمب و بهینه‌سازی مبتنی بر سیاه‌چاله طبق جدول (۳) استفاده می‌شود.

جدول (۳): معرفی الگوریتم‌های مبتنی بر کیهان‌شناسی

نام الگوریتم: الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشانی (GSO) سال انتشار: ۲۰۱۶ الهام گرفته شده از: حرکت ستاره‌ها، کهکشان‌ها و ابر خوشه‌های کهکشان‌ها تحت تأثیر گرانش
بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشانی (GSO) با الهام از حرکت ستارگان، کهکشان‌ها و ابر خوشه‌های ^۶ کهکشان تحت تأثیر گرانش چرخه‌های مختلفی از مراحل اکتشاف و بهره‌برداری را برای ایجاد یک تبادل بهینه بین کاوش از راه‌حل‌های جدید و بهره‌برداری از راه‌حل‌های موجود را به کار می‌گیرد (Britannica, 2010). ستارگان به‌طور یکنواخت در کیهان توزیع نمی‌شوند بلکه به‌صورت کهکشانی جمع می‌شوند. کهکشان‌های مجزا در مقیاس بزرگ به‌عنوان توده‌های نقطه‌ای ^۷ ظاهر می‌شوند. پدیده جذب ستارگان درون کهکشان به توده‌های عظیم و کهکشان‌ها به سایر توده‌های بزرگ در الگوریتم GSO به شرح مراحل زیر تقلید می‌شود:
ابتدا افراد در هر زیرمجموعه با توجه به الگوریتم PSO به راه‌حل‌های بهتر در زیر جمعیت جذب می‌شوند. در مرحله دوم هر زیر جمعیت با بهترین راه‌حل موجود جذب شده و به‌عنوان یک ابر جرم ^۸ رفتار می‌کند. فرد در ابر جرم به‌عنوان بهترین

¹- BOD Remunation

²- Non_Executive Members of BOD Sitting Fee

³- Ownership Percentage of Institutional Shareholders

⁴- Ownership Concentration

⁵- Galactic Swarm Optimization

⁶- Superclusters

⁷- Point Masses

⁸- Superswarm

راه حل های یافت شده توسط هر زیر جمعیت نیز مطابق الگوریتم PSO حرکت می کند. در مقیاس بزرگتر کهکشانها هر کدام به صورت توده های نقطه ای ظاهر می شوند و می توانند به کهکشان های مجاور پیوسته و ابر خوشه های کهکشانها را تشکیل دهند. در الگوریتم GSO یک کهکشان از ستارگان مشابه زیر ازدحام^۱ و یک دسته از کهکشانها مشابه با ابر جرم است. یک خوشه از کهکشانها با مرکز جرم یا توده (CM)^۲ کهکشانها شناسایی می شود. به طور مشابه هر فرد در ابر جرم بهترین راه حل جهانی از زیر جرم های فردی را نشان می دهد. توده های ستاره ای در کهکشان نیرویی را تجربه می کنند که با شیب منفی انرژی پتانسیل گرانشی تعیین می گردد؛ بنابراین، توده های ستاره ای در جهت بزرگترین کاهش در انرژی پتانسیل گرانشی کشش می یابند، که منجر به رفتار بهینه سازی می شود. طبق اصل اقدام حداقل همیلتون حرکت یک سیستم توده ای همیشه به گونه ای انجام می شود تا انتگرال زمانی تابع لاگرانژی را به حداقل یا حداکثر برساند. سیارات منحصرأ به سمت جرم ترین جرم همسایه همانند خورشید جذب می شوند. در الگوریتم GSO این کار با حرکت ذرات به طور تصادفی به سمت راه حل های بهتر انجام می شود. همچنین دو نوع حرکت در ارتباط با کهکشانها وجود دارد: اول حرکت انبوه افراد درون کهکشانها و دیگری حرکت مرکز جرم (CM) کهکشانها. در الگوریتم GSO این امر با به روزرسانی همه زیر جرمها در سطح ۱ و سپس به روزرسانی ابر جرمها در سطح ۲ انجام می شود. حرکت ابر جرمها مشابه حرکت مرکز توده های کهکشانها است، زیرا مرکز توده یک نقطه فیزیکی نیست بلکه یک میانگین ریاضی تعریف شده دقیقاً مانند اعضای ابر جرمها است (Muthiah-Nakarajan & Noel, 2016).

نام الگوریتم: الگوریتم مهبانگ و مهرمب (BB-BC) سال انتشار: ۲۰۱۹ الهام گرفته شده از: نظریه تولد زمان و تکنیکی گرانشی

الگوریتم مهبانگ-مهرمب از تئوری تکاملی غالب برای منشأ جهان یعنی نظریه بیگ بنگ برگرفته شده است. طبق این نظریه، در مرحله مهبانگ، ذرات با از دست دادن انرژی به سمت بی نظمی کشیده می شوند، در حالی که در مرحله مهرمب، آنها به سمت خاصی همگرا می شوند. بعد از هر مرحله مهبانگ (انفجار بزرگ)، یک مرحله مهرمب (بحران بزرگ) باید انجام شود. هر ذره را می توان به عنوان یک فرد از جمعیت در الگوریتم یا راه حل منتخب در نظر گرفت. تعداد معینی از ذرات به صورت تکراری در فضای جستجو به عنوان مرحله مهبانگ با اندازه های گام بر اساس اپراتورهای همگرایی در مرحله مهرمب با هدف همگرایی در اطراف بهینه جهانی مسئله به روزرسانی می شود. الگوریتم (BB-BC) با مجموعه ای از راه حل های اولیه تصادفی ایجاد شده در فضای جستجو آغاز می شود. هر حلقه از الگوریتم از دو مرحله تشکیل شده است: مرحله اول مهرمب که با یک اپراتور همگرا تشکیل می شود و مرحله دوم فاز مهبانگ است که در آن ذرات در فضای جستجو با اندازه گام در مجاورت اپراتور همگرا که در مرحله اول تولید شده به روزرسانی می شوند. (np) تعداد معینی ذرات به عنوان جمعیت یا ماتریس راه حل های منتخب (P)، (PFit) بردار تابع هدف جریمه مربوط، (bestP) بهترین ذره مشاهده شده در هر تکرار با کمترین مقدار تابع هدف جریمه است (Kaveh & Bakhshpoori, 2019). عملگر همگرایی را می توان بر اساس مرحله مهرمب به عنوان میانگین وزنی موقعیت های راه حل منتخب که به عنوان مرکز ازدحام (CM) شناخته می شود، تعریف کرد. برای مسائل کمینه سازی، CM به صورت زیر فرموله شده است:

¹- Subswarm

²- Centre of Mass

$$CM(i) = \sum_{j=1}^{np} (P(j,i)/(PFit(j))) / \sum_{j=1}^{np} (1/(PFit(j))), i = 1, \dots, nv$$

مرحله مه‌بانگ اکنون می‌تواند رخ دهد. در BB-BC اصلی ذرات به‌سادگی با توجه به مرکز جرم قبلاً تعیین شده (CM) یا موقعیت بهترین ذره (bestP) با جابجایی با کسری تصادفی از اندازه گام مجاز تعریف شده توسط حد بالا (Ub) و پایین (Lb) متغیرها به‌روزرسانی می‌شوند (Erol & Eksin, 2006).

$$newP = (CM \text{ or } bestP) + rand \times (Ub - Lb) / nITs$$

که در آن rand یک عدد تصادفی با تابع توزیع یکنواخت در بازه (۰,۱) است. اندازه گام نیز با تقسیم بر تعداد تکرارهای الگوریتم یا تعداد مراحل مه‌بانگ (NITs) برای ایجاد دامنه جستجوی مؤثر در مورد بهینه جهانی یا مرکز جرم جهانی باهدف محدود کردن جستجو با پیشرفت الگوریتم محاسبه می‌شود. این الگوریتم دارای دو پارامتر است: تعداد جمعیت الگوریتم و حداکثر تعداد تکرار الگوریتم به‌عنوان معیار توقف. این دو مرحله متضاد مه‌بانگ و مه‌رمب در چارچوب حلقوی الگوریتم به ترتیب پشت سر هم تکرار می‌شوند تا معیار توقف باهدف سوق ذرات به سمت بهینه جهانی برآورده شوند. با در نظر گرفتن یک پارامتر برای محدود کردن اندازه فضای جستجو (α) و تعریف پارامتر (β) برای در نظر گرفتن هر دو CM و bestP به‌عنوان عملگرهای همگرایی، فرمول جدید به‌صورت زیر پیشنهاد شده است:

$$newP(i) = (\beta \times CM + (1 - \beta) \times bestP) + (rand \times \alpha \times (Ub - Lb)) / nITs \quad i = 1, \dots, nP$$

نام الگوریتم: الگوریتم بهینه‌سازی مبتنی بر سیاه‌چاله (BH-BO) **سال انتشار:** ۲۰۱۶ **الهام گرفته‌شده از:** پدیده سیاه‌چاله

الگوریتم BH-BO یک روش مبتنی بر جمعیت است که از طریق مکانیسم مکانیکی الهام گرفته از پدیده سیاه‌چاله، باعث ایجاد تکامل جمعیت ایجادشده به سمت راه‌حل بهینه می‌گردد. مراحل اصلی این الگوریتم در بخش‌های زیر شرح داده شده است (Bouhekara, 2013):

متغیرهایی که بهینه‌سازی می‌شوند، دامنه‌های مختلفی از تغییر را دارند برای نرمال‌سازی همه دامنه‌ها بین ۰ و ۱ قوی‌ترین روش برای تغییر متغیرها، صرف‌نظر از دامنه اصلی آن‌ها، بایان زیر ارائه می‌شود:

$$Variable_i^{normalized} = \frac{Variable_i - Lb}{Ub - Lb}$$

هدف از مرحله نرمال‌سازی مرزها، بهبود سرعت همگرایی الگوریتم است؛ در BH-BO جمعیت ایجادشده به‌طور تصادفی از راه‌حل‌های منتخب که ستاره نامیده می‌شوند، در فضای جستجوی مسئله n بعدی قرار می‌گیرند که هر بعد توسط یک محدوده بالایی و پائینی محدود می‌شود. پس از آن، تابع هدف یا برازش هر ستاره ارزیابی می‌شود و بهترین ستاره که دارای بهترین مقدار برازش است، به‌عنوان سیاه‌چاله X_{BH} تعیین می‌شود. سیاه‌چاله توانایی جذب ستاره‌های اطراف آن را دارد. به‌محض اینکه ستاره‌ها به‌صورت تصادفی ایجاد شدند و سیاه‌چاله تعیین شد، ستاره‌های سیاه‌چاله شروع به جذب ستاره‌های

اطراف خود می‌کنند؛ بنابراین، همه ستاره‌ها به سمت سیاهچاله حرکت می‌کنند و جذب ستاره‌ها توسط سیاهچاله با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌گردد (Hatamlou, 2013):

$$x^i = x^i + rand \times (x_{BH} - x^i), i \neq best$$

سیاهچاله حرکت نمی‌کند، زیرا دارای بهترین مقدار برازش است، بلکه تمام ذرات دیگر را به خود جلب می‌کند. هنگام حرکت به سمت سیاهچاله، یک ستاره ممکن است با هزینه کمتری (با بهترین مقدار برازش) از سیاهچاله به مکان برسد؛ بنابراین، سیاهچاله با انتخاب این ستاره به‌روزرسانی می‌شود. سیاهچاله‌ها آنقدر متراکم هستند که حتی نور نیز نمی‌تواند از گرانش آن‌ها فرار کند؛ بنابراین، هیچ اطلاعاتی را نمی‌توان از این منطقه دریافت. مرز کره‌ای شکل سیاهچاله در فضا به‌عنوان افق رویداد شناخته می‌شود. شعاع شوارتزیلد را می‌توان با استفاده از رابطه زیر محاسبه کرد (Hatamlou, 2013):

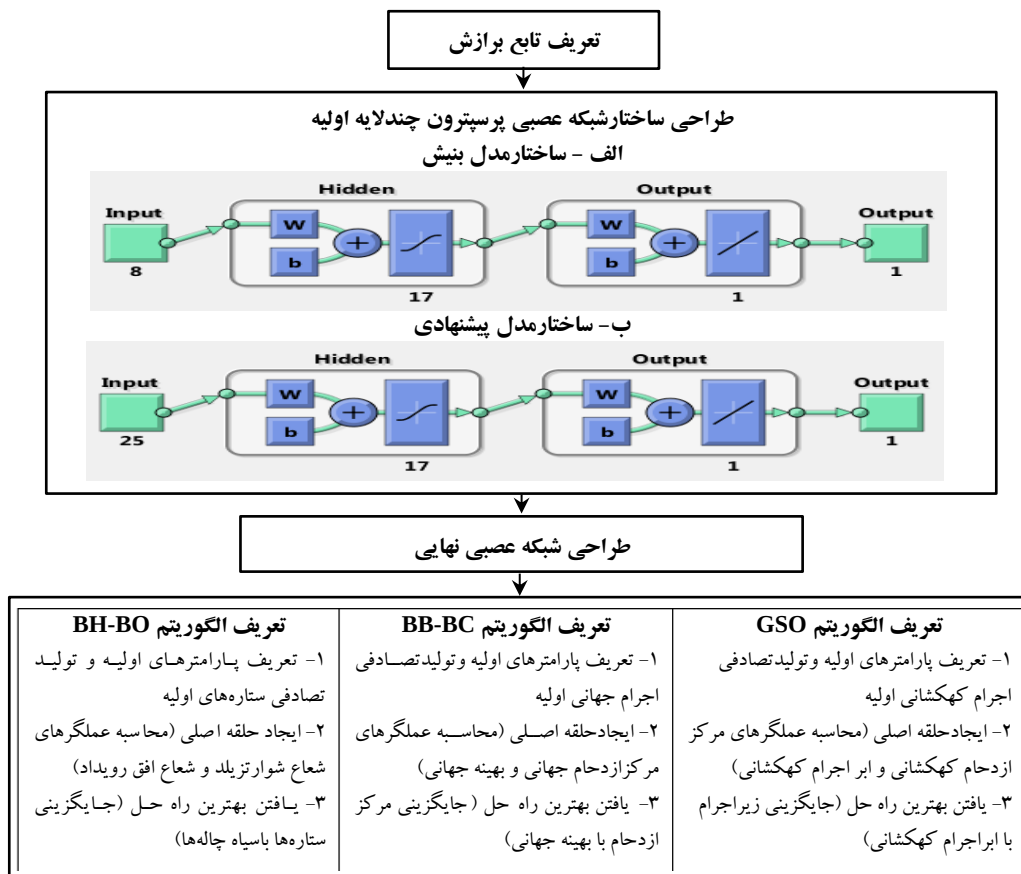
$$R = \frac{2GM}{C^2}$$

که G ثابت گرانش، M جرم سیاهچاله و C سرعت سیر نور است. اگر ستاره‌ای از افق رویداد سیاهچاله عبور کند، توسط سیاهچاله مکیده می‌شود. به عبارت دیگر اگر فاصله بین ستاره و سیاهچاله کمتر از شعاع شوارتزیلد باشد، این ستاره می‌میرد. به‌منظور ثابت نگه‌داشتن تعداد ستاره‌های منتخب، ستاره جدیدی متولد می‌شود و به‌طور تصادفی در فضای جستجو توزیع می‌شود. شعاع افق رویداد در این الگوریتم با استفاده از معادله زیر محاسبه می‌شود (Hatamlou, 2013):

$$R = \frac{f_{BH}}{\sum_{i=1}^N f_i}$$

که در آن f_{BH} مقدار برازش سیاهچاله و f_i مقدار برازش ستاره‌ام و N تعداد ستاره است. مراحل سوم تا پنجم تا رسیدن به معیار پایانی تکرار می‌شوند. معیار خاتمه می‌تواند حداکثر تعداد تکرار یا مقدار تکرار بدون جایگزینی سیاهچاله فعلی باشد. به عبارت دیگر، اگر سیاهچاله فعلی برای تعداد مشخصی تکرار تغییر نکند، ممکن است الگوریتم متوقف شود. در این مطالعه از حداکثر تعداد تکرار به‌عنوان معیار توقف استفاده می‌شود.

فرآیند بهینه‌سازی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه با استفاده از الگوریتم‌های کیهان‌شناسی به‌صورت خلاصه در نگاره (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱: بهینه‌سازی شبکه عصبی توسط الگوریتم‌های مبتنی بر کیهان‌شناسی

در این پژوهش تعداد گره‌های مناسب لایه‌های پنهان با روش آزمون و خطا ۱۷ در نظر گرفته شد. در مدل بنیش از ساختار ۸-۱۷-۱-۱ و در مدل پیشنهادی پژوهش از ساختار ۲۵-۱۷-۱-۱ برای حل مسئله استفاده شد. ۷۰ درصد از داده‌ها به عنوان داده‌های آموزشی و ۱۵ درصد به عنوان داده‌های اعتبارسنجی و مابقی آن به عنوان داده‌های تست و آزمایش لحاظ گردید. پس از نرمال‌سازی داده‌ها به روش ماکس-مین در بازه [۰،۱]، تعریف تابع برازش و طراحی ساختار شبکه عصبی اولیه، مقادیر پارامترهای شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم‌های مبتنی بر کیهان‌شناسی مطابق جدول (۴) تنظیم گردید:

جدول (۴): پارامترهای مسئله

پارامترهای شبکه عصبی مصنوعی			
تعداد متغیرهای ورودی مدل بنیش	۸	تعداد گره‌های شبکه در مدل پیشنهادی	۴۶۰
تعداد متغیرهای ورودی مدل پیشنهادی	۲۵	نسبت داده‌های آموزش	۷۰ درصد
تعداد متغیرهای خروجی	۱	نسبت داده‌های اعتبارسنجی	۱۵ درصد
تعداد لایه‌های شبکه	۱۷	نسبت داده‌های تست	۱۵ درصد
تعداد گره‌های شبکه در مدل بنیش	۱۷۱	لبه پائین و بالای انرژی تاریکی	$1 \pm$
پارامترهای اصلی الگوریتم‌های مبتنی بر کیهان‌شناسی			
الگوریتم ازدحام کهکشان	الگوریتم مه‌بانگ - مه‌رمب	الگوریتم بهینه‌سازی سیاه‌چاله	
تعداد کهکشان	۱	انبساط شتابدار اولیه انرژی تاریک ^۱	۱
تعداد اجرام	۵۰	مرکز اجرام (بهترین ذره)	۰/۲
آسمانی	تعداد اجرام جهانی	۵۰	تعداد ستاره‌ها
نرخ شتاب انبساط	۲/۰۵	طول انبساط مه‌بانگ - مدل بنیش	۱۷۱
کهکشان	طول انبساط مه‌بانگ - مدل پیشنهادی	۴۶۰	تعداد سیاه‌چاله‌ها
	تعداد مراحل مه - بانگ	۳۹۰۰۰	۲۵

در نهایت پس از یافتن بهترین راه حل مسئله توسط الگوریتم‌های مورد نظر، بهترین جواب به عنوان بهترین وزن و بایاس در شبکه عصبی پرسپترون چندلایه نهایی وارد شده و شبکه عصبی نهایی طراحی گردید.

۴. یافته‌های پژوهش

جهت شناسایی شرکت‌های مدیریت کننده سود از گزارش‌های حسابرسی و بندهای شرط گزارش حسابرسی مربوط به مدیریت سود استفاده گردید و به شرکت‌های مدیریت کننده سود عدد ۱ و شرکت‌های عدم مدیریت کننده سود عدد صفر تخصیص یافت. در این راستا از ۵۶۷ داده سال-شرکت تعداد ۲۹۴ داده سال-شرکت در سطح پایین مدیریت کننده سود و ۲۷۳ داده سال-شرکت در سطح بالای مدیریت کننده سود قرار گرفتند. آماره‌های توصیفی کلیه متغیرهای پژوهش به تفکیک سطوح مدیریت سود در جدول (۵) ارائه شده است. به باور بنیش (۱۹۹۹) بزرگ بودن هر یک از شاخص‌ها، بیان کننده احتمال افزایش دست کاری سود است. میانگین توصیفی شاخص‌های روزهای فروش نسبه، رشد فروش، هزینه استهلاک، هزینه‌های عمومی، اداری و فروش و اهرم مالی نشان می‌دهد که این شاخص‌ها در سطح بالای دست کاری

¹ - محدوده فضای جستجوی اولیه

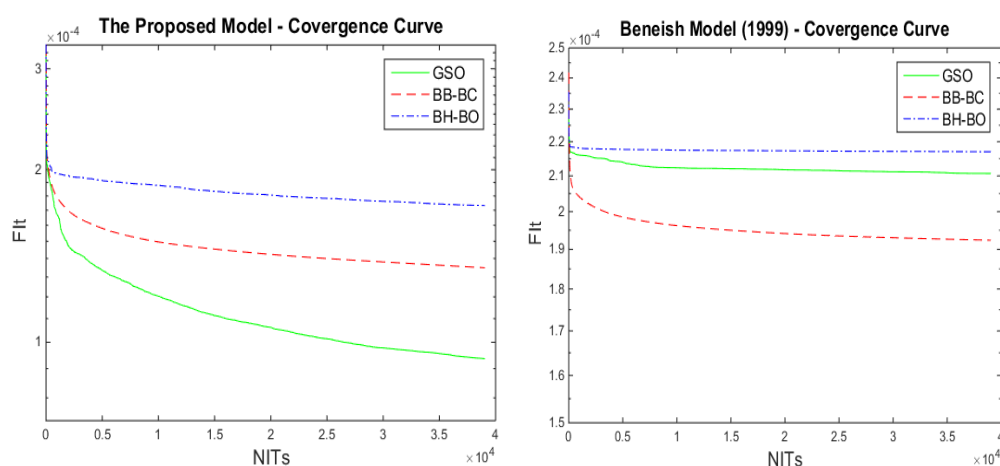
سود بیشتر است. برخلاف باور بنیش (۱۹۹۹) سایر شاخص‌ها در سطح بالای دست‌کاری سود نسبت به سطح پائین دست‌کاری سود، کمتر است. همچنین از بین متغیرهای نظام راهبری رئیس کمیته حسابرس غیرموظف، استقلال کمیته حسابرسی، ترکیب اعضای مالی کمیته حسابرسی، گردش بازرس قانونی و حسابرس مستقل، اندازه هیئت‌مدیره، اکثریت غیرموظف هیئت‌مدیره، دوگانگی نقش مدیرعامل و رئیس هیئت‌مدیره، عضویت مدیرعامل در هیئت‌مدیره، پاداش هیئت‌مدیره، مالکیت سهامداران نهادی و تمرکز مالکیت شرکتی در سطح بالای دست‌کاری سود بیشتر و سایر متغیرها در سطح بالای دست‌کاری سود نسبت به سطح پائین دست‌کاری سود، کمتر است.

جدول (۵): آمار توصیفی متغیرهای مدل بر حسب سطوح مدیریت سود

سطح پائین مدیریت سود (۲۹۴ سال-شرکت)				سطح بالای مدیریت سود (۲۷۳ سال-شرکت)				متغیرهای پژوهش
کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار	
۰/۰۲۶	۱۷/۷	۱/۴۹	۱/۷۷	۰/۰۴۴۱	۱۸/۴	۱/۵	۲/۰۴	روزهای فروش نسبه
-۱۰/۸	۱۲/۴	۱/۰۷	۱/۱۱	-۱۲/۸۳	۱۰/۷۲	۰/۹۷	۱/۲۱	حاشیه سود ناخالص
۰/۰۰۱	۱۱/۰۴	۱/۱۵	۱/۱۵	۰/۰۶	۸/۹۴	۱/۱۰	۰/۷۸	کیفیت دارائی
۰/۲۰	۳/۴۷	۱/۲۱	۰/۳۵	۰/۰۴	۲۰/۲۵	۱/۲۸	۱/۲۹	رشد فروش
۰/۰۱	۷/۹۸	۱/۱۱	۰/۷۷	۰/۱۴	۱۴/۸۱	۱/۲۷	۱/۲۷	هزینه استهلاک
۰/۲۰	۷/۰۸	۱/۱۲	۰/۵۹	۰/۱۲	۴/۴۱	۱/۱۴	۰/۵۰	هزینه‌های عمومی اداری فروش
-۰/۲۸	۰/۷۸	۰/۰۴	۰/۱۳	-۰/۴۰	۰/۳۰	۰/۰۱	۰/۱۱	مجموع اقلام تعهدی به دارائی‌ها
۰/۰۵	۴/۲۴	۱/۰۱	۰/۲۹	۰/۲۵	۹/۵۹	۱/۰۳	۰/۵۵	اهرم مالی
۰	۱	۰/۰۶۱	۰/۲۳	۰	۱	۰/۰۶۲	۰/۲۴	رئیس کمیته حسابرس غیرموظف
۰	۱	۰/۸۷	۰/۳۳	۰	۱	۰/۸۶	۰/۳۴	ترکیب کمیته حسابرسی
۰	۱	۰/۷۵	۰/۴۳	۰	۱	۰/۷۸	۰/۴۱	استقلال کمیته حسابرسی
۰	۱	۰/۸۹	۰/۳۰	۰	۱	۰/۸۵	۰/۳۴	اندازه کمیته حسابرسی
۰	۱	۰/۲۲	۰/۴۱	۰	۱	۰/۳۳	۰/۴۶	ترکیب اعضای مالی کمیته حسابرسی
۰	۱	۰/۵۹	۰/۴۹	۰	۱	۰/۵۶	۰/۴۹	گردش رئیس کمیته حسابرسی
۰	۱	۰/۷۹	۰/۴۰	۰	۱	۰/۸۲	۰/۳۸	گردش بازرس و حسابرس مستقل
۰	۱	۰/۴۹	۰/۴۹	۰	۱	۰/۴۷	۰/۴۹	ترکیب هیئت‌مدیره
۰	۱	۰/۹۴	۰/۲۳	۰	۱	۰/۹۵	۰/۲۲	اندازه هیئت‌مدیره
۰	۱	۰/۱۱	۰/۳۰	۰	۱	۰/۱۳	۰/۳۳	اکثریت غیرموظف هیئت‌مدیره

۰/۱۶	۰/۰۳	۱	۰	۰/۱۱	۰/۰۱	۱	۰	تفکیک نقش مدیرعامل و رئیس هیئت مدیره
۰/۳۳	۰/۸۷	۱	۰	۰/۳۷	۰/۸۳	۱	۰	عضویت مدیرعامل در هیئت مدیره
۰/۴۸	۰/۶۲	۱	۰	۰/۴۶	۰/۶۸	۱	۰	دوره تصدی مدیرعامل
۰/۴۷	۰/۶۶	۱	۰	۰/۴۹	۰/۵۹	۱	۰	پاداش هیئت مدیره
۰/۴۹	۰/۵۶	۱	۰	۰/۴۶	۰/۶۷	۱	۰	حق حضور اعضای غیرموظف هیئت مدیره
۰/۴۹	۰/۴۵	۱	۰	۰/۴۷	۰/۳۴	۱	۰	مالکیت سهامداران نهادی
۰/۴۹	۰/۶	۱	۰	۰/۴۹	۰/۵۲	۱	۰	تمرکز مالکیت شرکتی

نگاره (۲) همگرایی خطای آزمون مدل‌های پژوهش را با روش‌های ترکیبی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان، مه‌بانگ-مهرمب و بهینه‌سازی مبتنی بر سیاه‌چاله نشان می‌دهد. همان‌طور که مشاهده می‌شود همگرایی خطای آموزش در مدل پیشنهادی پژوهش در محدوده پایین‌تری قرار دارد. همچنین میزان کاهش خطای آموزش شبکه عصبی با الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان در مقایسه با دو الگوریتم دیگر بیشتر است.



شکل ۲: همگرایی MSE مدل بنیش (راست) و مدل پیشنهادی پژوهش (چپ)

معیارهای خطای آزمون مدل‌های پژوهش به صورت مقایسه‌ای در جدول (۶) گزارش شده است. این جدول با توجه به معیار خطای آموزش رتبه‌بندی شده است و نتایج نشان می‌دهد که بهترین خطای آموزش

شبکه عصبی مربوط به مدل پیشنهادی و الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان با رتبه ۱ به میزان ۰۵-۹/۰۳۴ است.

جدول (۶): معیارهای خطای آزمون مدل‌های پژوهش

رتبه	خطای تست	خطای اعتبارسنجی	خطای آموزش	روش ترکیبی	مدل پژوهش
۱	۹/۱۸e-۰۵	۹/۰۱e-۰۵	۹/۰۳e-۰۵	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشان	مدل پیشنهادی
۲	۱/۱۳e-۰۴	۱/۲۹e-۰۴	۱/۳۴e-۰۴	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ - مهرمب	
۳	۱/۶۹e-۰۴	۱/۶۶e-۰۴	۱/۷۵e-۰۴	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	
۴	۱/۹۹e-۰۴	۱/۷۹e-۰۴	۱/۹۳e-۰۴	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ - مهرمب	مدل بنیش
۵	۲/۱۳e-۰۴	۲/۱۴e-۰۴	۲/۱۷e-۰۴	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشان	
۶	۲/۲۱e-۰۴	۲/۱۳e-۰۴	۲/۱۸e-۰۴	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	

جدول (۷) دقت و خطای کل آزمون مدل‌های پژوهش را به تفکیک سطوح پائین و بالای مدیریت سودنشان می‌دهد. با مراجعه به نتایج جدول می‌توان دریافت که آزمون مدل بنیش با روش‌های ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی در مقایسه با روش رگرسیون پرویت با میزان خطای ۵۶/۵۶ درصد نتایج بهتری ارائه کرده ولی همچنان خطای آزمون بالاست. بهترین مقدار خطای آزمون مدل بنیش با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ - مهرمب در حدود ۳۶/۵۱ درصد است که درصد خطایی بالاست، درحالی‌که بهترین خطای آزمون مدل پیشنهادی با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان ۱۲/۷ درصد است. بهترین دقت کل پیش‌بینی مدل پیشنهادی ۸۷/۳۰ درصد است که مقدار این دقت در سطح پائین مدیریت سود ۸۶/۴۰ درصد و در سطح بالای مدیریت سود ۸۸/۲۸ درصد است.

جدول (۷): میزان دقت و خطای آزمون مدل‌های پژوهش به تفکیک الگوریتم‌ها

		سطح پائین مدیریت سود			سطح بالای مدیریت سود				
مدل بنیش	روش پرویت	M-Score < -۱/۷۸			M-Score > -۱/۷۸			تعداد	دقت کل خطای کل
		خطا	دقت	تعداد	خطا	دقت	تعداد		
		۱۸۹	۱۰۵	۲۹۴	۱۰۹	۱۶۴	۵۶۷	۴۴/۴۷	۵۶/۵۶
	روش	M-Score < ۰/۴۰۱۷			M-Score > ۰/۴۰۱۷				
		خطا	دقت	تعداد	خطا	دقت	تعداد		

ازدحام ذرات کهکشان	۲۹۴	۱۵۸	۱۳۶	۲۷۳	۱۷۷	۹۶	۵۶۷	۵۹/۰۸	۴۰/۹۲
روش مهبانگ - مهرمب	M-Score<۰/۴۰۱۴			M-Score>۰/۴۰۱۴			تعداد	دقت کل	خطای کل
	تعداد	دقت	خطا	تعداد	دقت	خطا			
	۲۹۴	۱۷۶	۱۱۸	۲۷۳	۱۸۴	۸۹			
روش سیاه چاله	M-Score<۰/۴۰۲۷			M-Score>۰/۴۰۲۷			تعداد	دقت کل	خطای کل
	تعداد	دقت	خطا	تعداد	دقت	خطا			
	۲۹۴	۱۸۰	۱۱۴	۲۷۳	۱۴۶	۱۲۷			
روش ازدحام ذرات کهکشان	M-Score<۰/۴۰۲۳			M-Score>۰/۴۰۲۳			تعداد	دقت کل	خطای کل
	تعداد	دقت	خطا	تعداد	دقت	خطا			
	۲۹۴	۲۵۴	۴۰	۲۷۳	۲۴۱	۳۳			
مدل پیشنهادی روش مهبانگ-مهرمب	M-Score<۰/۴۰۱۹			M-Score>۰/۴۰۱۹			تعداد	دقت کل	خطای کل
	تعداد	دقت	خطا	تعداد	دقت	خطا			
	۲۹۴	۲۳۱	۶۳	۲۷۳	۲۲۱	۵۲			
روش سیاه چاله	M-Score<۰/۴۰۲۶			M-Score>۰/۴۰۲۶			تعداد	دقت کل	خطای کل
	تعداد	دقت	خطا	تعداد	دقت	خطا			
	۲۹۴	۲۲۵	۶۹	۲۷۳	۱۹۶	۷۷			

جدول (۸) نتایج نهایی حاصل از آزمون تحلیل منحنی راک^۱ را نشان می‌دهد. مقدار عددی سطح زیر منحنی راک^۲ یا AUC نشان می‌دهد که قدرت تشخیص مدل بنیش در محدوده رد آزمون ۷۴/۵۵-۰/۰ و قدرت تشخیص مدل پیشنهادی در محدوده پذیرش آزمون ۹۷/۷۵-۰/۰ قرار گرفته است. افزایش سطح زیر منحنی راک دلالت بر افزایش قدرت کشف و شناسایی شرکت‌های مدیریت کننده سود در مدل پیشنهادی دارد. سطح زیر منحنی راک در مقابل حساسیت و ویژگی مدل‌های پژوهش در نگاره (۳) به تفکیک مدل‌های پژوهش ترسیم شده است. این نگاره افزایش سطح زیر منحنی راک، حساسیت و ویژگی مدل پیشنهادی در مقایسه با مدل بنیش (۱۹۹۹) را نشان می‌دهد. همچنین در مدل پیشنهادی سطح زیر منحنی مربوط به دو الگوریتم سیاه چاله و مهبانگ-مهرمب، توسط الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی پوشیده شده است. همچنین الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی در مقایسه با دو الگوریتم دیگر هم از لحاظ حساسیت (۰/۸۷۹) و ویژگی (۰/۸۶۷) و هم از لحاظ AUC دارای بیشترین مقدار ممکن (۰/۹۴۵) است. بهترین نقطه

^۱ -Receiver Operating Characteristics

^۲ - Area Under The ROC Curve

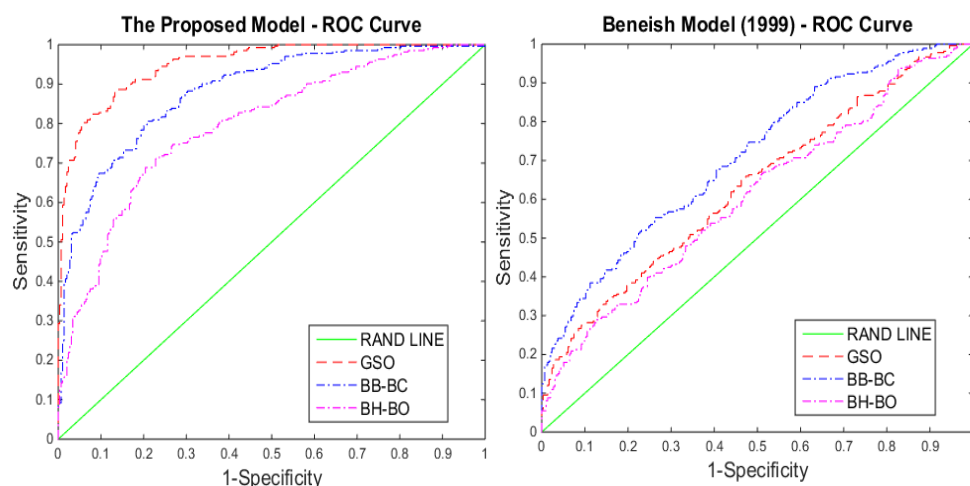
انقطاع و بهترین صحت در مدل بنیش (۱۹۹۹) با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ-مه‌رمب به ترتیب ۰/۴۰۱۴، ۶۳/۴۹ درصد و در مدل پیشنهادی پژوهش با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی به ترتیب ۰/۴۰۲۳ و ۸۷/۳۰ درصد برآورد شده است.

جدول (۸): تحلیل منحنی راک و صحت مدل‌های پژوهش

مدل‌ها	تحلیل منحنی راک				
	روش ترکیبی	نقطه انقطاع	AUC	انحراف معیار	فاصله اطمینان
مدل بنیش	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی	۰/۴۰۱۷	۰/۶۰۱۸	۰/۰۲۳۵	۰/۵۷-۰/۶۶
	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ-مه‌رمب	۰/۴۰۱۴	۰/۶۹۲	۰/۰۲۲۱	۰/۶۵-۰/۷۴
	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	۰/۴۰۲۷	۰/۵۹۱۸	۰/۰۲۳۸	۰/۵۵-۰/۶۴
مدل پیشنهادی	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی	۰/۴۰۲۳	۰/۹۴۵	۰/۰۱	۰/۰-۹۳/۹۷
	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ-مه‌رمب	۰/۴۰۱۹	۰/۸۷۲	۰/۰۱۵	۰/۸۴-۰/۹۰
	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	۰/۴۰۲۶	۰/۷۸۷	۰/۰۱۹	۰/۰-۷۵/۸۳

معیارهای اعتبارسنجی					
مدل‌ها	روش	دقت	صحت	حساسیت	ویژگی
مدل بنیش	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی	۰/۵۶۵۵	۰/۵۹۰۸	۰/۶۴۸۴	۰/۵۳۷۴
	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ-مه‌رمب	۰/۶۰۸۶	۰/۶۳۴۹	۰/۶۷۷۷	۰/۵۹۵۲
	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	۰/۵۶۱۱	۰/۵۷۵۰	۰/۵۳۸۵	۰/۶۰۸۸
مدل پیشنهادی	شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشانی	۰/۸۶۰۲	۰/۸۷۳۰	۰/۸۷۹۱	۰/۸۶۷۳
	شبکه عصبی و الگوریتم مه‌بانگ-مه‌رمب	۰/۷۸۰۱	۰/۷۹۷۲	۰/۸۰۵۹	۰/۷۸۹۱
	شبکه عصبی و الگوریتم سیاه‌چاله	۰/۷۴۱۴	۰/۷۴۲۵	۰/۷۱۴۳	۰/۷۶۸۷

^۵ 'Excellent test'، ^۴ 'Good test'، ^۳ 'Fair test'، ^۲ 'poor test'، ^۱ 'Fail test'



شکل ۳: تحلیل راک به تفکیک مدل های پژوهش

در نهایت به منظور تأیید یا رد اینکه آیا نتایج آزمون مدل های پژوهش تفاوت معنی داری دارد یا خیر، آزمون آماری نا پارامتریک ویلکاکسون در سطح معنی داری ۵ درصد انجام شد.

جدول (۹): نتایج حاصل از آماره آزمون ویلکاکسون من ویننی

روش ترکیبی	انحراف معیار	آماره آزمون	سطح معنی دار یک طرفه	سطح معنی دار دو طرفه
شبکه عصبی و الگوریتم ازدحام ذرات کهکشان	۲۰۶۲	۱۲/۳۹	۰/۰۰	۰/۰۰
شبکه عصبی و الگوریتم مهبانگ - مهرمب	۱۸۵۱	۱۸/۲۹	۰/۰۰	۰/۰۰
شبکه عصبی و الگوریتم سیاه چاله	۷۰۵/۳	۴/۲۲	۵e-۱/۱۸	۵e-۲/۳۷

مقدار آماره آزمون آماری نا پارامتریک ویلکاکسون با استفاده از روش تقریب نرمال برآورد شد و نتایج حاصل به تفکیک روش های پژوهش در جدول (۹) گزارش گردید. با توجه به اینکه مقدار آماره آزمون ویلکاکسون بیشتر از مقدار بحرانی $1/64$ و سطح معنی داری کمتر از $0/05$ می باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تفاوت معنی داری بین مدل های پژوهش رد و فرضیه پژوهش تأیید می گردد.

۵. بحث و نتیجه

در این پژوهش سعی بر آن شد تا توانایی مدل‌های پژوهش در کشف شرکت‌های دست‌کاری‌کننده سود با روش‌های ترکیبی شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و الگوریتم‌های کیهان‌شناسی بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان، مه‌بانگ-مهرمب و بهینه‌سازی مبتنی بر سیاه‌چاله بررسی شود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد با توسعه مدل دقت پیش‌بینی با روش ترکیبی شبکه و الگوریتم‌های بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان، مه‌بانگ-مهرمب و بهینه‌سازی مبتنی بر سیاه‌چاله به ترتیب از ۵۹/۰۸، ۶۳/۴۹ و ۵۷/۵۰ درصد به ۸۷/۳۰، ۷۹/۷۲ و ۷۴/۲۵ درصد افزایش پیدا کرده و حاکی از بهبود دقت مدل پیشنهادی نسبت به مدل بنیش (۱۹۹۹) بوده است. همچنین نشان می‌دهد کارایی الگوریتم بهینه‌سازی ازدحام ذرات کهکشان در مدل پیشنهادی با خطای ۱۲/۷ درصد و الگوریتم مه‌بانگ-مهرمب در مدل بنیش با خطای ۳۶/۵۱ درصد در مقایسه با سایر الگوریتم‌های کیهان‌شناسی مورد مطالعه در کشف و شناسایی شرکت‌های دست‌کاری‌کننده سود بهتر است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ادغام متغیرهای نظام راهبری شرکتی به عنوان متغیرهای غیرمالی در مدل بنیش با ایجاد کاهش قابل توجه در خطای پیش‌بینی به میزان ۲۳/۸۱ درصد، در کشف و شناسایی دست‌کاری سود مؤثر واقع گردیده است و قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل بنیش را به صورت معنی‌داری افزایش داده است. نتایج این پژوهش با یافته‌های مطالعات (Kordestani & Tatli, 2016)، (Razali & Arshad, 2014)، (Pour-Ali & Kouchaki Tajani, 2020)، (Asgari Alouj et al., 2020)، (Serrano-Cinca et al., 2018)، (Suryanto & Grima, 2018)، (Kao et al., 2018)، (Repousis, 2016)، (Shakouri et al., 2021)، (Kukreja et al., 2020)، (Asghar et al., 2020)، (Wyrobek, 2020)، (Rahimian & hajiheydari, 2019)، (Beneish, 1999) و (Bilan & Jurickova, 2021) مطابقت ندارد.

نتیجه پژوهش نشان می‌دهد یک مدل کشف مدیریت سود جهانی در جوامع مختلف لزوماً نمی‌تواند از دقت بالایی برخوردار باشد و مدل اصلی بنیش به دلیل نادیده گرفتن مقتضیات نظام راهبری شرکتی در مدیریت سود، دقت به مراتب کمتری دارد نسبت به مدل پیشنهادی که برای نظام راهبری شرکتی بازار سرمایه ایران بومی‌سازی شده است. افزایش دقت پیش‌بینی مدل پیشنهادی این فرضیه را تقویت کرد که تفاوت معنی‌داری بین دو مدل کشف دستکاری سود وجود دارد و با فرض ثابت بودن سایر عوامل مؤثر، راهبری شرکتی می‌تواند کیفیت گزارش‌های مالی را افزایش داده و نهایتاً اقدامات دستکاری سود را کاهش دهد. بنابراین قبل از اجرای مدل‌های کشف مدیریت سود در کشورهای مختلف، باید این مدل‌ها را بر اساس ساختار و ابعاد نظام راهبری شرکتی آن کشور بومی‌سازی نمود.

۶. پیشنهادها و محدودیت های پژوهش

در پژوهش حاضر باتوجه به اینکه سازمان و یا نهادی وجود ندارد که شرکت های دستکاری کننده سود را افشا و گزارش نماید و نیز تنها مرجع مستقل اظهارنظر نسبت به صورت های مالی حسابرسان هستند، شرکت های دست کاری کننده سود از بندهای شرط، بندهای تاکید بر مطلب خاص و بندهای توضیحی حاوی مدیریت سود در گزارش های حسابرسی استخراج گردید. با توجه به اینکه گزارش های حسابرسی بر مبنای رسیدگی نمونه ای صادر می شود، احتمال اینکه موارد مدیریت سود از دید حسابرس پنهان مانده و یا اینکه از برخی موارد مدیریت سود بنا به دلایلی چشم پوشی گردد دور از ذهن نیست. این پژوهش با در نظر گرفتن این محدودیت انجام گرفته است. همچنین بدلیل متداول نبودن سازوکارهای برون سازمانی نظام راهبری شرکتی در بازار سرمایه ایران از جمله بازار کنترل شرکتی، امکان بررسی پویایی همزمان این عوامل در مدلسازی پیش بینی مدیریت سود میسر نگردید و فقط از سازوکارهای درونی استفاده شد. براساس یافته های این پژوهش پیشنهادهای زیر ارائه می گردد:

- ۱- باتوجه به اینکه نتایج آزمون مدل بنیش در بازار سرمایه ایران نشان می دهد که این مدل قدرت پیش بینی مدیریت سود را ندارد و دارای خطای پیش بینی بالایی است، به سهامداران پیشنهاد می شود جهت ارزیابی شرکت ها صرفاً از صورت های مالی و داده های حسابداری به ویژه رقم سود شرکت ها استفاده نمایند.
- ۲- باتوجه به اینکه نتایج آزمون مدل پیشنهادی، قدرت پیش بینی مدیریت سود توسط این مدل در بازار سرمایه ایران را تایید می کند، به سهامداران و سایر استفاده کنندگان از صورت های مالی پیشنهاد می گردد در کنار اتکا به صورت های مالی و داده های حسابداری، سایر گزارشات مالی و داده های غیر حسابداری در رابطه با الزامات راهبری شرکتی را نیز بررسی و تحلیل نمایند.
- ۳- باتوجه به اینکه در این پژوهش متغیرهای راهبری شرکتی، در کشف مدیریت سود تاثیر معنی داری داشته و باتوجه به اینکه اکثریت سهامداران با این مقوله آشنایی کافی ندارند، به نهادهای ناظر و سازمان بورس پیشنهاد می گردد در جهت سهولت و کاربردی تر نمودن استفاده از سایر گزارش های مالی، شکل استاندارد چک لیست موارد نقض اصول راهبری شرکتی را که منجر به مدیریت سود می شود تهیه نمایند و شرکت ها را ملزم نمایند تا به پیوست صورت های مالی، گزارش حسابرسی شده آن را منتشر و افشا نمایند و حسابرسان را نیز ملزم نماید تا هرگونه تخلف و نقض این اصول را

- که منجر به مدیریت سود در شرکت‌ها می‌شود در بندهای شرط و تاکید بر مطلب خاص موارد مدیریت سود، در گزارش‌های حسابرسی افشا نمایند.
- ۴- با توجه به پویایی همزمان اصول نظام راهبری و مدل کشف مدیریت سود مبتنی بر داده‌های حسابداری به حساب‌رسان مستقل پیشنهاد می‌شود علاوه بر افشای موارد مدیریت سود مطابق با نقض اصول پذیرفته شده عمومی (GAAP)، هرگونه موارد نقض اصول نظام راهبری در شرکت‌ها را که منجر به مدیریت سود می‌گردد، نیز در گزارش‌های حسابرسی منتشر و افشا نمایند.
- ۵- به شرکت‌های سرمایه‌گذاری پیشنهاد می‌گردد با استفاده از مدل پژوهش شرکت‌هایی را که اقدام به دستکاری سود نموده‌اند، شناسایی نموده و شرکت‌هایی را برای سرمایه‌گذاری انتخاب نمایند که کیفیت سود آنها بالاست.
- ۶- با توجه به اینکه در پژوهش حاضر مدل‌سازی بر مبنای متغیرهای مداخله‌گر راهبری شرکتی انجام یافته، به محققان آتی علاقمند در زمینه مدیریت سود پیشنهاد می‌شود در راستای مدل‌سازی پیش‌بینی مدیریت سود از متغیرهای راهبردی شامل مدیریت زمان بندی مجامع و رویدادهای بعد از تاریخ ترازنامه که خاص شرایط حاکم بر بازار سرمایه ایران است، بهره گرفته و نتایج حاصل را با مطالعه حاضر مقایسه نمایند.
- ۷- با توجه به افزایش دقت مدل پیشنهادی و بهبود روش پیش‌بینی، پیشنهاد می‌گردد با بهره‌مندی از سایر الگوریتم‌های فرا ابتکاری در جهت کاهش خطای پیش‌بینی به مطالعه مدل‌سازی مدیریت سود پرداخته شود.

References

- Abbaszade, M.; Hesarzade, R.; Jabbari Noghabi, M., & Arefi Asl, S. (2015). A Meta-analysis of corporate governance and earnings management. *Accounting and Auditing Review*, 22(1), 59-84. (in Persian)
- Ahmadpour, A.; Tavakolnia, E., & Masoomi, T. (2015). Investigating the moderating effect of auditor industry specialization on the relationship between board governance and accruals earnings management: Empirical evidence

from companies listed in Tehran. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 4,93-106.(in Persian)

Ansari, A.; Khorshidi A., & Shirzad, A. (2014). The investigation effect of accruals-based earnings management and real earnings management on stock liquidity and firm value. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 3,41-54.(in Persian)

Asgari Alouj, H.; Nikbakht, M.; Karami, G., & Momeni, M. (2020). Development of the Beneish model by combining artificial neural network and particle swarm optimization algorithm for earnings management prediction. *Accounting and Auditing Review*, 26(4), 615-638.(in Persian)

Asghar, A. ; Sajjad, S. ; Shahzad, A. ,& Matemilola, B. T. (2020), "Role of discretionary earning management in corporate governance-value and corporate governance-risk relationships", *Corporate Governance*, 20(4), 561-581.

Bani Mahd, B. ; Moradzadeh Fard, M ,& Morvarid Araqi, Fatemeh (2014). Positive change of earnings per share and share price: functional fixation hypothesis. *Management Accounting*, 7(1), 67-77.(in Persian)

Beneish, M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55(5), 24-36.

Bilan, Y. ,& Jurickova, V. (2021). Detection of earnings management by different models. in *SHS Web of Conferences* , 92, EDP Sciences.

Boucekara, H. R. (2013). Optimal design of electromagnetic devices using a black-hole-based optimization technique. *IEEE transactions on magnetics*, 49(12), 5709-5714.

Britannica, E. (2010). *Encyclopædia Britannica ultimate reference suite*. Chicago: Encyclopædia Britannica.

Erol, O. K., & Eksin, I. (2006). A new optimization method: big bang–big crunch. *Advances in Engineering Software*, 37(2), 106-111.

Ghorbani, B.; Hosseini Ghoncheh, S. J ,& Mohammadilr, Z. (2018). The Impact of disclosure of non-Financial strategic information on profit management. *Financial Accounting and Auditing Research*, 9(35), 23-40.(in Persian)

Hatamlou, A. (2013). Black hole: A new heuristic optimization approach for data clustering. *Information Sciences*, 222,175-184.

Javady Nia, A. (2020). The impact of managerial ability on the relationship between political connections and representation agency costs in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(21), 144-163.(in Persian)

Kao, L.; Chen, A. ,& Lu, C. S. (2018). Ex ante and ex post overvalued equities: The roles of corporate governance and product market competition. *Asia Pacific Management Review*, 23(3), 209-221.

Kaveh, A., & Bakhshpoori, T. (2019). Big bang-big crunch algorithm. In metaheuristics: Outlines, *MATLAB Codes and Examples* , 31-40, Springer, Cham.

Khodabande, A. ,& Rezaie, F. (2019). Managing the impact of information on corporate financial reporting. *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 2(8), 1-14.(in Persian)

Kordestani, G. ,& Tatli, R. (2016). The prediction of earnings manipulation: development of a model. *Accounting and Auditing Review*, 23(1), 73-96.(in Persian)

Kukreja, G.; Gupta, S. M.; Sarea, A. M. ,& Kumaraswamy, S. (2020), Beneish M-score and Altman Z-score as a catalyst for corporate fraud detection, *Journal of Investment Compliance*, 21(4), 231-241.

Moghaddam, A. ,& Ghadrddan, E. (2019). Investigating the factors affecting unmanaged profit by management. *Accounting and Auditing Studies*, 8(31), 59-74.(in Persian)

Muthiah-Nakarajan, V., & Noel, M. M. (2016). Galactic swarm optimization: A new global optimization metaheuristic inspired by galactic motion. *Applied Soft Computing*, 38,771-787.

Nakhaei, H., & Ahmadpour, J. (2020). The effect of the structure of the board of directors and the corporate governance on the performance and unconditional standards of performance of Iranian companies. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(22), 82-101.(in Persian)

Pour-Ali, M R.,& Kouchaki Tajani, M. (2020). Comparing the accuracy of companies' profit manipulation prediction using colonial competition algorithm and genetic algorithm. *The First International Conference on New Challenges and Solutions in Industrial Engineering, Management and Accounting*. (in Persian)

Qaemi, F.; Moradi, Z. ,& Alavi, G. H. (2021). The effect of audit committee characteristics on internal controls and earnings management. *Financial Accounting and Auditing Research*, 46, 259 - 280.(in Persian)

Rahimian, N., & hajiheydari, R. (2019). Fraudulent financial statement detection using: Adjusted-M-score-Beneish models and financial ratios. *. Empirical Research in Accounting*, 9(1), 47-70.(in Persian)

Razali, W. A. A. W. M., & Arshad, R. (2014). Disclosure of corporate governance structure and the likelihood of fraudulent financial reporting. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 145, 243-253.

Repousis, S. (2016). Using Beneish model to detect corporate financial statement fraud in Greece. *Journal of Financial Crime*, 23(4), 1063-1073.

Salehi-Kordabadi, S., & Zad-Dousti, F. (2020). The relationship between corporate governance, earnings management and financial performance in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(26), 92-109.(in Persian)

Serrano-Cinca, C.; Gutiérrez-Nieto, B., & Bernate-Valbuena, M. (2019). The use of accounting anomalies indicators to predict business failure. *European Management Journal*, 37(3), 353-375.

Shakouri, M. M.; Taherabadi, A.; Ghanbari, M., & Jamshidinavid, B. (2021). Explaining the Beneish model and providing a comprehensive model of fraudulent financial reporting (FFR). *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 12,39-48.(in Persian)

Sheari Anaghiz, S.; Rahimian, N. A.; Salehi Ghadyani, J., & Khorasani, A. (2017). Investigating and applying the accuracy of the results obtained from "Beneish" and "Modified Beneish" models based on Iran's economic environment in detecting and exposing fraudulent financial reporting. *Financial Management Perspective*, 7(18), 105-124.(in Persian)

Suryanto, T., & Grima, S. (2018). The Corporate decision in Indonesia: a result of corporate governance requirements, earning management and audit reports. In *Governance and Regulations' Contemporary Issues*. Emerald Publishing Limited, 183-206.

Tazikeh Lamski, A., & Saeedi, P. (2020). Investigate how cheating triangles are formed by managers to make more profit from stakeholders. *Economic Studies, Financial Management and Accounting*, 5(1), 189-200.(in Persian)

Valizadeh Larijani, A.; Rahmani, A., & Sadeh, S. (2018). Internal control report disclosure, agency cost and earnings management internal control report disclosure, agency cost and earnings management. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 7(25), 29-40.(in Persian)

Watts, R., & Zimmerman, J. (1990). Positive accounting theory. Prentice Hall Eaglewood Cliffts.

Wyrobek, J. (2020). Application of machine learning models and artificial intelligence to analyze annual financial statements to identify companies with unfair corporate culture. *Procedia Computer Science*, 176, 3037-3046.

کانال‌های انتقال آثار سیاست‌های پولی بر تورم در اقتصاد ایران با رویکرد مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری

سمیرا زارعی نژاد

دانشجوی کارشناسی ارشد دانشگاه رازی

کیومرث سهیلی^۱

دانشیار دانشگاه رازی

شهرام فتاحی

دانشیار دانشگاه رازی

DOI: 10.22067/mfe.2022.68688.1027

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

مکانیسم انتقال پولی، چگونگی واکنش اقتصاد به یک سیاست پولی را توصیف می‌کند. سیاست پولی مهم‌ترین سیاست‌های اقتصادی هر کشور است. هدف از این مطالعه، بررسی اثربخشی نقش کانال‌های نرخ ارز، سهام، اعتباری و قیمت مسکن بر تورم طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷ در اقتصاد ایران است. برای این منظور از مدل مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری که قابلیت زیادی در لحاظ کردن تغییرات ساختاری دارد، استفاده می‌شود. برای داده‌های تحقیق نیز از تورم، حجم پایه پولی، شاخص قیمت زمین، شاخص قیمت سهام، نرخ ارز غیررسمی و مانده تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی استفاده شده و تمامی داده‌ها از بانک مرکزی جمع‌آوری شده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از این است که در رژیم یک کانال اعتباری و در رژیم دو کانال قیمت مسکن و کانال قیمت سهام بیشترین نقش را در انتقال آثار پول بر تورم داشته‌اند. نهایتاً اقتصاد ایران به‌طور متوسط ۳۶۳ دوره (سال) در رژیم یک قرار دارد ۴۰۲ دوره (سال) در رژیم دو قرار دارد که حاکی از پایداری تورم در رژیم دو در اقتصاد ایران است.

کلیدواژه‌ها: کانال‌های انتقال، سیاست پولی، تورم، اقتصاد ایران، مارکوف سوئیچینگ.

^۱ نویسنده مسؤول: ksohaili@razi.ac.ir

۱. مقدمه

امروزه سیاست‌های پولی به‌عنوان یکی از ابزارهای اقتصاد کلان که قادر است با اعمال تغییرات مدیریت شده، اقتصاد ملی را به سمت اهداف موردنظر سیاست‌گذاران حرکت دهد، از اهمیت خاصی برخوردار است. باید در نظر داشت که سیاست‌های پولی بخشی از سیاست‌های اقتصادی هر کشور است. همچنین بدیهی است که اهداف سیاست‌های پولی هر کشور باید چنان تعیین و تبیین شود که هماهنگی و هم‌راستا با سیاست‌های دیگر مجموعه (سیاست‌های اقتصادی) را در نیل به اهداف خود یاری دهد و این امر در گرو اعتماد به سیاست پولی اعلام شده از سوی سیاست‌گذاران است که وجود اعتماد از اهمیت بالایی برخوردار است و اعتباربخشی به سیاست‌های اتخاذی از راه‌های مختلفی صورت می‌پذیرد (Masoudi, 2018, p.3-4).

اقتصاد سیاست‌های پولی نه تنها توسعه اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهد، بلکه دارای تأثیرات مهمی در محیط‌های خرد اقتصادی است که در آن شرکت‌ها تصمیم می‌گیرند. تحقیقات نشان داده است که در روند انتقال سیاست‌های تک ماهه یک تأخیر زمانی وجود دارد که کارآیی سیاست پولی را کاهش می‌دهد. (Zhuojiang 2002; Dickinson 2007 & Fulio 2015)

برای داشتن سیاست‌های پولی کارا لازم است تا مقامات پولی اطلاعات کافی در خصوص اثر، کانال‌های اثرگذاری، مدت‌زمان لازم برای شروع اثرگذاری، ماندگاری اثر و زمان به اوج رسیدن اثر سیاست‌های پولی داشته باشند. بدین جهت لازم است تا نقش کانال اعتباری، کانال قیمت مسکن، کانال قیمت سهام و کانال نرخ ارز در مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران مورد بررسی قرار گیرد. برای این منظور از روش مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری که قابلیت‌های زیادی برای لحاظ کردن تغییرات ساختاری در رژیم‌های مختلف دارد و داده‌های بانک مرکزی طی سال‌های ۱۳۵۷-۱۳۹۶ استفاده می‌شود. هدف پژوهش حاضر این است که با بررسی کانال‌های عمده و اصلی سازوکار انتقال پولی، میزان اثربخشی آن‌ها در اقتصاد ایران موردسنجش و ارزیابی قرار گیرد. بدین ترتیب برخی از مهم‌ترین کانال‌های اقتصادی مؤثر بر تورم را بررسی خواهیم نمود تا عملکرد بازارهای پولی در نیل به هدف کاهش و کنترل تورم را افزایش دهد.

براین اساس مقاله به این صورت بخش‌بندی می‌شود که در بخش دوم به پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. در بخش سوم مبانی نظری ارائه می‌گردد. پس از آن در بخش چهارم روش تحقیق معرفی می‌گردد و در بخش پنجم برآورد مدل صورت خواهد گرفت و در پایان نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

۲. پیشینه

برخی از تحقیقاتی را که در زمینه نقش کانال‌های انتقال سیاست پولی در داخل و خارج کشور انجام گرفته و نتایج آن به صورت مکتوب منتشر شده است، می‌توان به صورت زیر بیان نمود:

۲-۱. مطالعات خارجی

مطالعه‌ای توسط «لئوناردو گامباکورتا» در خصوص بررسی وجود مکانیسم انتقال سیاست پولی از طریق کانال اعتباری در ایتالیا صورت گرفته است. در این مطالعه تأثیر کانال وام‌دهی سیاست پولی طی سال‌های ۱۹۸۶-۱۹۹۸ در ایتالیا مورد بررسی قرار گرفته است و در این راستا، عکس‌العمل سپرده‌ها و اعتبارات بانکی به این نوع سیاست‌ها، با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی تجزیه و تحلیل شده است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است که بعد از اعمال یک سیاست پولی انقباضی، حجم سپرده‌های بانکی کاهش یافته و به تبع آن میزان اعتبارات بانکی نیز تنزل می‌یابد. یافته‌های این مطالعه همچنین نشان می‌دهد بانک‌ها در عکس‌العمل به این سیاست و به منظور حفظ وام‌های خود، میزان دارایی‌های جاری خود (نقدینگی، اوراق بهادار و...) را کاهش می‌دهند. در همین زمینه، مشاهده شده است که تأثیر سیاست پولی انقباضی بر حجم سپرده‌های بانک‌های کوچک‌تر (از نظر دارایی) و بانک‌هایی که ارزش سرمایه‌ای بالایی داشته‌اند (به علت توانایی آن‌ها در جایگزین کردن کاهش سپرده‌ها با سایر منابع)، بیشتر از بانک‌های بزرگ‌تر است؛ اما اندازه بانک‌ها تأثیری بر میزان اعتبارات اعطایی بانک‌ها نداشته است. (Leonardo, 2001)

با استفاده از مدل VAR به بررسی انتقال آثار سیاست‌های در ترکیه پرداخته و نتایج حاکی از غیرفعال بودن کانال اعتباری و کانال قیمت دارایی در انتقال آثار سیاست پولی بر تولید و قیمت‌ها است. همچنین کانال نرخ بهره بیشترین سهم را در انتقال آثار سیاست پولی بر عهده دارد. (Erdogdu, 2017)

با استفاده از مدل SVAR به بررسی سیاست‌های پولی در ویتنام پرداخته‌اند و نتایج تحقیق حاکی از فعال بودن کانال انتقال نرخ ارز دارد. همچنین سیاست‌های پولی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر تولید در ویتنام داشته‌اند. (Anwar & Nguyen)

با استفاده از مدل TVP-VAR به بررسی انتقال سیاست‌های پولی در ترکیه پرداخته‌اند. براساس نتایج تحقیق سهم کانال نرخ ارز در انتقال پول به قیمت‌ها بزرگ‌تر از سهم این کانال در انتقال آثار پول بر تولید بوده است. لذا توجه به این کانال در هدف‌گذاری تورم مورد توجه قرار گیرد. (Katik & Akdeniz)

۲-۲. مطالعات داخلی

شریفی رنانی و همکاران، با استفاده از داده‌های فصلی دوره‌های زمانی ۱۳۸۷-۱۳۶۸، با به کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری ساختاری به بررسی سازوکار انتقال سیاست پولی در اقتصاد ایران پرداخته‌اند. محققان

در این مطالعه به این نتیجه دست یافته‌اند که وقتی نسبت سپرده قانونی بازدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به عنوان متغیر سیاست پولی انتخاب شود، به ترتیب کانال نرخ ارز، کانال شاخص قیمت مسکن مؤثرترین کانال در انتقال سیاست پولی به تولید ناخالص داخلی است. (Sharifi Ranani et al., 2009, p.145-176)

شاه‌حسینی و بهرامی با استفاده از روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) به بررسی نوسانات اقتصاد کلان ایران و سازوکار انتقال سیاست پولی پرداخته‌اند. محققان به این نتیجه دست یافته‌اند که در نظر گرفتن سیستم بانکی در مدل‌سازی تعادل عمومی پویای تصادفی^۱ کینزی جدید، توانایی بیشتری در تبیین اثر شوک پولی بر متغیرهای حقیقی غیرنفتی، مصرف و سرمایه‌گذاری دارد و قادر به نشان دادن سازوکار اعتباری انتقال پول است. در حالت نادیده گرفتن بخش بانکی، شوک پولی انقباضی قدرت کافی برای دور کردن متغیرهای حقیقی یادشده از مقدار باثباتشان را ندارد و تنها بر نرخ تورم اثرگذار است. (Shah hosseini 2016, p.1-48)

(& Bahrami,

با استفاده از مدل VAR به این نتایج دست یافته‌اند که پول از طریق کانال نرخ ارز در بلندمدت بر تولید خنثی است و نقش کانال اعتبارات در مقایسه با کانال نرخ ارز و کانال قیمت مسکن بیشتر است. (Raei al., 2018)

(et

با استفاده از مدل MSVAR مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری به بررسی انتقال سیاست پولی بر کانال قیمت مسکن پرداخته‌اند که نتایج حاکی از این است که در رژیم صفر نقش کانال قیمت مسکن در انتقال پول کم‌رنگ‌تر شده است. به عبارتی سیاست‌های پولی از طریق قیمت مسکن، سطح قیمت‌ها و تورم را نسبت به تولید بیشتر متأثر می‌سازد. اثرگذاری پول در قیمت مسکن به شدت کاهش یافته اما اثرات تولید بر قیمت مسکن افزایش یافته است. (Ali Mahdilou et al., 2019)

۳. مبانی نظری

۳-۱. اهداف، ابزارها و کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی

۳-۱-۱. اهداف و ابزارهای سیاست پولی

امروزه سیاست پولی روشی است که به وسیله آن دولت‌ها اقتصاد کلان را تحت تأثیر قرار می‌دهند. به منظور اجرای سیاست پولی مقام (سیاست‌گذار) پولی برای حصول اهداف مطلوب خود از قبیل تورم پایین و تولید حقیقی نزدیک به تولید بالقوه، ابزارهای سیاستی‌اش (نرخ بهره کوتاه‌مدت یا پایه پولی) را بکار می‌برد. همراه با توسعه و تکوین اقتصاد پولی سیاست پولی نیز طی قرون متمادی تحول یافته است.

سیاست پولی مجموعه اقداماتی است که بانک مرکزی (مقام پولی) از طریق ابزارهای پولی در بسیاری از اهداف اقتصادی مانند ثبات قیمت‌ها، خروج از رکود، تحریک رشد اقتصادی و افزایش اشتغال تأثیر می‌گذارند. این میزان اثرگذاری سیاست پولی در اهداف تعیین شده و بهبود در عملکرد اقتصاد کلان حاکی از کارایی سیاست پولی خواهد بود. بانکداران مرکزی به‌عنوان متولیان اجرای سیاست پولی در بیشتر کشورهای جهان به دنبال کارایی سیاست‌های پولی خود و شناخت هر چه بیشتر ساختارهای حاکم بر محیط اقتصادی خود هستند تا با اعمال سیاست‌های مناسب و به‌موقع، عملکرد متغیرهای اقتصادی را در مسیر رشد و توسعه قرار دهند. در این راستا، چگونگی تنظیم سیاست‌های پولی و استفاده از ابزارهای پولی اهمیت ویژه‌ای در عملکرد اقتصاد کلان دارد؛ بنابراین بانک‌های مرکزی برای حصول به اهداف تعیین شده نیازمند نظام پولی هستند که برای فرآیند تدوین، تکمیل، اجرا و مؤثر بودن سیاست پولی و اطلاع‌رسانی به عموم ساختارهای لازم را ایجاد می‌کند. (Jalali Naini & Naderian, 2014)

سیاست پولی ترکیبی از قواعد و اقداماتی است که بانک مرکزی برای دستیابی به اهداف خود، اجرا می‌کند در بسیاری از کشورها، اهداف اولیه سیاست پولی، ثبات قیمت‌هاست. هرچند برخی بانک‌های مرکزی، اهداف دیگری نظیر دستیابی به اشتغال کامل، حفظ ثبات مالی داخلی و عدم بی‌ثباتی در تراز پرداخت‌های خارجی را نیز دنبال می‌کنند. (Lousisa & Policy, 2002)

بدیهی است که اهداف سیاست پولی کشور باید چنان تعیین و تبیین شود که هماهنگ و همساز با سیاست‌های دیگر، مجموعه «سیاست اقتصادی» را در نیل به اهداف خود یاری دهد. در کل می‌توان اهداف سیاست‌های پولی را چنین بیان کرد:

۱- تسریع رشد اقتصادی

۲- ایجاد اشتغال کامل

۳- تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها

۴- ایجاد تعادل در تراز پرداخت‌ها

۱- تسریع رشد اقتصادی؛ رشد اقتصادی، غالباً به افزایش تولید ناخالص ملی تعبیر می‌شود. البته گاهی جمعیت نیز در تعریف لحاظ شده است، در نتیجه، ملاک رشد یک کشور را میزان تولید یا درآمد سرانه آن کشور می‌دانند.

۲- ایجاد اشتغال کامل؛ منظور از اشتغال کامل، جلوگیری از بیکاری و تأمین اشتغال کامل برای همه عوامل تولید، به ویژه نیروی انسانی یا جمعیت فعال و جوینده کار است.

۳- تثبیت سطح عمومی قیمت‌ها؛ در شرایطی که فشارهای تورمی و روند فزاینده سطح قیمت‌ها وجود دارد، استفاده از یک سیاست مالی انقباضی، موجب کاسته شدن تورم می‌شود.

۴- ایجاد تعادل در تراز پرداخت‌ها؛ منظور از تعادل در تراز پرداخت‌ها، ایجاد تعادل میان دریافت‌ها و پرداخت‌های خارجی و نیز تثبیت نرخ ارز است.

دست یافتن به اهداف سیاست‌های پولی مستلزم در اختیار داشتن ابزارها و وسایلی است این ابزارها عبارت‌اند از:

- ۱- نرخ بهره: پولی که در ازای سپرده‌گذاری افراد به آن‌ها تعلق می‌گیرد و به آن سود بانکی می‌گویند.
 - ۲- نرخ سپرده قانونی^۱: منظور از این نرخ این است که بانک مرکزی یا هر دستگاه کنترل‌کننده اعتبارات، بانک‌ها را مجبور کند که نسبت معینی از سپرده‌های مشتریان خود را نزد بانک مرکزی نگهداری کنند.
 - ۳- نرخ تنزیل مجدد^۲: نرخ بهره‌ای است که بانک مرکزی اسناد مدت‌دار (سفته و برات) بانک‌های تجاری را تنزیل می‌کند و براساس آن به بانک‌ها وام می‌دهد.
 - ۴- کنترل کمی و کیفی اعتبارات: منظور تعیین و تنظیم اعتبارات در مجرای صحیح تولیدی و در جهت اعمال سیاست ارشادی دولت است.
 - ۵- شرکت در عملیات بازار باز: بانک مرکزی با اتخاذ این سیاست می‌تواند با خرید یا فروش اوراق بهادار بازار آزاد بر مقدار و عرضه پول و در نتیجه در فعالیت اقتصادی اثر بگذارد.
- بعد از جدال بر سر تأثیر و یا عدم تأثیر سیاست‌ها و تکانه‌های پولی بر متغیرهای حقیقی اقتصاد، در دهه‌های گذشته بر سر کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی نیز بحث‌های جدی صورت گرفته است. عمده این مباحث را می‌توان در مطالعات کینزین‌ها، پول‌گرایان و نئوکلاسیک‌ها طبقه‌بندی کرد. هریک از این مکاتب براساس فروض و نگرش خود به مسائل اقتصادی، کانال‌های متعددی را برای اثرگذاری سیاست‌های پولی بر تولید معرفی کرده‌اند که در ادامه نظریات مربوط به چهار کانال که سهم عمده‌ای از مطالعات را به خود اختصاص داده‌اند، به ترتیب: کانال‌های نرخ ارز، کانال قیمت مسکن، کانال قیمت سهام و کانال اعتباری معرفی می‌شوند.

^۱. Legal Deposit Rates

^۲. Re-discount Rate

لازم به توضیح است به دلیل تعیین دستوری نرخ بهره در ایران، در این رساله به نقش کانال نرخ بهره پرداخته نشده است.

۳-۱-۲. کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی

۳-۱-۲-۱. کانال نرخ ارز

نرخ ارز یک ابزار سیاست‌گذاری است که بانک مرکزی می‌تواند از طریق تغییر در آن سیاست ارزی موردنظر خویش را به اجرا درآورد.

فرآیند اثرگذاری بدین صورت است که سیاست پولی انقباضی منجر به کاهش حجم پول در گردش شده و لذا نرخ بهره را افزایش می‌دهد. افزایش نرخ بهره، جذابیت سپرده‌گذاری در داخل کشور را نسبت به خارج کشور افزایش داده و لذا تقاضای پول داخلی زیاد شده و در نتیجه پول داخلی با کاهش نرخ ارز تقویت می‌شود، کاهش نرخ ارز و به عبارتی دیگر، افزایش ارزش پول داخلی، موجب گران‌تر شدن کالاهای تولید داخل در نظر خریداران خارجی شده و بدین ترتیب خالص صادرات کشور کاهش می‌یابد و به دنبال آن، تولید واقعی نیز کم می‌شود. (Krylova, 2002)

در یک اقتصاد باز و دارای ارتباط با دنیای خارج، سیاست پولی از طریق کانال نرخ ارز، در حالتی که دستمزدهای اسمی و قیمت‌ها چسبنده هستند، بر تولید واقعی اثر می‌گذارد.

۳-۱-۲-۲. کانال قیمت مسکن

اگرچه دیدگاه پولی و اعتباری، توضیحات متفاوتی در مورد چگونگی عملکرد مکانیسم انتقال سیاست پولی فراهم می‌کنند، ولی هر دو در فهم اهمیت قیمت دارایی و به‌طور خاص قیمت مسکن اشتراک دارند. از طرفی یک افزایش در قیمت مسکن احتمالاً یک اثر پس‌اندازی مثبت در برنامه‌ریزی خانوارها (به‌ویژه در کشورهای دارای الزامات پیش‌پرداخت بالا یا دارای یک سیستم تأمین مالی کمتر توسعه‌یافته برای بخش مسکن که بر استفاده بیشتر از وجوه و سرمایه داخلی برای خرید مسکن دلالت دارد) را به دنبال خواهد داشت. قدرت این اثر نیز به نسبت پس‌انداز بستگی دارد. (Moalbar & Timura, 1995)

تغییرات قیمت مسکن موجب تغییر درآمد اجاره در بازار مسکن اجاره‌ای می‌شود. افزایش درآمد اجاره‌ای برای موجران، اثر منفی کاهش درآمد از سوی مستأجران را خنثی می‌سازد. با فرض پایین‌تر بودن میل نهایی به مصرف درآمد اجاره از سوی موجران، انتظار بر آن است که اثر کلی درآمد منفی باشد. (Gholizadeh

& Kamayab, 2019)

۳-۲-۱. کانال قیمت سهام

براساس دیدگاه «اثر مانده حقیقی» افزایش نقدینگی موجب به هم خوردن تعادل مانده پول می‌شود؛ اما از آنجاکه افراد تمایل دارند تعادل مانده حقیقی خود را حفظ کنند، سعی می‌کنند حجم پول اضافی را به‌طرف خرید سایر دارایی‌های مالی از جمله سهام سوق دهند. لذا از این دیدگاه ملاحظه می‌شود که افزایش حجم پول موجب افزایش تقاضا و بالطبع آن افزایش قیمت سهام می‌شود.

از طرف دیگر براساس روش‌های ارزش‌گذاری قیمت سهام مدل ارزش فعلی جریانات نقدی است. در نتیجه سیاست پولی انبساطی باعث کاهش نرخ تنزیل می‌شود که این کاهش نرخ تنزیل می‌شود که این کاهش باعث افزایش ارزش فعلی جریانات نقدی و افزایش قیمت سهام می‌شود. دوم، یک اثر غیرمستقیم بر ارزش بنگاه‌ها توسط تغییرات جریان نقدینگی مورد انتظار آینده دارد. (Nonezhad et al., 2011)

۳-۲-۴. کانال اعتباری

دو کانال برای اثرگذاری سیاست پولی بر اقتصاد معرفی می‌شود؛ کانال وام‌دهی بانک‌ها و کانال ترازنامه‌ای.

فرآیند اثرگذاری سیاست پولی از طریق سازوکار کانال وام‌دهی بانک بدین صورت است که با اتخاذ سیاست‌های پولی انبساطی، سپرده‌های بانکی افزایش می‌یابد و بانک‌ها تعداد زیادی از پروژه‌ها و طرح‌های متقاضیان دریافت اعتبار را پذیرش می‌کنند که در نتیجه آن مخارج سرمایه‌گذاری و احتمالاً مصرفی افزایش می‌یابد و باعث تغییر رشد اقتصادی یا سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود. (Mishkin, 1995)

کانال ترازنامه‌ای به ارتباط میان قرارداد وام‌دهی و سلامت مالی بنگاه‌های گیرنده وام تأکید می‌کند. به عبارتی با اعمال سیاست پولی انبساطی نرخ بهره کاهش می‌یابد که باعث می‌شود تا هم جریانات نقدی با افزایش هزینه مالی افزایش یافته و هم از طریق افزایش قیمت دارایی‌ها از قبیل مسکن و سهام موجب افزایش ارزش خالص ثروت بنگاه می‌شود. با بهتر شدن توازن ترازنامه بنگاه‌ها به دلیل افزایش جریان نقدی و ارزش دارایی‌ها موجب کاهش اثرات کژمنشی و کژگزینی می‌شود و از این رو مقدار وام‌دهی در جامعه، وام‌دهی مخارج سرمایه‌گذاری و به تبع آن ستاده کل افزایش می‌یابد. (Graly et al., 2002)

۴. روش تحقیق

مدل مارکوف سوئیچینگ برای نخستین بار از سوی کوانت (۱۹۷۲)^۱، کوانت و گولدفلد (۱۹۷۳)^۲، معرفی و سپس از سوی همیلتون (۱۹۸۹)^۳ برای استخراج چرخه‌های تجاری توسعه داده شد. ویژگی بدیع مدل مارکوف سوئیچینگ این است که مکانیسم تغییر رژیم در این مدل به یک متغیر وضعیت بستگی دارد که از ویژگی‌های زنجیره مارکوف مرتبه اول پیروی می‌کند؛ به عبارت دیگر، مقدار اخیر متغیر وضعیت تنها به مقدار این متغیر در دوره قبل بستگی دارد. این ویژگی مدل مارکوف سوئیچینگ در تضاد کامل با مدل تغییر تصادفی کوانت (۱۹۷۲) است که در آن تغییرات رژیم در طول زمان کاملاً مستقل از یکدیگرند. به عنوان مثال ساده، فرض می‌کنیم دو رژیم یا به عبارتی دو وضعیت مختلف وجود دارد و فرآیند خودرگرسیون مربوط به متغیر y_t ، وابسته به این رژیم‌ها است؛ به عبارت دیگر فرض می‌کنیم:

$$y_t = a_{10} + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad \text{اگر سیستم در رژیم یک باشد.} \quad (1-4)$$

$$y_t = a_{20} + a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad \text{اگر سیستم در رژیم دو باشد.}$$

اگر در مدل فوق، احتمال تغییر رژیم در هر دو حالت یکسان است. اگر P_{11} نشان‌دهنده احتمال آن باشد که سیستم در رژیم یک باقی خواهد ماند، در این صورت $1-P_{11}$ احتمال باقی ماندن سیستم در رژیم دو خواهد بود. به همین ترتیب اگر P_{22} احتمال باقی ماندن در رژیم دو باشد، $1-P_{22}$ احتمال باقی ماندن آن در رژیم یک خواهد بود؛ بنابراین فرایند تبدیل در حقیقت یک فرایند مارکوف درجه اول است. ایده اصلی این روش این است که پارامتر مدل VAR به متغیر رژیم (S_t) بستگی دارند، درعین حال S قابل مشاهده نبوده و فقط می‌توان احتمال مربوط به آن را به دست آورد. در این صورت تابع چگالی شرطی سری زمانی قابل مشاهده به صورت زیر خواهد بود:

$$P(y_t | y_{t-1}, S_t) = \begin{cases} F(y_t | y_{t-1}, \theta_1) & \text{if } S_t = 1 \\ F(y_t | y_{t-1}, \theta_N) & \text{if } S_t = n \end{cases} \quad (1-4)$$

¹. Quant (1972)

². Quant & Goldfeld (1973)

³. Hamilton (1989)

به نحوی که θ_N بردار پارامترهای VAR در رژیم های مختلف و y_{t-1} نشانگر مشاهدات $\{y_{t-j}\}_{j=1}^{\infty} = 1$ است. برای یک رژیم مشخص S_t و y_t را می توان به وسیله مدل VAR(p) زیر نشان داد:

$$y_t = V(S_t) + A(S_t) y_{t-1} + \dots + A_p(S_t) y_{t-p} + u_t \quad (3-4)$$

در رابطه فوق $v(S_t)$ بردار متشکل از ضرایب عرض از مبدأ و وابسته به رژیم است. A_i نیز بردار حاوی ضرایب خودرگرسیونی است. u_t به عنوان جمله اخلال بوده و دارای میانگین صفر و ماتریس واریانس کوواریانس $\sum S_t$ است. برای تکمیل کردن فرایند ایجاد داده ها نیاز است که نحوه تغییر در رژیم را بشناسیم که در مدل های MS فرض می شود S_t به وسیله زنجیره مارکوف زیر ایجاد می شود:

$$P_r \{ y_{t-j} \}_{j=1}^{\infty} = P_r \{ S_t \mid S_{t-1}, \dots, S_1 \} \quad (4-4)$$

$$(S_t \mid \{S_{t-j}\}_{j=1}^{\infty})$$

که در آن p برداری متشکل از پارامترهای احتمالات مربوط به رژیم ها است. براساس این فرض می توان احتمال انتقالات بین رژیم های مختلف را به دست آورد:

$$p_{ij} = P_r(S_{t+1}=j \mid S_t=i) \quad \sum_{j=1}^N p_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1 \dots N\} \quad (5-4)$$

با کنار هم قرار دادن این احتمالات در یک ماتریس $N \times N$ ، ماتریس احتمال انتقالات (p) به صورت زیر به دست می آید:

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1N} \\ \vdots & . & \vdots \\ p_{N1} & \dots & p_{NN} \end{bmatrix} \quad 0 \leq p_{ij} \leq 1 \quad (6-4)$$

هر عنصر ماتریس فوق، احتمال وقوع (p_{ij}) رژیم i را نشان می دهد و مقدار آن ها بین صفر و یک است و مجموع همه احتمالات برابر یک است. عناصر موجود در این ماتریس را احتمالات شرطی می نامند چون هر کدام از آن ها احتمال انتقال به رژیم خاص در دوره بعد را مشروط به وضعیت متغیر در دوره کنونی بیان

می‌کنند. برای محاسبه احتمالات غیرشرطی در مدلی که شامل دو رژیم است که احتمال قرارگیری در هر رژیم را نشان می‌دهند می‌توان با لحاظ کردن امکان تغییر پارامترها در رژیم‌های مختلف، مدل VAR خطی تبدیل به مدل MS VAR می‌شود:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_t + \sum_1^{\frac{1}{2}} s_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots \\ v_n + A_{1n}y_{t-1} + \dots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_n^{\frac{1}{2}} s_t & \text{if } s_t = n \end{cases} \quad (Y-4)$$

بعد از آشنایی با مدل مارکوف سوئیچینگ به منظور بررسی اثرات کانال‌های انتقال سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران از مدل (۴-۳) یعنی مدل مارکوف سوئیچینگ خودتوضیح برداری، مدل زیر تصریح می‌شود:

$$Y_t = c(s_t) + A_1(s_t)(y_{t-1}) + A_2(s_t)(y_{t-2}) + A_3(s_t)(y_{t-3}) + A_4(s_t)(y_{t-4}) + A_5(s_t)(y_{t-5}) + u_{yt} \\ S_{t=1,2} \quad u_{y1,t}, u_{y2,t} \approx (0, \delta^2)$$

در معادله بالا Y_t یک بردار $\{Y_t = [Y_{1,t}] \}$ ، شامل متغیر تورم [INF] است و متغیرهای مستقل مدل بیانگر رژیم‌های موردبررسی است و شامل:

Mb: پایه پولی و Spi: شاخص قیمت سهام و Lp: شاخص قیمت مسکن و Cr: تسهیلات اعطایی بانک‌ها و بخش خصوصی و Er: نرخ ارز و اجزای اخلاص دارای توزیع نرمال میانگین صفر و واریانس δ^2 و S_t نیز از یک زنجیره مارکوف با احتمال انتقالات ثابت پیروی می‌کند و بیانگر رژیم‌های موردبررسی است.

۵. برآورد مدل

قبل از برآورد مدل، ابتدا باید متغیرهای مورد استفاده در مدل از نظر ایستایی بررسی شوند، و بدین منظور از آزمون ریشه واحد تعمیم یافته دیکی فولر (ADF) استفاده می شود. نتایج آزمون ADF برای بررسی ایستایی که با عرض از مبدأ تخمین زده شده است، به شرح زیر - جدول (۱) - است.

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF)

نام متغیر	نوع آزمون	آماره ADF	P-value	نتیجه
تورم	با عرض از مبدأ	-۴.۴۳	۰.۰۰۱۱	مانا
پایه پولی	با عرض از مبدأ	-۳.۹۹	۰.۰۰۴	مانا
اعتبارات	با عرض از مبدأ	-۴.۱۴	۰.۰۰۲۵	مانا
قیمت مسکن	با عرض از مبدأ و روند	-۶.۱۷	۰.۰۰۰	مانا
قیمت سهام	با عرض از مبدأ و روند	-۳.۶۲	۰.۰۴۰۶	مانا
نرخ ارز	با عرض از مبدأ و روند	-۳.۷۶	۰.۰۲۹۶	مانا

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج جدول (۱) بیانگر آن است که همه متغیرها به جز قیمت مسکن، قیمت سهام و نرخ ارز در سطح مانا هستند، به همین دلیل آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) را با یک بار تفاضل گیری برای متغیرهای نامانا انجام می دهیم.

با توجه به اینکه آماره این آزمون ۱۸.۴۲ به دست آمده است و احتمال مرتبط با آزمون ۰.۰۰ حاصل شده است، بنابراین فرضیه صفر خطی بودن مدل تحقیق رد می شود و وجود دو رژیم تأیید می شود. لذا با استفاده از این آزمون می توان اطمینان حاصل نمود که مدل تحقیق را می توان با الگوی مارکوف سوئیچینگ با وجود دو رژیم تورم برآورد نمود؛ و براساس کمترین آماره شوارتز بیزین تعداد وقفه برای مدل یک است. بعد از تعیین تعداد وقفه و تعداد رژیم نوبت به برآورد مدل با روش مارکوف سوئیچینگ می پردازیم. نتایج برآورد مدل پژوهش در بازه زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ برای اقتصاد ایران در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول (۲): نتایج برآورد مدل تورم

رژیم ۱		رژیم ۲		متغیرها
P-value	ضریب	P-value	ضریب	
۰.۰۱۷۵	-۲۲.۹۴	۴۴.۰۵	۰.۰۰۶۹	عرض از مبدأ

۰.۰۰	۱.۸۷	۰.۰۵۰۲	۰.۵۶	لگاریتم انحراف معیار
۰.۰۶۲۶	-۳۲.۷	۰.۰۱۴۳	۱۹.۳	قیمت مسکن
۰.۳۶۰۳	۰.۰۰۰۱۹	۰.۰۱۴۳	-۰.۰۰۰۲	اعتبارات
۰.۴۴۳۰	۰.۰۰۰۶	۰.۰۰۷۶	۰.۰۱۶	نرخ ارز
۰.۸۸۸۵	-۰.۰۰۳۰	۰.۲۲۶۱	۰.۰۰۵۲	قیمت سهام
۰.۸۸۲	۹.۶۶	۰.۰۰	۰.۰۰۱۱	پایه پولی
۰.۶۶				ضریب وقفه اول تورم
۰.۰۰				وقفه اول تورم (p-value)
-۱۲۳.۶۲۳۰				لگاریتم نسبت درستمایی
۰.۱۸۴				آزمون خودهمبستگی Q
۰.۰۰				آزمون نسبت درستمایی هانسن p- (value)

منبع: محاسبات پژوهش

نتایج برآورد مدل را به شرح زیر می‌توان خلاصه نمود:

نرخ تورم یکی از شاخص‌های اقتصاد کلان است که دارای دو رژیم است که رژیم یک دارای واریانس کمتر و رژیم دو دارای واریانس بیشتر است. همچنین ماتریس احتمال انتقال بین دو رژیم‌های یک و دو به شرح زیر به دست آمده است:

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} \\ p_{21} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.72 & 0.27 \\ 0.24 & 0.75 \end{bmatrix}$$

که در آن P_{11} احتمال ماندن در رژیم یک را نشان می‌دهد که مقدار ۰.۷۲ برای آن به دست آمده است و در مقابل P_{22} احتمال ماندن در رژیم دو را نشان می‌دهد که مقدار احتمال آن ۰.۷۵ به دست آمده است که اگرچه فاصله چشمگیری بین دو رژیم دیده نمی‌شود اما این فاصله اندک حاکی از پایداری بیشتر در رژیم دو در اقتصاد ایران است. همچنین احتمال انتقال از رژیم یک به رژیم دو ۰.۲۷ و احتمال انتقال از رژیم دو به رژیم یک ۰.۲۴ است که این احتمال نشان‌دهنده موقتی بودن در رژیم یک و انتقال سریع اقتصاد از رژیم یک به رژیم دو است. طول دوره ماندن در رژیم یک ۳.۶۳ دوره (سال) و طول دوره ماندن در رژیم دو ۴.۰۲ دوره (سال) است.

نتایج برآورد جدول ۲. نشان می‌دهد که سهم کانال قیمت مسکن در انتقال سیاست پولی به تورم در اقتصاد ایران در رژیم یک مثبت و در رژیم دو تأثیری منفی بر تورم شده است؛ به عبارت دیگر کانال قیمت مسکن در رژیم دو سهم بیشتری در انتقال پول به تورم در اقتصاد ایران ایفا نموده، در نتیجه سهم کانال قیمت مسکن در مکانیزم انتقال پول به تورم در رژیم دو فعال و در رژیم یک غیرفعال است.

سهم کانال اعتباری در رژیم یک تأثیری منفی بر تورم داشته و موجب کاهش تورم شده است و در مقابل سهم کانال اعتباری در رژیم دو تأثیری مثبت بر تورم داشته و موجب افزایش تورم شده است که حاکی از این است که کانال اعتباری در رژیم یک سهم بیشتری در انتقال پول به تورم در اقتصاد ایران داشته است در واقع در این رژیم کانال اعتباری توانسته آثار پول را بیشتر از رژیم دو به تورم منتقل کند؛ در نتیجه سهم کانال اعتباری در مکانیزم انتقال پولی به تورم در رژیم یک فعال و در رژیم دو غیرفعال است.

کانال نرخ ارز نیز در هر دو رژیم تأثیری مثبت و معنی‌دار بر تورم داشته و موجب افزایش تورم شده است اما در مقایسه بین دو رژیم سهم کانال قیمت نرخ ارز در مکانیزم انتقال پول به تورم در رژیم دو کمتر و در رژیم یک خیلی کمتر است.

سهم کانال قیمت سهام در مکانیزم انتقال سیاست پولی به تورم در اقتصاد ایران در رژیم یک مثبت و موجب افزایش تورم و در رژیم دو منفی و موجب کاهش تورم می‌شود بدین معنی که سهم کانال قیمت سهام در رژیم یک غیرفعال و در رژیم دو فعال است.

پایه پولی در مکانیزم انتقال سیاست پولی بر تورم در اقتصاد ایران در هر دو رژیم مثبت و موجب تشدید افزایش تورم می‌شود

وقفه اول تورم نیز تأثیری مثبت و معنی‌دار بر تورم داشته است که نشان از پویایی مدل تورم است.

نهایتاً آزمون تشخیصی مدل آزمون خودهمبستگی Q نشان‌دهنده عدم وجود خودهمبستگی است.

۶. بحث و نتیجه

مطالعه حاضر با هدف ارزیابی کامل مکانیزم انتقال غیرخطی سیاست پولی از کانال‌های قیمت مسکن، کانال اعتباری، کانال قیمت سهام و کانال نرخ ارز انجام شده است. بدین منظور مدل را با استفاده از روش مارکوف سوئیچینگ خود توضیح برداری (MSVAR) برآورد گردیده است.

براساس نتایج به دست آمده:

نقش کانال نرخ ارز در انتقال پول به تورم در هر دو رژیم مثبت بوده بدین معنی که باعث افزایش تورم می‌شود. با توجه به ساختار اقتصاد ایران و به دلیل وابستگی فراوان قیمت محصولات تمام شده تولید داخلی

به کالاهای سرمایه‌ای وارداتی، به نظر می‌رسد که نرخ ارز در تعیین سرنوشت تورم در اقتصاد ایران نقش غالب را خواهد داشت.

نقش کانال قیمت مسکن در انتقال پول بر تورم در رژیم یک باعث افزایش تورم و آثار منفی در سیاست پولی در اقتصاد ایران می‌گردد؛ درحالی‌که در رژیم دو، کانال قیمت مسکن در انتقال پول بر تورم بیشترین سهم را در کاهش تورم ایفا نموده است.

نقش کانال اعتباری بنگاه‌های اقتصادی، در انتقال پول بر تورم در رژیم یک سهم بیشتری نسبت به رژیم دو در انتقال پول به تورم داشته است که در نتیجه در سیاست‌گذاری‌های اقتصادی باید به آثار تورمی تسهیلات اعطایی توجه ویژه داشت.

کانال قیمت سهام در رژیم یک سهم بیشتری در انتقال سیاست پولی بر تورم داشته و در رژیم دو از اهمیت و نقش آن کاسته می‌شود. در نتیجه کانال قیمت سهام در رژیم یک در انتقال سیاست پولی بر تورم فعال است یعنی باعث کاهش تورم در اقتصاد ایران و در رژیم دو غیرفعال و باعث افزایش تورم در اقتصاد ایران شده است. در نتیجه باید حمایت از بازار بورس در اولویت‌های اصلی مسئولین قرار گیرد؛ زیرا در اقتصاد ایران که همواره درگیر تورم‌های بالا است بازار بورس بدون داشتن آثار تورمی می‌تواند، جذب پول‌ها و نقدینگی افراد و افزایش سرمایه‌گذاری موجبات افزایش تولید گردد؛ از جمله اقدامات می‌توان به حمایت از بازار بورس با اعطای تسهیلات در زمان رکود اقتصادی و عرضه سهام دولتی در زمان رونق و رشد بی‌رویه قیمت‌ها و آموزش عمومی سرمایه‌گذاری در بورس به خانوارها و... اشاره کرد.

با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود که برای کنترل نرخ تورم، سیاست‌گذار بایستی توجه ویژه‌ای به تغییرات قیمت ارز داشته باشد. در عین حال سیاست‌گذار می‌تواند با کاهش وابستگی صنعت کشور به واردات کالاهای سرمایه‌ای و تقویت ابزارهای مالی داخلی، نظیر بازدهی سپرده‌های بانکی، بورس و...، سایر کانال‌های انتقال را تقویت کند تا بتوان برای کنترل تورم بر سایر کانال‌ها نیز اتکا کرد.

References

- Anwar, S. (2018). Channels of monetary policy transmission in vitnam. *Journal of policy modelhng* Available online, 27.
- Barghi, O.; Shahbazzadeh, M., & khiyavi, A. (2014). Oil and gold prices, emphasis on markov switching nonlinear approach, *Quarterly journal of Energy Economics studies*. 10(40), 39-64. (in Persian)

Barzegari, M., & khodaveysi, H. (2016). Investigating the effect of inflation on economic growth in iran in the frame-work of markov switching model. 27-48. (in Persian)

Blke, A., & joscha, B. (2015). Monetary policy stock prices cross country evidence from cointegrated VAR models. *jurnal of banking& finance*, (54) , 254-265.

Deniz, I. (2016). Monetary policy and baance sheets, *journal of policy modeling*.

Filppo, L.; Kozdagli, A., & Perez, A. (2018). The transmission of monetary policy through bank lending: the floating rate channel. *Journal of monetary Economics*, Available online, (21).

Gholizadeh, A., & Kamyab, B. (2010). Investigating the effect of monetary policy on the housing price bubble: an interstate study. *Quarterly journal of economic research*, (92), 207-238. (in Persian)

Gong, P.; Dai, J. (2017). Monetary policy exchange rate fluctuation and herding behavior in the stock market. *journal of business research*, (76), 34-43.

Harris, D. (2006). Monetary policy in open Economies. *journal:Europen Economic Review*, (50), 71-86.

Hjortsoe, I.; Weale, M., & Wiladek, T. (2018). How does financial liberalisation affect the influence of monetary policy on the current account. *Jurnal of international money and finance*, (85), 93-123.

Jafari Samimi, A., & Tehrancheyan, A. (2007). Macroeconomics in optimizing monetary and fiscal policy on major macroeconomic indicators in iran: An application of optimal contorol theory. *Journal of Economic Research*, (65), 213-242. (in Persian)

Komijani, A., & Mashhadi Ahmad, F. (2012). Monetary policies and its impact on economic growth with emphasis on bank interest rates in iran. *Journal of economic research*. 47(4), 179-200. (in Persian)

Komijani, A.; Alinezhad, d., & Mehraban, F. (2012). Evaluation of the effectivess of money transfer channels on producton and inflation and analysis of their relative importance in the iranian economy. *quarterly journal of scientific research*, 17(2), 39-64. (in persian)

Mahdilo, A., & Asgharpor, H. (2020). Mechanism of nonlinear transmission of monetary policy through the stock price channel in iran: Approach(msvar). *scientific journal of economic policy*, 12, (23), 66-95. (in persian)

- Mahdilo, A., & Asgharpor, H. (2020). The role of the exchange rate channel in the mechanism of nonlinear transmission of monetary policy in Iran. Approach(msvar). *Quantitative economic quarterly*, 17(1), 121-153. (in Persian)
- Mahdilo, A.; Asgharpor, H., & Fallahi, F. (2018). Nonlinear estimation of the role of monetary policy transmission channels in the Iranian economy: Ms-var Approach. *quarterly journal of monetary banking research*, 11(37), 319-354. (in Persian)
- Moshiri, S., & Vasheghani, M. (2010). Investigating the mechanism of money transfer and its timing in the Iranian economy. *Quarterly journal of economic modeling*, 4(1), 1-31. (in Persian)
- Mujtahed, A. (2009). Review of the tools and monetary policies of the central bank of Iran. *Money and economics quarterly*. (1), 2-21. (in Persian)
- Nademi, Y. (2017). Research and economic growth budget in Iran: markov switching approach. *Quarterly journal of economic research and policy*, 25(82), 197- 231. (in Persian)
- Noferesti, M. (2005). Investigating the impact of monetary and exchange rate policies on the Iranian economy in the framework of a dynamic macroeconomic model. *Journal of economic research*, (70), 1-29. (in Persian)
- Nonezhad, M.; Zamanikurshole, B., & hoseinzadeh, M. (2012). The effect of monetary policy on the stock price index in Iran. *Quarterly journal of economic sciences*, (20), 39-64. (in Persian)
- Partachi, L., & Mija, S. (2013). International conference on Globalization and Higher Education in Economics and Business Administration. 485-493.
- Raei, R.; Irvani, M., & Ahmadi, T. (2018). Monetary shocks and channels of transmission of monetary policy in the Iranian economy with emphasis on the exchange rate of housing price; and credit. 8, (31), 44-92. (in Persian)
- Rezazadeh, A.; Mohammadpor, S., & Fatahi, F. (2018). Application of threshold vector autoregression model (tvar) in nonlinear analysis of exchange rate passage on inflation in Iranian economy. *Iranian journal of applied economic studies*, 7(27), 51-81. (in Persian)
- Salem, B. (2010). *History of monetary policy economic journal monthly review of economic issues and policies*. 6(7), 81-92. (in Persian)
- Taghavi, M., & Lotfi, A. (2007). Investigate the effects of monetary policy on the volume of deposits facilities granted and liquidity of the country's banking system (during 1995-2003), *Economic research journal*. 6(20), 131-165. (in Persian)

Thornton, D. (2014). Monetary policy: why money matters (and interest rates don't). *Journal of Macroeconomics*, 40, 202-213.

Ume, E. (2018). The impact of monetary policy on housing market activity: An assessment using single restrictions, *Journal Economic modeling*, (68), pp23-31.

مطالعه نقش شاخص‌های هزینه‌ای ثبات بودجه‌ای بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران

علی رسولی‌زاده^۱

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

علیرضا دقیقی اصلی^۱

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

مرجان دامن‌کشیده

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

غلامرضا گرایبی‌نژاد

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

مجید افشاری راد

دانشیار گروه اقتصاد امور عمومی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

DOI: 10.22067/mfe.2021.70314.1069

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

توسعه سیستم مالی، پیش شرط رشد و توسعه اقتصادی است. در این میان عملکرد سیستم مالی در گرو برقراری ستون‌های توسعه مالی است و یکی از مهم‌ترین آن‌ها ثبات مالی است. ثبات مالی وضعیتی است که در آن، وقوع بحران‌های سیستمی نتواند ثبات اقتصاد کلان را از بین ببرد. برقراری ثبات مالی در گرو وجود یک دولت ضابطه‌مند با ساختار بودجه با ثبات است. با توجه به اهمیت این موضوع، در این مقاله اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان (در بخش هزینه‌ها) بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی ایران طی دوره ۱۳۹۶-۱۳۵۷ با بهره‌گیری از آزمون علیت سه متغیره بر مبنای الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) مورد بررسی قرار گرفته است. پیش از برآورد الگو، شاخص چند بعدی توسعه مالی که معرف ۷ شاخص توسعه مالی در بخش بانکی هستند با استفاده از تکنیک تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده است. بر اساس نتایج حاصل از برآورد الگو، یک رابطه علی یک‌طرفه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. همچنین عملکرد دولت‌ها به جز در مورد شاخص‌های نسبت بدهی دولت و مخارج جاری دولت به GDP، موجب از بین رفتن ثبات مالی شده و بر هم زننده رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی، هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت بوده است.

کلیدواژه‌ها: توسعه مالی، رشد اقتصادی، شاخص‌های ثبات بودجه‌ای، الگوی علیت سه متغیره VECM.

^۱. نویسنده مسئول: daghighiasli@iauctb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۴/۱۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۱۳

صفحات: ۱۳۶-۱۰۵

۱- مقدمه

توسعه سیستم مالی در اقتصاد کشورها، از جمله موضوعات چالش برانگیز است که در دهه‌های مختلف از سوی اقتصاددانان مطرح شده است. بر اساس گزارش (2012 World Economic Forum)، منظور از توسعه مالی، عوامل، سیاست‌ها و نهادهایی است که به واسطه‌ها و بازارهای مالی کارآمد^۱ و دسترسی عمیق و وسیع به سرمایه و خدمات مالی منجر می‌شود. همچنین بر اساس جدیدترین گزارش این مجمع، ایجاد یک سیستم مالی بین‌المللی کارا، تاب‌آور^۲ و عادلانه می‌تواند موجب حمایت از مشتریان و فعال کردن پس‌انداز و سرمایه‌گذاری شود که خود می‌تواند موجب رشد اقتصادی به همراه خلق مشاغل و کسب و کارها در اقتصاد شود. در واقع سیستم مالی، سنگ بنای فعالیت‌های اقتصادی است که البته طی دهه گذشته، گام‌های مهمی برای توسعه آن برداشته شده است (World Economic Forum, 2019, p.22).

بر اساس نتایج مطالعات صورت گرفته، از هر کشوری که از سیستم مالی کاراترتری برخوردار باشد، می‌توان انتظار نرخ رشد بالاتری را داشت (Dadgar & Nazari, 2009, p.2). با این حال، با وجود شواهد زیادی که مؤید اثرگذاری مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی هستند اما هنوز هم توافقی در رابطه با ارتباط میان این دو وجود ندارد. به‌طور کلی، دو مکتب فکری اصلی درباره این موضوع وجود دارد. طرفداران مکتب فکری اول این‌طور بحث می‌کنند که توسعه مالی برای رشد اقتصادی ضروری است (Goldsmith, 1969; Levine, 1997; McKinnon, 1973). در مقابل، طرفداران مکتب فکری دوم، که عمدتاً از نظریه-پردازان نوکلاسیک هستند، بحث می‌کنند که بخش مالی محرک اصلی رشد نیست (Robinson, 1952; Wijnberg, 1983; Buffie, 1984; Lucas, 1988 & Shan, 2005). در این میان برخی محققان نظیر Patrick (1966)، به وجود رابطه علی دو طرفه و برخی دیگر مانند Singh, 1977; Andersen & Tarp, 2003; Ayadi et al., 2015 & Ductor & Grechyna, 2015 به وجود یک رابطه معکوس میان توسعه بخش مالی و رشد اقتصادی پی برده‌اند.

در واقع، با وجود آنکه غالب مطالعات تجربی انجام شده در این حوزه مؤید اثرگذاری مثبت توسعه مالی بر رشد اقتصادی هستند و وجود یک رابطه یک سویه از سوی توسعه بخش مالی را بر بخش حقیقی اقتصاد نشان می‌دهند، اما با مروری بر ادبیات موجود در این حوزه می‌توان اذعان داشت که رابطه میان این

^۱. Financial Markets and Intermediaries

^۲. Resilient

دو متغیر کلان اقتصادی قطعی نیست و مفروض دانستن یک رابطه علی یک‌طرفه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی می‌تواند نتایج گمراه‌کننده‌ای را از ارتباط میان این دو متغیر ارائه دهد. به علاوه، بر اساس ادبیات موجود، به دست آمدن نتایج متفاوت در مورد رابطه علی میان این دو متغیر کلیدی تحت تأثیر ستون‌های توسعه مالی است و از میان ستون‌های توسعه مالی، ستون ثبات مالی از جمله کلیدی‌ترین پیش-شرط‌های حفظ رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی است.

منظور از ثبات مالی، شرایطی است که بحران‌های مالی و یا شوک‌های برون‌زا نتواند به‌طور کلی موجب اختلال در کارکردهای اصلی سیستم مالی شود. این امر مستلزم وجود یک دولت ضابطه‌مند با ساختار بودجه با ثبات است که بتواند موجب برقراری ثبات اقتصاد کلان و درنهایت فراهم کردن شرایط ثبات مالی در اقتصاد شود. لازم به ذکر است که موضوع اثرگذاری شاخص‌های ثبات بودجه‌ای به‌عنوان معیاری از ثبات مالی، بر رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی از جمله موضوعاتی است که تاکنون در مطالعات انجام شده در این حوزه، به آن پرداخته نشده است. در واقع علی‌رغم آنکه رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در مطالعات بیشماری مورد توجه قرار گرفته است، اما مطالعه نحوه تأثیرپذیری رابطه میان این دو متغیر کلان اقتصادی از شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان تاکنون مورد توجه قرار نگرفته است.

از این‌رو هدف از این مقاله، مطالعه نحوه اثرگذاری شاخص‌های ثبات بودجه‌ای در بخش هزینه‌ها بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی است. به این منظور، ابتدا با در نظر گرفتن توسعه مالی به‌عنوان یک شاخص چند بعدی و با در نظر گرفتن بانک محور بودن سیستم مالی در ایران، از هفت شاخص توسعه مالی در بخش بانکی استفاده شده است و سپس شاخص چند بعدی توسعه مالی با استفاده از تکنیک تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA)، محاسبه شده است. سپس، رابطه علی میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از تکنیک علیت دو متغیره بر مبنای الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. درنهایت، نحوه اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان بر رابطه علی میان این دو متغیر با بهره‌گیری از آزمون علیت سه متغیره بر مبنای الگوی فوق‌الذکر مورد مطالعه قرار گرفته است.

بدین منظور در بخش بعدی، ادبیات تحقیق در ارتباط با رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی، اهمیت ثبات مالی در اقتصاد و همچنین نحوه اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان بر ایجاد ثبات مالی در اقتصاد بررسی شده است. در بخش سوم، الگوی مورد نظر، متغیرهای مورد استفاده و

متدولوژی تحقیق به منظور بررسی فرضیات تحقیق معرفی شده است. بخش چهارم به ارائه نتایج حاصل از برآورد الگو بر اساس تکنیک علیت دو متغیره و سپس علیت سه متغیره بر اساس روش VECM اختصاص یافته است. در نهایت در بخش پنجم، نتایج حاصل از این مطالعه و پیشنهادهای سیاسی مرتبط با آن ارائه شده است.

۲- ادبیات تحقیق:

۲-۱- توسعه مالی و رشد اقتصادی

توسعه مالی، تاب آوری یک کشور^۱ را افزایش می دهد و می تواند موجب رشد اقتصادی شود. در واقع، توسعه هر اقتصادی نیازمند توسعه بخش مالی آن است و توسعه بخش مالی در فرآیند شکل گیری و رشد نهادها، ابزارها و بازارها که موجب سرمایه گذاری های وسیع و کاهش فقر می شود، اتفاق می افتد. به این ترتیب، توسعه مالی اطلاعات بهتری در مورد سرمایه گذاری های سودآور ممکن و چگونگی ارتقاء تخصیص بهینه سرمایه ارائه می دهد؛ به عبارت دیگر، ظهور نهادهای مالی به کاهش هزینه جمع آوری اطلاعات و به کارگیری مؤثر قراردادها و اجرای معاملات کمک می کند. همچنین، وسیع کردن دسترسی مالی (که یکی از شاخص های توسعه مالی است)، موجب ایجاد کارایی پویا در سیستم می شود که این کارایی از طریق تغییر ساختاری از مسیر نوآوری و رفاه در اقتصاد ایجاد می شود (Guru & Yadav, 2018, p.114).

توسعه مالی را می توان با ارتقاء اندازه، کارایی و ثبات بازارهای مالی در کنار افزایش دسترسی به بازارهای مالی که می تواند مزیت های آن را برای اقتصاد چند برابر کند تعریف کرد. به طور مثال، یک بازار مالی به خوبی توسعه یافته، پس اندازهای یک اقتصاد را به سمت سرمایه گذاری های سودده هدایت می کند (Stiglitz & Weiss, 1983, Diamond, 1984)، هزینه اطلاعات را کاهش می دهد و بنابراین منجر به تخصیص بهتر سرمایه می شود (Greenwood & Jovanovic, 1990) و همچنین هزینه حاکمیت شرکتی را کم می کند (Bencivenga & Smith, 1993). علاوه بر آن، واسطه های مالی به خوبی توسعه یافته، نوآوری را از طریق پاداش به کارآفرینان گسترش می دهند (King & Levine, 1993). همچنین، بر اساس مطالعه Levine (1997)، سیستم های مالی علاوه بر تسهیل مبادلات کالاها و خدمات، به تجارت، تنوع-

¹ . Country's Resilience

گرایی، ادغام و کاهش ریسک کمک می‌کنند. بر اساس مطالعه صورت گرفته توسط وی، مکانیسم اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی از مسیر انباشت سرمایه و نوآوری تکنولوژیکی رخ می‌دهد.

در حقیقت، با مروری بر ادبیات موجود در این حوزه می‌توان ادعا کرد علی‌رغم اینکه پرداختن به موضوع توسعه بخش مالی به سال‌های خیلی دور برمی‌گردد، اما تشخیص اینکه تأمین مالی موجب ارتقاء دستاوردهای توسعه‌ای در یک کشور می‌شود به لحاظ تاریخی نسبتاً جدید است (Anderson et al., 2012, p.58). Levine (1997) بیان می‌کند که در سال‌های اول بعد از جنگ جهانی دوم، اقتصاددانان توسعه، درکی از اصلاحات بخش مالی داخلی به‌عنوان عامل کلیدی برای رشد نداشتند. در واقع در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی، که سال‌های اوج انقلاب کینزی بود، نقش کلیدی بخش مالی در رشد و توسعه به فراموشی سپرده شد. در این سال‌ها، تمرکز بر دخالت دولت در اقتصاد و به‌طور خاص در بخش بانکی بود که از طریق تعیین سقف نرخ بهره بانکی، هدایت اعتبار و وضع قوانین سخت اعمال می‌شد؛ اما اثر مخرب این سیاست‌ها که به آن‌ها سیاست‌های سرکوب مالی گفته می‌شود بعدها توسط (McKinnon, 1973) و (Shaw, 1973) مورد انتقاد قرار گرفت و آن‌ها اثر منفی سرکوب مالی دولت را بر حجم وجوه واسطه‌گری شده توسط سیستم مالی رسمی اثبات کردند.

در واقع ادبیات این حوزه از این سال‌ها به بعد، وارد فاز جدیدی از تمرکز بر نقش توسعه مالی در بخش حقیقی اقتصاد شد. در دهه ۱۹۹۰، مدل‌های رشد درون‌زای مالی^۱ ظهور پیدا کردند و شامل ساختارهای مالی درون‌زا^۲ و رشد درون‌زا بودند. این مدل‌ها، نشان می‌دادند که چگونه مطلوبیت عوامل اقتصادی به‌منظور شکل‌دهی ساختارهای واسطه‌ای مالی درحال توسعه پرتو^۳، بیشینه می‌شود. برای مثال، (Bencivenga & Smith 1991)، نشان می‌دهند که چگونه بانک‌ها می‌توانند یک اقتصاد را فعال می‌کنند تا از این طریق سهم پس‌اندازهایی که به شکل دارایی‌های نقدی ناکارآمد نگهداری می‌شوند، کاهش یابد. به این ترتیب بانک‌ها ترکیب پس‌اندازها را بهبود می‌بخشند که به نوبه خود نرخ رشد تعادلی را تحت تأثیر قرار می‌دهند.

^۱ . Financial Endogenous Growth (FEG)

^۲ . Endogenous Financial Structures

^۳ . Pareto-Improving Financial Intermediary Structures

در مجموع باید گفت که مطالعات قابل توجهی در ارتباط با اهمیت توسعه سیستم مالی در کشورها و به خصوص کشورهای در حال توسعه صورت گرفته است و عمده این مطالعات اثرگذاری مثبت توسعه مالی را بر رشد و توسعه اقتصادی کشورهای مورد مطالعه خود تأیید کرده‌اند. با این وجود، بررسی رابطه میان این دو متغیر کلیدی نیازمند توجه به زیر ساختارهایی است که می‌تواند رابطه علی میان این دو متغیر کلیدی را تحت تأثیر قرار دهد. منظور از این زیر ساختارها، ستون‌های توسعه مالی است که می‌تواند مستقیماً عملکرد سیستم مالی را تحت تأثیر قرار دهند و یکی از مهم‌ترین این ستون‌ها، ثبات مالی است. از این رو، در ادامه به تعریف ثبات مالی و اهمیت آن در اقتصاد و نحوه اثرگذاری آن بر عملکرد واسطه‌های مالی در مواقع بحران‌های مالی پرداخته شده است.

۱-۱-۲- ثبات مالی و اهمیت آن در اقتصاد

ابتدا لازم است پیش از تعریف ثبات مالی در ارتباط با موضوع بحران‌های مالی و عوامل به وجود آورنده آن که می‌تواند تحت شرایطی بر هم زننده ثبات مالی در اقتصاد کلان باشد، تعریف شود. در واقع، هدف اصلی سیستم مالی که منطبق بر کارکرد اصلی آن است، انتقال وجوه به افراد و بنگاه‌های دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری با بهره‌وری بالاتر است. به منظور تحقق این هدف، فعالان در بازارهای مالی می‌بایست توانایی ارزیابی و داوری صحیح فرصت‌های سرمایه‌گذاری را داشته باشند؛ اما در مسیر انجام یک ارزیابی صحیح از این فرصت‌ها، یک مانع جدی وجود دارد و آن، عدم تقارن اطلاعات است. منظور از عدم تقارن اطلاعات، وضعیتی است که در آن یکی از طرفین قرارداد، اطلاعات صحیح کمتری نسبت به طرف مقابل دارد.

مشکل عدم تقارن اطلاعات از دو بعد می‌تواند برای سیستم مالی و یا دیگر سیستم‌ها مشکل‌آفرین باشد: ۱- انتخاب معکوس^۱ و ۲- مخاطرات اخلاقی^۲. در حقیقت، با توجه به مشکلاتی که منتج از عدم تقارن اطلاعات در یک سیستم مالی رخ می‌دهد، (Mishkin 2001) بحران‌های مالی را فروپاشی بازارهای مالی تعریف می‌کند که در آن مشکل انتخاب معکوس و مخاطره‌های اخلاقی بسیار بدتر شده است. از دیدگاه وی، بحران‌های مالی زمانی رخ می‌دهند که بازارهای مالی قادر نیستند وجوه را به کسانی انتقال دهند که دارای فرصت‌های سرمایه‌گذاری با ظرفیت بهره‌وری بالاتر هستند؛ بنابراین، بحران مالی نتیجه

^۱ . Adverse Selection

^۲ . Moral Hazard

ناتوانی بازارهای مالی برای عملکرد کارا بوده که موجب انقباض شدید فعالیت‌های اقتصادی و رکود می‌شود (Mishkin, 2001).

حال با توجه به تعریفی که از بحران‌های مالی ارائه شد، می‌توان به تبیین مفهوم ثبات مالی پرداخت. بر اساس گزارش توسعه مالی جهانی (2012 World Economic Forum)، توسعه مالی بر هفت ستون استوار است که عبارتند از: محیط نهادی^۱، محیط کسب و کار^۲، ثبات مالی^۳، خدمات مالی بانکی^۴، خدمات مالی غیر بانکی^۵، بازارهای مالی^۶ و دسترسی مالی^۷. بر اساس دیدگاه این مجمع، کیفیت بالای این ستون‌ها متضمن بهره‌مندی اقتصاد یک کشور از آثار مثبت توسعه مالی است. در میان این هفت ستون، ثبات مالی مرتبط با وضعیتی است که بحران‌های مالی سیستمی^۸، ثبات اقتصاد کلان را تهدید ننمایند (Aboutorabi, 2014, p.42)؛ به عبارت دیگر، ثبات مالی وضعیتی است که نظام مالی قادر به مقابله با تکان‌های وارده بدون آسیب رساندن به فرآیند تخصیص پس‌اندازها به سرمایه‌گذاری و همچنین کارکرد سیستم پرداخت‌ها باشد. به بیان بهتر، ثبات مالی به شرایطی اطلاق می‌شود که سیستم مالی بدون هیچ مشکل و نارسایی، قادر به ایفاء وظیفه‌اش در تخصیص منابع و مدیریت ریسک و همچنین عملکرد مؤثر سیستم پرداخت‌ها بوده و در عین حال از انعطاف‌پذیری لازم برای مواجهه با تکان‌های وارده برخوردار باشد. بر اساس مطالعات انجام شده، کانال‌های اصلی که موجب ایجاد بی‌ثباتی در سیستم مالی می‌شوند عبارتند از:

۱- فشار ارزش‌گذاری بیش‌ازحد بالای^۹ دارایی‌ها که با قیمت‌دارایی‌ها که نسبت به بنیان‌های اقتصادی و هنجارهای مرتبط با گذشته، بالا است، خود را نشان می‌دهد و اغلب با افزایش ریسک‌پذیری سرمایه‌گذاران ایجاد می‌شود. به این ترتیب، فشار ارزش‌گذاری بالا، امکان سقوط قابل توجه قیمت دارایی‌ها را فراهم می‌کند.

^۱ . Institutional Environment

^۲ . Business Environment

^۳ . Financial Stability

^۴ . Banking Financial Services

^۵ . Non-Banking Financial Services

^۶ . Financial Markets

^۷ . Financial Access

^۸ . Systemic Financial Crisis

^۹ . Excessive Valuation Pressures

۲- قرض‌گیری بیش‌ازاندازه صاحبان کسب‌وکار و خانوارها^۱ که در صورت کاهش درآمد یا کاهش ارزش دارایی‌شان آن‌ها را در معرض استرس عدم توانایی در بازپرداخت وام‌ها قرار می‌دهد و مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاران با زیان مواجه می‌شوند.

۳- افزایش بیش‌ازاندازه نسبت بدهی به دارایی در بخش مالی^۲ که ریسک نهادهای مالی را در عدم توانایی جذب کوچک‌ترین زیان‌ها در زمانی که با شوک‌های منفی مواجه می‌شوند افزایش می‌دهد. در این شرایط، مؤسسات مالی مجبور به قطع وام‌دهی، فروش دارایی‌های خودشان یا در شرایط حاد، بستن مجموعه خود می‌شوند و دسترسی به اعتبار را برای خانوارها و صاحبان کسب‌وکار مختل کند.

۴- ریسک‌های تأمین مالی^۳، که سیستم مالی را در معرض این احتمال قرار می‌دهد که سرمایه‌گذاران وجوه خود را از یک مؤسسه یا بخش خاصی خارج خواهند کرد. نقدشوندگی سخت و سررسید بلندمدت این دارایی‌ها می‌تواند موجب ایجاد انگیزه برای سرمایه‌گذاران شود تا وجوه خود را از این مؤسسات طلب کنند. در این وضعیت، مؤسسات مالی ممکن است به فروش فوری دارایی‌های خود در قیمت‌های حراج احتیاج داشته باشند که در این صورت متحمل ضررهای قابل توجه می‌شوند و آن‌ها را در معرض ورشکستگی قرار می‌دهد که به وحشت مالی^۴ تعبیر می‌شود (International Monetary Fund, 2019, pp.3-4).

در مجموع با توجه به مواردی که بیان شد، می‌توان گفت که یک سیستم مالی با ثبات، از یک ساختار مستحکم به هنگام مواجهه با اثرات مخرب شوک‌های برون‌زا از طریق چهار کانال فوق برخوردار است. به‌علاوه کارکرد بسیار مهم این موضوع در آن است که توسعه سیستم مالی و رابطه آن با رشد اقتصادی که از اهداف اصلی این سیستم حیاتی است، به‌شدت تحت تأثیر وجود ثبات مالی در اقتصاد است و برقراری ثبات مالی نیز در گرو وجود ساختار بودجه باثبات است. ازاین‌رو در بخش بعد به اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی پرداخته شده است.

۲-۲- پیوند میان شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان و رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی

^۱ . Excessive Borrowing By Business And Households

^۲ . Excessive Leverage Within The Financial Sector

^۳ . Funding Risks

^۴ . Financial Panics

بر اساس شواهد تجربی موجود می‌توان ادعا کرد آن چیزی که می‌تواند از ثبات سیستم مالی در اقتصاد یک کشور حمایت کند، وجود یک دولت با ساختار بودجه با ثبات است. این موضوع بیان‌کننده آن است که عملکرد بودجه‌ای دولت از مسیر ایجاد ثبات اقتصاد کلان می‌تواند موجب برقراری ثبات مالی شود و برقراری ثبات مالی نیز یکی از پیش‌شرط‌های کلیدی در بهره‌گیری مثبت از توسعه سیستم مالی بر رشد اقتصادی است. در واقع، مقامات مالی طی یکسری سیاست‌ها، شامل تضمین اعتبار از سوی دولت^۱، حمایت برای بازسازی وام‌ها^۲ و تشویق بانک‌ها برای استفاده از سپرده‌های سرمایه و نقدینگی^۳ برای پشتیبانی وام‌دهی به مردم از بازار حمایت می‌کنند (International Monetary Fund, 2020, p.4).

در حقیقت، نقش دولت را در ایجاد ثبات مالی می‌توان در سیاست‌های بودجه‌ای^۴ آن مشاهده کرد. سیاست بودجه‌ای با توجه به پیوندهای متقابل بی‌شمار آن با سیستم مالی و بخش حقیقی، دارای پتانسیل احتیاطی کلان‌گسترده^۵ است. مدیریت بدهی عمومی، سیاست‌های مالیاتی، شاخص‌های ساختاری و سایر معیارهای بودجه‌ای، هدفی جز دستیابی به رشد اقتصادی با ثبات، اشتغال بالاتر و دستیابی به اهداف اجتماعی ندارند. این معیارها، به‌صورت مستقیم و غیرمستقیم می‌توانند بر ریسک سیستمی به‌عنوان عامل ایجادکننده بی‌ثباتی مالی اثرگذار باشند و ظرفیت سیستم را برای حذف شوک‌های احتمالی افزایش دهند (Dumicic, 2019, p.98).

با توجه به این توضیحات می‌توان این فرضیه را مطرح کرد که به‌طور متوسط عملکرد بانک‌ها و بازارهای مالی وابسته به تصمیمات سیاستی دولت‌ها است و این وابستگی از دریچه ثبات مالی خود را نشان می‌دهد. در ارتباط با مزایای سیاست‌های بودجه‌ای دولت در ایجاد ثبات مالی، (Van der Ploeg 2005) بیان می‌کند که توسعه‌های اخیر در مدلسازی‌های اقتصاد کلان و چالش‌های مرتبط با سیاست‌های سرکوب‌گرایانه^۶، این مجادله کلاسیک بر سر اثربخشی سیاست‌های مالی به‌عنوان ابزاری برای ثبات اقتصاد

¹ . Government Credit Guarantees

² . Restructing of Loans

³ . Capital And Liquidity Buffers

⁴ . Fiscal Policies

⁵ . Immense Macro Prudential Potential

⁶ . Pressing Policy

کلان را احیا کرده است. بر اساس مبانی تئوریک، توسعه سریع در مدل‌های تعادل عمومی با پایه خرد، به محققین این امکان را می‌دهد که مزایای ثبات مالی^۱ را در یک چارچوب تحلیلی منسجم ارزیابی کنند.

این دسته از مطالعات این دانش متعارف را تأیید می‌کنند که واکنش خلاف چرخه‌ای به موقع سیاست بودجه‌ای دولت در مواجهه با شوک‌های تقاضا احتمالاً منجر به کاهش قابل توجه نوسانات در تولید و مصرف می‌شود (Kumhof & Laxton, 2009). هر چند که در مقابل، ممکن است سیاست‌های بودجه‌ای هدفمند به هنگام غلبه شوک‌ها از جانب عرضه، نامطلوب باشند (Blanchard, 2000). با این حال در مجموع، درآمدها و عملکرد دولت در تأمین مالی مخارج خود بر دستیابی به ثبات اقتصاد کلان و رشد اقتصادی اثرگذار است و از طرف دیگر بر اساس ادبیات موجود، توسعه سیستم مالی نیز بر رشد اقتصادی اثرگذار است. حال نحوه اثرگذاری توسعه سیستم مالی بر رشد اقتصادی که در ادبیات این حوزه جایگاه ویژه‌ای دارد، می‌تواند تحت تأثیر شاخص‌های بودجه‌ای دولت مرتبط با ترکیب هزینه‌ها و درآمدهای آن قرار گیرد؛ بنابراین چنانچه وضعیت بودجه‌ای دولت مطلوب‌تر باشد، آنگاه می‌تواند از طریق ایجاد ثبات مالی، از مواجهه سیستم مالی در بخش بانکی با ریسک‌های سیستمی جلوگیری کرده و شرایط را برای اثرگذاری مثبت توسعه سیستم مالی بر رشد اقتصادی فراهم کند.

۲-۳) مروری بر مطالعات پیشین

در این بخش ابتدا مروری بر مطالعات تجربی انجام شده در حوزه ارتباط توسعه مالی و رشد اقتصادی انجام شده است. سپس مطالعاتی که به عوامل اثرگذار بر رابطه میان این دو متغیر کلیدی متمرکز شده‌اند، به اختصار مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

(Ibrahim & Alagidede, 2018)، به بررسی ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ۲۹ کشور صحرای آفریقا طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. بر اساس یافته‌های آن‌ها توسعه مالی زمانی که بالاتر از حد آستانه است، دارای ارتباط مثبت و معناداری با رشد اقتصادی است؛ اما در مقابل زمانی که سطح توسعه یافتگی مالی کشور مورد نظر پایین‌تر از حد آستانه است، توسعه مالی تا حد زیادی نسبت به متغیر رشد اقتصادی حساس نیست.

(Ehigiamusoe & Lean, 2018)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در کشورهای غنا، نیجریه و آفریقای جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۱۹۸۰ پرداخته‌اند. بر اساس

^۱ . Fiscal Stabilization

نتایج این تحقیق، یک رابطه علی بلندمدت از سوی توسعه مالی به سمت رشد اقتصادی در این کشورها وجود دارد. به علاوه، در کوتاه مدت، رابطه علی از سوی رشد اقتصادی به توسعه مالی در غنا تأیید شده است.

(Durusu-Ciftci et al., 2017)، به مطالعه اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی با استفاده از روش داده‌های تابلویی برای ۴۰ کشور طی دوره ۲۰۱۱-۱۹۸۹، پرداخته‌اند. بر اساس نتایج این مطالعه به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که بر اجرای سیاست‌هایی که منجر به تعمیق بازارهای مالی می‌شوند (شامل اقدامات نهادی و قانونی برای تقویت حقوق اعتباردهندگان و سرمایه‌گذاران و اجرای قراردادهای) تمرکز کنند و با حمایت از توسعه بخش مالی، موجب افزایش رشد اقتصادی شوند.

Peia & Roszbach (2015)، در مطالعه‌ای به بررسی رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی برای ۲۲ کشور در حال توسعه می‌پردازند. آن‌ها با توجه به توسعه یافته بودن کشورهای مورد نظر خود، سیستم مالی را به دو بخش بانک و بازارهای مالی تقسیم می‌کنند. به عقیده آن‌ها الگوی علیت وابسته به این است که توسعه مالی در کشور مورد بررسی برآمده از بازار مالی است و یا بخش بانکی. آن‌ها نشان می‌دهند که توسعه بازار سهام، موجب توسعه اقتصادی می‌شود اما جهت علیت در مورد بخش بانکی متفاوت است؛ به این مفهوم که این رشد تولید است که می‌تواند موجب توسعه بخش بانکی شود.

(Adeniyi et al., 2015)، ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی را در کشور نیجریه در دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۶۰ با استفاده از تکنیک حد آستانه مورد ارزیابی قرار داده‌اند. بر اساس نتایج این تحقیق، توسعه مالی دارای اثرگذاری منفی بر رشد بوده است اما با در نظر گرفتن اثر حد آستانه برای شاخص توسعه مالی، این اثر منفی، معکوس شده است. این نتیجه نشان دهنده وجود نقاط عطف در رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی است.

(Polat et al., 2014)، اثر توسعه مالی را بر رشد اقتصادی در کشور آفریقای جنوبی طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ مورد مطالعه قرار داده‌اند. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، توسعه مالی موجب رشد اقتصادی در این کشور می‌شود. بر این اساس محققین پیشنهاد می‌کنند که دولت باید با تغییر جهت سیاست‌های تجاری موجب بهره‌مندی بهینه از توسعه مالی برای رشد اقتصادی در بلندمدت شود.

(Arcand et al., 2012)، به این موضوع می‌پردازند که آیا حد آستانه‌ای برای توسعه مالی وجود دارد که در آن اثر منفی بر رشد اقتصادی بگذارد؟ همچنین با مطرح کردن "تأمین مالی بیش‌ازاندازه"^۱ به این موضوع می‌پردازند و این‌طور بحث می‌کنند که زمانی که سهم اعتبار داده شده توسط سیستم مالی به بخش خصوصی به بالای ۱۰۰ درصد از تولید ناخالص داخلی می‌رسد، توسعه مالی دارای اثرگذاری منفی بر رشد اقتصادی خواهد بود. آن‌ها به این اثر، اثر ناپدید^۲ توسعه مالی می‌گویند.

در ارتباط با رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی سایر محققین نظیر (Yildirim et al., 2020)، (Erdogan et al., 2020)، (Panizza, 2012)، (Hassan et al., 2011) و (Calderon & Liu, 2003) به تحقیق پرداخته‌اند و به نتایج متناقضی در مورد رابطه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی دست پیدا کرده‌اند. همچنین در مطالعات داخلی نیز به بررسی رابطه میان این دو در کشورهای مختلف پرداخته شده است؛ نظیر (Makiyan & Izadi, 2015)، (Bafandeh Imandoust et al., 2015)، (Aboutorabi, 2013)، (Hosseini et al., 2011)؛ اما یکی از علل دستیابی به نتایج متفاوت در مورد رابطه میان این دو متغیر کلان اقتصادی، عدم توجه به زیر ساختارهایی است که بر رابطه میان آن‌ها اثرگذار هستند. البته مطالعات بسیار اندکی بر زیرساختارهای مؤثر بر این رابطه تمرکز کرده‌اند؛ مانند (Mallick et al., 2018)، (Shahbaz et al., 2017)، (Kahouli, 2017)، (Aboutorabi, 2014)، (Ding et al., 2013)، (Cheng & Degryse, 2010)، که هر کدام از زوایای دیگری به زیرساختارهای اثرگذار بر رابطه میان آن‌ها پرداخته‌اند. با این وجود، تاکنون پرداختن به نقش کلیدی شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان بر رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ادبیات موجود مورد غفلت قرار گرفته است.

۳- روش تحقیق

در این مطالعه، پیش از بررسی فرضیات مورد نظر و به‌کارگیری آزمون علیت بر مبنای الگوی تصحیح خطای برداری، در رابطه میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران و اثرات شاخص‌های بودجه‌ای بر آن، نحوه محاسبه شاخص چند بعدی توسعه مالی که بر مبنای تکنیک PCA انجام شده به همراه معرفی شاخص‌های مورد استفاده ارائه شده است.

^۱ . Too Much Finance

^۲ . Vanishing Effect

۳-۱- تکنیک تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA)

تجزیه مؤلفه‌های اصلی، اولین بار توسط (1091 Pearson) معرفی شد و از آن زمان برای تحلیل‌های چند متغیره مورد استفاده قرار گرفته است. در واقع، هدف اصلی این روش، کاهش ساختار ابعادی داده‌ها با انتقال آن‌ها به مجموعه جدیدی از متغیرهای غیر همبسته است (Yorulmaz, 2018). در تکنیک PCA به هر کدام از متغیرهای ورودی یک وزن اختصاص داده می‌شود و با این کار، متغیر چند بعدی نهایی تعیین می‌شود. وزن‌های به دست آمده میزان همبستگی یک متغیر ورودی با شاخص حاصله را نشان می‌دهند (Radovanovic et al., 2018). بر این اساس، می‌توان تعیین کرد کدام متغیرها نقش مهمی در توضیح شاخص حاصله دارند (Le et al., 2019). کاربرد PCA از سوی بسیاری از اقتصاددانان پذیرفته شده است (Le et al., 2019)، (Adu et al., 2013)، (Muhammad Adnan Hye, 2011)، (Ang & McKibbin, 2010)، (Jolliffe, 2000).

در مقاله حاضر با توجه به وجود مشابهت میان داده‌های ورودی مرتبط با شاخص توسعه مالی، تکنیک PCA بر مبنای مقادیر ویژه ماتریس کواریانس مورد استفاده قرار گرفته است. در واقع در تکنیک تجزیه مؤلفه‌های اصلی مبتنی بر ماتریس کواریانس، هدف پیدا کردن ترکیبات خطی از متغیرهای ورودی بر مبنای ماتریس کواریانس است. بر اساس فرض اولیه این روش، ملاک تمایز در اهمیت متغیرها، اندازه واریانس مشاهدات جمع‌آوری شده است. بنابراین در این روش ملاک وزن‌دهی بر اساس واریانس هر شاخص (یا متغیر) است، بدین صورت که هر شاخصی که در بازه زمانی مورد مطالعه، واریانس (تغییرات) بیشتری داشته باشد، وزن بالاتری در توضیح آن مفهوم به خود اختصاص خواهد داد (Ahmadian Yazdi, 2017, p.102).

شاخص‌های مورد استفاده در این تحقیق، جهت محاسبه شاخص چند بعدی توسعه مالی (FD)، شاخص‌های استاندارد بانک جهانی در بخش بانکی هستند که طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ برای کشور ایران ارائه شده‌اند و عبارتند از:

- ۱- نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌های سپرده‌پذیر و سایر مؤسسات مالی به بخش خصوصی به تولید ناخالص داخلی،
- ۲- نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به کل دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر و بانک مرکزی،
- ۳- نسبت دارایی‌های بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی،
- ۴- نسبت دارایی‌های بانک‌های سپرده‌پذیر به تولید ناخالص داخلی،
- ۵- نسبت بدهی‌های نقدی به تولید ناخالص داخلی،

۶- نسبت سپرده‌های سیستم مالی به تولید ناخالص داخلی،

۷- نسبت اعتبارات بانکی به سپرده‌های بانکی.

۲-۳- آزمون روابط علی^۱

علیت یکی از مسائل اساسی در بررسی رابطه میان متغیرهای اقتصادی است و تعیین جهت علیت برای متغیرهایی مورد استفاده قرار می‌گیرد که مبانی نظری صریحی در مورد آن‌ها وجود ندارد. روش مرسوم برای بررسی علیت، معروف به آزمون گرنجر است اما مشکل روش علیت گرنجر این است که رابطه علیت را بر اساس رابطه بین مقادیر جاری یک متغیر با مقادیر گذشته متغیر دیگر بررسی می‌کند. چنین رابطه‌ای لزوماً نشان نمی‌دهد که تغییرات یک متغیر دلیل تغییرات سایر متغیرها است. همچنین از دیگر مشکلات روش گرنجر این است که نتایج آن به تعداد وقفه بهینه حساس است. به علاوه، روش ارائه شده توسط وی در صورتی که متغیرها پایا نباشند، ممکن است به درستی عمل نکند (Bafandeh Imandoust et al., 2015). لذا با توجه به ایرادات فوق نسبت به روش علیت گرنجر، در مقاله حاضر از آزمون علیت میان متغیرهای الگو بر مبنای الگوهای تصحیح خطای برداری بهره گرفته شده است.

۲-۳-۱- آزمون علیت با استفاده از الگوی تصحیح خطای برداری

در مقاله حاضر به منظور بررسی روابط علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران از الگوی تصحیح خطای برداری (VECM^۲)، (با و بدون حضور شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان)، استفاده شده است. این الگو در آزمون علیت دو متغیره و بدون حضور شاخص‌های بودجه‌ای اثرگذار بر رابطه توسعه مالی و رشد اقتصادی، به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\begin{cases} \Delta lFD_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta lFD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta lGDP_{t-i} + \lambda_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta lGDP_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta lFD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta lGDP_{t-i} + \lambda_2 ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{cases}$$

به‌طوری در معادله اول،

^۱. Testing Causal Relationship

^۲. Vector Error Correction Model

(۱) اگر تمامی γ_{1i} ها همزمان برابر با صفر نباشند، رشد اقتصادی علت کوتاه‌مدت توسعه مالی است؛

(۲) اگر $\lambda_1 \neq 0$ ، رشد اقتصادی علت بلندمدت توسعه مالی است؛

(۳) اگر تمامی γ_{1i} ها و λ_1 همزمان برابر با صفر نباشند، رشد اقتصادی علت قوی توسعه مالی است؛

(۴) اگر هیچ کدام از موارد فوق برقرار نباشد، رشد اقتصادی علت توسعه مالی نیست.

به‌طور مشابه و با در نظر گرفتن معادله دوم، می‌توان همین آزمون‌ها را جهت بررسی رابطه علیت از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی انجام داد.

الگوی تصحیح خطای برداری در آزمون علیت سه متغیره و در حضور شاخص‌های بودجه‌ای اثرگذار بر این رابطه و نحوه تأثیر توسعه مالی بر رشد اقتصادی، نیز به‌صورت زیر تصریح می‌شود:

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta lFD_t = \alpha_{10} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta lFD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta lBudg_{t-i} + \lambda_1 ECM_{t-1} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta lGDP_t = \alpha_{20} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta lFD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta lBudg_{t-i} + \lambda_2 ECM_{t-1} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta lBudg_t = \alpha_{30} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta lFD_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} \Delta lGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta lBudg_{t-i} + \lambda_3 ECM_{t-1} + \varepsilon_{3t} \end{array} \right. \quad (2)$$

به‌طوری که در معادله اول،

(۱) اگر تمامی γ_{1i} ها و δ_{1i} ها همزمان برابر صفر نباشند، رشد اقتصادی در حضور شاخص‌های بودجه‌ای مورد نظر، علت کوتاه‌مدت توسعه مالی است؛

(۲) اگر $\lambda_1 \neq 0$ ، رشد اقتصادی در حضور شاخص‌های بودجه‌ای مورد نظر، علت بلندمدت توسعه مالی است؛

۳) اگر تمامی γ_{1i} ها و δ_{1i} ها و λ_1 همزمان برابر صفر نباشند، رشد اقتصادی در حضور شاخص‌های بودجه‌ای مورد نظر، علت قوی توسعه مالی است؛

۴) اگر هیچ کدام از موارد فوق برقرار نباشد، رشد اقتصادی در حضور شاخص‌های بودجه‌ای مورد نظر، علت توسعه مالی نیست.

به طریق مشابه و با در نظر گرفتن معادله دوم، می‌توان همین آزمون‌ها را جهت بررسی رابطه علیت از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی در حضور شاخص‌های بودجه‌ای مورد نظر که در مدل لحاظ شده‌اند، انجام داد.

در حقیقت در این مطالعه، برخلاف مطالعاتی که تاکنون انجام شده‌اند، وجود یک رابطه علی یک‌طرفه از سوی توسعه مالی بر رشد اقتصادی به عنوان پیش فرض مد نظر نیست زیرا این ساده‌سازی می‌تواند به دلیل عدم کنترل درون‌زایی بالقوه و دستیابی به برآوردکننده‌های تورش‌دار و ناسازگار، مشکلات مفهومی ایجاد کند (Aboutorabi, 2014, p.116). از این رو در این مقاله، ابتدا جهت علیت میان این دو متغیر کلیدی بر اساس آزمون علیت فوق‌الذکر، تشریح می‌شود و سپس نحوه اثرگذاری هر کدام از شاخص‌های بودجه‌ای به صورت جداگانه بر اساس الگوی طراحی شده در بالا مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرد.

۳-۳- معرفی شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان

در این مقاله به منظور انجام آزمون علیت سه متغیره بر مبنای آزمون علیت مبتنی بر الگوی تصحیح خطای برداری، از شاخص‌های ثبات بودجه‌ای در بخش هزینه استفاده شده است که به ترتیب زیر می‌باشند:

۱- نسبت بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به GDP (GCENTCURGDPOILCUR)

۲- نسبت بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات مالی غیر بانکی به GDP (GFSCURGDPOILCUR)

۳- نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (BGDPOILCUR)

۴- نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه‌های جاری) به کل هزینه‌های دولت (CUREX)

۵- نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) به کل هزینه‌های دولت (CONEX)

۶- نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) به GDP (CONGDPOILCUR)

۷- نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه‌های جاری) به GDP (CUGDPOILCUR)

در مطالعه حاضر اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای فوق که معرف ستون ثبات مالی و نحوه عملکرد دولت در بخش هزینه‌ها می‌باشند، بر رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی مورد آزمون قرار گرفته است. در واقع تقویت ثبات مالی در اقتصاد می‌تواند از طریق بالا بردن ظرفیت جذب شوک‌ها در سیستم مالی، موجب تقویت رابطه مثبت توسعه مالی و رشد شود.

۴- نتایج حاصل از برآورد الگو

در این مطالعه، ابتدا به منظور بررسی پایایی متغیرهای الگو، از آماره الویت-روتنبرگ-استاک^۱ برای انجام آزمون دیکی فولر بر مبنای حداقل مربعات تعمیم یافته (DF-GLS) استفاده شده است. نتایج حاصل از این آزمون با در نظر گرفتن عرض از مبدأ در جدول (۱) گزارش شده است.

جدول (۱): نتایج آزمون پایایی بر اساس روش DF-GLS (با عرض از مبدأ)

متغیر	آماره DF-GLS محاسباتی	مقدار بحرانی در سطح معنی‌داری ۱۰ درصد	نتیجه آزمون پایایی
BGDPOILCUR	-۲/۹۳°	-۲/۸۹	پایا
CONEX	-۱/۷۹	-۱/۶۱	پایا
CONGDPOILCUR	-۲/۶۳	-۱/۶۱	پایا
CUGDPOILCUR	-۳/۵۹**	-۲/۶۰	پایا
CUREX	-۱/۷۹	-۱/۶۱	پایا
GFSCURGDPOILCUR	-۱/۸۴	-۱/۶۱	پایا
GCENTCURGDPOILCUR	-۴/۰۱	-۲/۸۹	پایا
FD	-۱/۷۰	-۱/۶۱	پایا
GROWTH	-۳/۷۷۴°	-۲/۸۹	پایا

منبع: محاسبات تحقیق

* با در نظر گرفتن عرض از مبدأ و روند محاسبه شده است.

** برای انجام آزمون پایایی این متغیر، از آماره ADF تعمیم یافته در سطح معناداری ۱۰ درصد استفاده شده است.

¹ . Elliott-Rothenberg-Stock

لازم به ذکر است که منظور از GROWTH، متغیر رشد اقتصادی بر اساس قیمت‌های جاری است. بر اساس نتایج به دست آمده از این آزمون، کلیه متغیرهای مورد نظر در این مطالعه، در سطح پایا شده‌اند. در ادامه، به منظور انجام آزمون علیت دو متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی، وقفه بهینه بر اساس آزمون VAR تعیین شده است. بر اساس معیار شوارتز-بیزین، وقفه بهینه برای انجام آزمون مورد نظر، برابر با ۲ است. سپس در مرحله بعد بر اساس وقفه تعیین شده به برآورد رابطه علی میان FD و GROWTH بر اساس تکنیک تصحیح خطای برداری (VECM) پرداخته شده است. بر این اساس، ابتدا رابطه علی بلندمدت بر اساس معناداری ضریب (-1) ECM و سپس رابطه علی کوتاه‌مدت بر اساس معناداری سایر متغیرها مورد بررسی قرار گرفته‌اند.

جدول (۲): نتایج آزمون علیت دو متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	۱/۳۹ (۰/۰۳)	-۰/۶۶ (۰/۰۰)	وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۶ (۰/۱۹)	۰/۰۱ ۰/۸۱	عدم وجود عدم علیت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.
منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۲) نتایج آزمون علیت دو متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد GDP در ایران را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد. نتایج این جدول نشان‌دهنده وجود رابطه علیت از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت است؛ بنابراین می‌توان این‌طور نتیجه‌گیری کرد که یک رابطه علی قوی از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶ برقرار است. این در حالی است که بر اساس معناداری ضرایب حاصل از برآورد الگو که در جدول (۲) قابل مشاهده است، وجود رابطه علی از سمت رشد اقتصادی به توسعه مالی هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأیید نمی‌شود. بر مبنای این نتیجه می‌توان گفت که بدون حضور

شاخص‌های بودجه‌ای، توسعه بخش مالی عامل محرک رشد اقتصادی کشور طی دوره زمانی مورد مطالعه است. با این وجود این رابطه علی می‌تواند به شدت تحت تأثیر ستون ثبات مالی قرار گیرد. از این رو در بخش بعد، اثرگذاری هر کدام از شاخص‌های بودجه‌ای هزینه‌ای، بر رابطه علی میان این دو متغیر کلیدی اقتصاد کلان به تفکیک مورد بحث و بررسی قرار گرفته است.

۱- شاخص نسبت بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی

(GCENTCURGDPOILCUR) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، وجود رابطه علی دو طرفه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی هم در کوتاه-مدت و هم در بلندمدت تأیید می‌شود.

جدول (۳): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت بدهی بخش دولتی به بانک مرکزی به تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	۱/۷۳ (۰/۰۲)	-۴۱/۷۴ (۰/۰۰)	وجود علیت در بلندمدت و کوتاه- مدت
	GROWTH	۰/۱۲ (۰/۰۲)	-۶/۰۱ (۰/۰۵)	وجود علیت در بلندمدت و کوتاه- مدت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.

منبع: محاسبات تحقیق

این شاخص، بیان کننده آن است که دولت تا چه اندازه برای تأمین مخارج خود از منابع بانک مرکزی استفاده کرده است. شواهد تجربی نیز مؤید این موضوع هستند که چنانچه افزایش ناگهانی و غیر بهینه در این نسبت اتفاق نیفتد، می‌توان با به کارگیری منابع بانک مرکزی در فعالیتهای اقتصادی مولد توسط دولت، موجب افزایش رشد اقتصادی و ایجاد ثبات مالی شد. بر اساس مطالعات انجام شده، چنانچه

دولت بتواند سهم بهینه بدهی خود به بانک مرکزی از GDP (حدوداً بین ۳۰ تا ۳۲ درصد در اقتصاد ایران^۱) را حفظ کند می‌تواند از مواهب برخورداری از توسعه سیستم مالی برای ایجاد رشد اقتصادی استفاده کند. علاوه بر این موضوع، برقراری علیت دوسویه با حضور این شاخص بودجه‌ای، نشان‌دهنده آن است که به واسطه رشد اقتصادی در کشور، سیستم مالی در بخش بانکی هم در بلندمدت و هم در کوتاه‌مدت نیز به سمت توسعه‌یافتگی حرکت می‌کند.

۲- شاخص نسبت بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات مالی غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی (GFSCURGDPOILCUR) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۴) نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات مالی غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۴): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت بدهی بخش دولتی به بانک‌ها و مؤسسات مالی غیر بانکی به تولید ناخالص داخلی طی

دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	-۰/۰۴ (۰/۹۲)	-۱۳۳/۵۷ (۰/۰۰)	وجود علیت در بلندمدت و عدم وجود علیت در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۳ (۰/۳۶)	۷/۱۲ (۰/۵۱)	عدم وجود علیت در بلندمدت و کوتاه- مدت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.
منبع: محاسبات تحقیق

^۱ . بر اساس مطالعه تجربی انجام شده توسط (Mousavinik & Bageripormehr (2019 این نسبت بهینه برای بدهی دولت به بانک مرکزی به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی تعیین شده است.

بر اساس نتایج به دست آمده، تغییرات این شاخص دارای اثرگذاری معناداری بر رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران بوده است. این بدان مفهوم است که این شاخص بودجه‌ای توانسته است در به فعلیت رسیدن آثار بالقوه توسعه مالی در تشویق رشد اقتصادی در بلندمدت مؤثر واقع شود؛ اما از طرف دیگر تغییرات این شاخص، بر رابطه علی معکوس میان توسعه مالی و رشد اقتصادی اثرگذاری معناداری نداشته است. لازم به ذکر است که مدیریت بدهی دولت به بانک مرکزی و یا مؤسسات مالی غیر بانکی می‌تواند موجب پایداری تورم و از علل مهم ایجاد ثبات مالی در کشور باشد و از این رو این شاخص می‌تواند تقویت کننده رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی باشد.

۳- نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی (BGDPPOILCUR) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۵) نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت کسری بودجه دولت به GDP را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۵): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷

نتیجه آزمون	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	متغیر تحت فرضیه صفر	متغیرهای آزمون
وجود علیت بلندمدت غیر قابل اتکا ^۱ و عدم وجود علیت در کوتاه‌مدت	۱۱۱/۲۷ (۰/۰۱)	-۰/۳۰ (۰/۵۱)	FD	FD & GROWTH
عدم وجود علیت در بلندمدت و کوتاه‌مدت	۰/۰۳ (۰/۴۱)	۴/۲۲ (۰/۶۹)	GROWTH	

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.

منبع: محاسبات تحقیق

^۱. باید توجه داشت که آماره محاسباتی برای آزمون علیت در بلندمدت مربوط به ضریب ECM می‌باشد. از آنجا که ضریب ECM میزان همگرایی الگو به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد، می‌بایست عددی منفی باشد. به این مفهوم که در هر دوره چه میزان از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت از بین می‌رود؛ بنابراین چنانچه این عدد، مثبت باشد به این مفهوم است که عدم تعادل کوتاه‌مدت در طی زمان تعدیل نمی‌شود و واگرایی وجود دارد. از این رو، ضرایب ECM مثبت، قابل اتکا نیستند.

همان‌طور که در این جدول ملاحظه می‌شود، رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت کسری بودجه دولت به GDP از بین می‌رود و بنابراین با افزایش کسری بودجه دولت در اقتصاد کشور، توسعه مالی نمی‌تواند موجب رشد اقتصادی شود. نتایج این بخش گویای آن است که شاخص بودجه‌ای فوق موجب از بین رفتن ثبات اقتصاد کلان و در نهایت ثبات مالی طی دوره زمانی مورد مطالعه شده به‌طوری‌که با بر هم زدن ثبات مالی مانع از اثرگذاری مثبت توسعه سیستم مالی در بخش بانکی بر رشد اقتصادی در کشور شده است. همچنین نتایج حاصل از برآورد در مورد این شاخص بودجه‌ای گویای آن است که تغییرات این شاخص اثر معناداری بر رابطه علی معکوس میان توسعه مالی و رشد اقتصادی ندارد.

۴- نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه‌های جاری) به کل هزینه‌های دولت (CUREX) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۶) نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت هزینه‌های جاری به کل هزینه‌های دولت را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۶): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت هزینه‌های جاری به کل هزینه‌های دولت طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	۱/۱۳ (۰/۱۱)	-۵۹/۴۵ (۰/۱۰)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۵ (۰/۴۰)	۲/۲۵ (۰/۷۹)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.
منبع: محاسبات تحقیق

نتایج حاصل از برآورد الگو، مؤید آن است که سیاست‌های مرتبط با هزینه‌های جاری طی سال-های مورد مطالعه به گونه‌ای بوده است که موجب از بین رفتن ثبات مالی در اقتصاد کشور و در نتیجه بر هم زدن تأثیرپذیری رشد اقتصادی کشور از توسعه مالی در بخش بانکی شده است. در حقیقت، هزینه‌های جاری به علت ماهیت غیر مولد بودن آن‌ها نمی‌توانند اثرگذاری مثبتی بر رشد اقتصادی داشته باشند و از طرف دیگر با بر هم زدن ثبات بودجه و ثبات مالی، می‌توانند از اثرگذاری مثبت توسعه مالی بر بخش حقیقی اقتصاد نیز جلوگیری کنند. همچنین رابطه علی معکوس میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور این شاخص بودجه‌ای برقرار نیست.

۵- نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) به کل هزینه‌های دولت (CONEX) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۷) نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت هزینه‌های عمرانی به کل هزینه‌های دولت را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۷): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت هزینه‌های عمرانی به کل هزینه‌های دولت طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	-۰/۲۲ (۰/۶۶)	۳۰/۶۱ (۰/۴۴)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۱ (۰/۷۹)	-۸/۸۹ (۰/۳۴)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت

اعداد داخل پرانتز پراختیاری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.
منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده، تغییرات شاخص هزینه‌های عمرانی به کل هزینه‌های دولت طی دوره زمانی مورد نظر به نحوی بوده است که موجب از بین رفتن علیت میان توسعه مالی و رشد اقتصادی شده است؛ به‌طوری‌که در حضور این شاخص، توسعه مالی علت رشد اقتصادی نیست. چنانچه دولت در بخش هزینه‌های عمرانی با افق بلندمدت‌تر رفتار کند، می‌تواند با برقراری ثبات بودجه و ثبات مالی، موجب تقویت اثرگذاری توسعه مالی بر افزایش رشد اقتصادی و تداوم آن در بلندمدت شود. لذا انجام اصلاحات جدی در بخش بانکی برای هدایت صحیح منابع به سرمایه‌گذاری‌های عمرانی مولد دولت (که بخش خصوصی تمایلی برای ورود به آن‌ها ندارد) به‌منظور ایجاد ثبات اقتصادی و فراهم کردن شرایط ثبات مالی در اقتصاد ضروری است. در واقع به میزانی که بودجه دولت در بخش‌های عمرانی پربازده هزینه شود، ثبات در بودجه ایجاد می‌شود که می‌تواند به دولت در ایجاد ثبات مالی کمک کند.

۶- نسبت اعتبارات تملک دارایی‌های سرمایه‌ای (هزینه‌های عمرانی) به تولید ناخالص داخلی (CONGDPOILCUR) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۸) نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت هزینه‌های عمرانی به GDP را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۸): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت هزینه‌های عمرانی به تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	-۰/۱۸ (۰/۷۶)	۴۳/۵۸ (۰/۶۸)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۲ (۰/۵۷)	-۳۲/۸۵ (۰/۱۷)	عدم وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.

منبع: محاسبات تحقیق

همان‌طور که در این جدول ملاحظه می‌شود، هزینه‌های عمرانی مانع از اثرگذاری توسعه بخش مالی بر رشد اقتصادی در کشور طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷ شده است. در واقع بر اساس آمار بانک مرکزی، متوسط سهم هزینه‌های عمرانی دولت از GDP طی سال‌های مورد مطالعه زیر ۵ درصد بوده است، و به همین دلیل نتوانسته موجب ایجاد ثبات مالی به عنوان ستون تقویت کننده رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی شود. در واقع کم بودن سهم این شکل از سرمایه از GDP کشور در کنار نیمه تمام ماندن بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های عمرانی دولت‌ها خود گواه بر کم بودن سهم مخارج عمرانی دولت از کل مخارج است که مانع از ایجاد ثبات مالی به عنوان عامل تقویت کننده رابطه علی توسعه مالی و رشد اقتصادی شده است.

۷- نسبت اعتبارات هزینه‌ای (هزینه‌های جاری) به تولید ناخالص داخلی (CUGDPOILCUR) و رابطه علی توسعه مالی-رشد اقتصادی

جدول (۹)، نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص چند بعدی توسعه مالی و رشد اقتصادی در حضور شاخص نسبت هزینه‌های جاری به GDP را در چارچوب الگوی تصحیح خطای برداری ارائه می‌دهد.

جدول (۹): نتایج آزمون علیت سه متغیره میان شاخص توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران در حضور شاخص نسبت هزینه‌های جاری به تولید ناخالص داخلی طی دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۷

متغیرهای آزمون	متغیر تحت فرضیه صفر	آماره محاسباتی علیت کوتاه‌مدت	آماره محاسباتی علیت بلندمدت	نتیجه آزمون
FD & GROWTH	FD	-۰/۹۵ (۰/۰۸)	-۱۴۵/۳۹ (۰/۰۵)	وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت
	GROWTH	۰/۰۷ (۰/۰۵)	-۲۹/۵۱ (۰/۰۸)	وجود علیت در بلندمدت و در کوتاه‌مدت

اعداد داخل پرانتز معناداری متغیرهای مورد آزمون را نشان می‌دهد؛ بنابراین چنانچه اعداد داخل پرانتز کمتر از (۰/۱۰) باشند، می‌توان معناداری ضرایب را پذیرفت.
منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج به دست آمده، تغییرات سهم هزینه‌های جاری دولت از GDP طی دوره زمانی مورد مطالعه به نحوی بوده است که موجب تقویت اثرپذیری رشد اقتصادی از توسعه بخش مالی کشور

شده است. بر اساس آمار بانک مرکزی، متوسط سهم هزینه‌های جاری دولت از GDP طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶، حدوداً ۱۵ درصد بوده است و این شاخص روند باثباتی را طی سال‌های مذکور تجربه کرده است که خود یکی از عوامل ایجاد کننده ثبات مالی در اقتصاد کشور است. از این رو، نتایج این بخش گویای آن است که تغییرات این شاخص موجب تقویت ستون ثبات مالی از طریق افزایش ثبات اقتصاد کلان شده است که در نهایت موجبات تقویت اثرگذاری توسعه سیستم مالی در بخش بانکی را بر رشد اقتصادی فراهم کرده است. علاوه بر آن، این شاخص بودجه‌ای دارای اثرگذاری معناداری بر رابطه علی معکوس میان توسعه مالی و رشد اقتصادی بوده است و موجب تأثیرپذیری توسعه مالی از رشد اقتصادی طی دوره زمانی مورد مطالعه هم در بلندمدت و هم در کوتاه مدت شده است؛ بنابراین در مجموع، حفظ ثبات در سهم هزینه‌های جاری دولت از GDP می‌تواند محرک رابطه علی دوسویه میان توسعه مالی و رشد اقتصادی شود و این موضوع می‌بایست مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد.

۵- بحث و نتیجه

بر اساس مطالعات انجام شده، توسعه سیستم مالی می‌تواند محرک رشد اقتصادی در کشورها باشد؛ با این وجود ارتباط میان توسعه مالی و رشد اقتصادی هنوز هم از موضوعات چالش‌برانگیز میان اقتصاددانان این حوزه است. در هر حال یکی از دلایل وجود نتایج متناقض در مورد رابطه میان این دو متغیر کلیدی اقتصاد کلان، وجود زیرساخت‌هایی است که می‌تواند بر این رابطه اثرگذار باشد و یکی از این زیرساخت‌ها که به عنوان ستون توسعه مالی مطرح می‌شود، ثبات مالی است. بر اساس ادبیات موجود، ثبات مالی در گرو وجود ثبات اقتصاد کلان است، زیرا ثبات اقتصاد کلان می‌تواند از طریق اثرگذاری بر متغیرهای حقیقی و ایجاد یک محیط امن اقتصادی، کمک بسیار زیادی در مدیریت کارآمد اقتصادی و موفقیت برنامه‌های سیاستی دولت‌ها و حرکت به سمت یک دولت و جامعه مطلوب کند. ایجاد چنین محیط باثبات اقتصادی در کشورهایی که نقش دولت در اقتصاد بسیار پررنگ‌تر از بخش خصوصی است عمدتاً به عهده دولت است و مهم‌ترین ابزار دولت برای تحقق هدف فوق، سیاست‌های بودجه‌ای است. از این رو، اصلی‌ترین شاخص‌هایی که می‌توانند نمایان‌کننده نقش مثبت این نهاد در ایجاد یک محیط باثبات اقتصادی باشد، شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان هستند.

با توجه به اهمیت این موضوع، در این مقاله به مطالعه نحوه اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان در بخش هزینه‌ها، بر رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۵۷-۱۳۹۶ پرداخته شده است. به این منظور ابتدا شاخص توسعه مالی به عنوان یک شاخص چند بعدی

که نماینده ابعاد مختلف سیستم مالی در بخش بانکی است، با استفاده از تکنیک تجزیه مؤلفه‌های اصلی (PCA) محاسبه شده است. سپس با به کارگیری آزمون علیت دو متغیره مبتنی بر الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)، نخست ارتباط علی میان شاخص چند بعدی توسعه مالی در بخش بانکی و رشد اقتصادی طی دوره زمانی مذکور مورد بررسی قرار گرفته است. سپس با استفاده از آزمون علیت سه متغیره مبتنی بر تکنیک فوق، به مطالعه و بررسی اثرگذاری شاخص‌های بودجه‌ای در بخش هزینه‌ها، بر رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی پرداخته شده است.

نتایج حاصل از برآورد الگو نشان دهنده رابطه علی یک‌طرفه از سمت توسعه مالی به رشد اقتصادی است. همچنین یافته‌های مقاله حاضر گویای تحت تأثیر واقع شدن رابطه علی میان توسعه مالی و رشد اقتصادی از شاخص‌های بودجه‌ای ثبات اقتصاد کلان است. هر چند که شاخص‌های نسبت بدهی دولت به بانک مرکزی، نسبت بدهی دولت به بانک‌ها و مؤسسات مالی غیر بانکی و نسبت هزینه‌های جاری به GDP، توانسته‌اند این رابطه علی مستقیم را حفظ کنند اما در سایر موارد اثرگذاری معنادار و منفی این شاخص‌ها بر رابطه علی میان این دو متغیر مورد تأیید قرار گرفته است. به بیان دیگر، عمده نتایج این تحقیق گویای آن هستند که عملکرد بودجه‌ای دولت در بخش هزینه‌ای (به جز ۳ مورد از این شاخص‌ها) موجب منفعل شدن بخش مالی در برابر بخش حقیقی اقتصاد شده است. از جمله علل مهم به وجود آورنده چنین نتایجی می‌توان به کوتاه‌مدت بودن افق زمانی دولت‌ها، عدم اهتمام جدی به کم کردن وابستگی به درآمدهای نفتی به دلیل وجود رانت‌های سرشار برای برخی ذینفعان و عدم استفاده از روش‌های نوین تأمین مالی کسری بودجه اشاره کرد. از این رو با توجه به نتایج مستخرج از این مقاله می‌توان لزوم توجه هر چه بیشتر به عملکرد بودجه در بخش هزینه‌ای (اعم از هزینه‌های جاری و عمرانی) و تمرکز بر تأمین این هزینه‌ها از منابع درآمدی پایدار را پیشنهاد کرد. در واقع، در چنین شرایطی توسعه سیستم مالی در بخش بانکی می‌تواند عامل محرکی در جهت اثرگذاری مثبت بر رشد اقتصادی کشور در بلندمدت باشد.

References

- Aboutorabi, M. A. (2014). *The Study of Infra-Structures Determinants of the Effectiveness of Financial Development on Economic Growth in Iran*, Ph.D Thesis, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. (In Persian)
- Adeniyi, O.; Oyinlola, A.; Omisakin, O. & Egwaikhide, F. O. (2015). Financial development and economic growth in Nigeria: evidence from threshold modelling, *Economic Analysis and Policy*, 47, 11-21.
- Ahmadian Yazdi, F. (2017). *Study the role of financial development on the impact of natural resources rent on accumulation of tangible and intangible capitals in Iran*, Ph.D Thesis, Ferdowsi University of Mashhad, Iran. (In Persian)
- Andersen, T. B. & Tarp, F. (2003). Financial liberalization, financial development and economic growth in LDCs, *Journal of International Development*, 15, 189-209.
- Anderson, T. B.; Jones, S. & Trap, F. (2012). The finance-growth thesis: a skeptical assessment, *Journal of African Economies*, 21, i57-i88.
- Ang, J. B. & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: evidence from Malaysia, *Journal of Development Economics*, 84, 215-233.
- Ang, J. B. (2008). Financial development and the fdi-growth nexus: the Malaysian experience, *Applied Economics*, 41, 1595-1601.
- Arcand, J-L.; Berkes, E. & Panizza, U. (2012). Too much finance?, *International Monetary Fund*, Working Paper, 1-50.
- Ayadi, R.; Arbak, E.; Ben Naceur, S. & De Groen, W.P. (2015). *Financial development, bank efficiency, and economic growth across the mediterranean*, In R. Ayadi, M. Dobrowski, & L. De Wulf (eds.), *Economic and social development of the southern and eastern mediterranean countries* (pp.219-233). Cham: Springer.
- Bafandeh Imandoust, S.; Ghaemiasl M. & Elyaspour B. (2016), Assessment of three variables causality among economic freedom, financial development and economic growth in Iran (period: 1973-2010), *Theories of Financial Economics*, 1, 75-106. (In Persian)
- Bencivenga, V. R. & Smith, B. D. (1991). Financial intermediaion and endogenous growth, *Review of Economic Studies*, 58, 195-209.
- Blanchard, O. (2000). Commentary on the automatic fiscal stabilizers: quietly doing their thing, *FRBNY Economic Policy Review*, 69-74.

Buffie, E. (1984). Financial repression, the new structuralists, and stabilization policy in semi-industrialized economies, *Journal of Development Economics*, 14, 305-322.

Calderon, C. & Liu, L. (2003). The Direction of Causality between Financial Development and Economic Growth, *Journal of Development Economics*, 72, 321-334.

Cheng, X. & Degryse, H. (2010). The impact of bank and non-bank financial institutions on local economic growth in China, *Journal of Financial Services Research*, 37, 179-199.

Diamond, D.W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring, *The Review of Economic Studies*, 51, 393-414.

Ding, C. G., Wu, C-H. & Chang, P. L. (2013). The influence of government intervention on the trajectory of bank performance during the global financial crisis: a comparative study among Asian economies, *Journal of Financial Stability*, 9, 556-564.

Ductor, L. & Grechyna, D. (2015). Financial development, real sector, and economic growth, *International Review of Economics & Finance*, 37, 393-405.

Dumicic, M. (2019). Linkages between fiscal policy and financial (in) stability, *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 1, 97-109.

Durusu-Ciftci, D.; Ispir, M. S. & Yetkiner, H. (2017). Financial development and economic growth: some theory and more evidence, *Journal of Policy Modelling*, 39, 290-306.

Ehigiamusoe, K. & Lean, H.H. (2018). Tripartite analysis of financial development, trade openness and economic growth: evidence from Ghana, Nigeria and South Africa, *Contemporary Econommics*, 12, 189-206.

Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development: study in comparative economies*, Yale University Press: New Hauen, CT.

Greenwood, J. & Jovanovic, B. (1990). Financial development growth and the distribution of income, *Journal of Political Economy*, 98, 1076-1107.

Guru, B. K. & Yadav, I. S. (2019). Financial development and economic growth: panel evidence from BRICS, *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24, 113-126.

Hassan, M. K.; Sanchez, B. & Yu, J. S. (2011). Financial development and economic growth: new evidence from panel data, *The Quarterly Review of Economics & Finance*, 51, 88-104.

Hosseini S. M., Ashrafi Y. & Siamiaraghi E. (2011). The review Of relationship between financial development and economic growth with

introducing new variables, *Journal Of Economic Research and Policies*, 19, 19-34. (In Persian)

Ibrahim, M. & Alagidede, P. (2018). Nonlinearities in financial development-economic growth nexus: evidence from sub-saharan Africa, *Research in International Business and Finance*, 46, 95-104.

International Monetary Fund. (2019). *Financial stability report*, Board of Governors of the Federal Reserve System.

International Monetary Fund. (2020). *Global financial stability update*, 1-8.

Jolliffe, L. T. (2002). *Principal component analysis*, Second edition, Springer Publication.

Kahouli, B. (2017). The short and long run causality relationship among economic growth, energy consumption and financial development: evidence from south mediterranean countries, *Energy Economics*, 68, 19-30.

King, R. G. & Levine, R. (1993b). Finance and economic growth: Schumpeter might be right, *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.

Kumhof, M. & Laxton, D. (2009). Chile's structural surplus rule: a model-based evaluation, *IMF Working Paper*, No.88.

Le, T.H.; Kim, J. & Lee, M. (2016). Institutional quality, trade openness, and financial sector development in Asia: an empirical investigation, *Emerging Markets Finance and Trade*, 52, 1047-1059.

Le, T-H., Chuc, A. T. & Taghizadeh-Hesary, F. (2019). Financial inclusion and its impact on financial efficiency and sustainability: empirical evidence from Asia, *Borsa Istanbul Review*, 19, 310-322.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda, *Journal of Economic Literature*, 35, 668-725.

Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.

Makiyan S. N. & Izadi M. R. (2015). Financial development and economic growth, *Iranian Economic Research*, 20, 139-162. (In Persian)

Mallick, H., Mahalik, M. K. & Sahoo, M. (2018). Is crude oil price detrimental to domestic private investment for an emerging economy? the role of public sector investment and financial sector development in an era of globalization, *Energy Economics*, 69, 307-324.

McKinnon, R. I. (1973). *Money, capital and economic development*, The Brookings Institution: Washington, DC.

Mishkin, S. F. (2001). Financial policies and the prevention of financial crisis in emerging market countries, *NBER, Working Paper*, No. 8087.

Mousavinik S.H. & Bageripormehr S., (2019). Constructing government time series debts and estimating of the optimal ratio of government debt to gross domestic product and financial space in Iran economy, *Journal Of Sustainable Growth And Development (The Economic Research)*, 19, 29-52. (In Persian)

Muhammad Adnan Hye, Q. (2011). Financial development index and economic growth: empirical evidence from India, *Journal of Risk Finance*, 12, 98-111.

Panizza, U. (2012). Finance and economic development, international development policy: aid, *Emerging Economies and Global Policies*, 3, 141-160.

Patrick, H. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries, *Economic Development and Cultural Change*, 12, 174-189.

Pearson, K. (1901). *On lines and plans of closest fit to systems of points in space*, University College, London.

Peia, O. & Roszbach, K. (2015). Finance and growth: time series evidence on causality, *Journal of Financial Stability*, 19, 105-118.

Polat, A.; Shahbaz, M.; Rehman, I. U. & Satti, S. L. (2015). Revisiting linkages between financial development, trade openness and economic growth in South Africa: fresh evidence from combined cointegration test, *Quality and Quantity*, 49, 785-803.

Radovanović M., Filipović S. and Golušin V. (2018). Geo-economic approach to energy security measurement – principal component analysis, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 82, 1691-1700.

Robinson, J. (1952). *The generalization of the general theory*, Macmillan: London.

Shan, J. (2005). Does financial development 'lead' economic growth? a vector autoregression appraisal, *Applied Economics*, 37, 1353-1367.

Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*, Oxford University Press: New York.

Singh, A. (1997). Stock markets, financial liberalization and economic development, *Economic Journal*, 107, 771-782.

Stiglitz, J. E. & Weiss, A. (1983). Incentive effects of terminations: applications to the credit and labor markets, *American Economic Review*, 73, 912-927.

Van der Ploeg, R. (2005). Back to Keynes?, *CESifo Working Paper*, No.1424.

Wijnberg, S.V. (1983). Interest rate management in LDCs, *Journal of Monetary Economics*, 12, 433-452.

World Economic Forum. (2012). *Financial development report*, USA Inc: New York, USA.

www.WorldBank.org

Yildirim, S.; Gedikli, A.; Erdogan, S. & Yildirim, D.C. (2020). Natural resource rents-financial development nexus: evidence from sixteen developing countries, *Resources Policy*, 68, 101705.

Yorulmaz, R. (2018). An analysis of constructing global financial inclusion indices, *Borsa Istanbul Review*, 18, 248-258.

فرضیه زندگی مسکوت و نظریه فیلتر در صنعت بانکداری ایران

زهرا شیرزور علی آبادی^۱

استادیار اقتصاد، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران

سکینه اسلامی گیسکی

دانشجوی دوره دکتری اقتصاد، دانشگاه فردوسی، مشهد، ایران

DOI: 10.22067/mfe.2022.71410.1096

نوع مقاله: پژوهشی

چکیده

سودآوری یکی از اهداف اصلی بانک‌ها و همچنین عامل اصلی ریسک‌پذیری بانک‌ها برای تأمین مالی فعالیت‌های نوین تولیدی است. در همین راستا مطالعه حاضر با استفاده از شواهد آماری ۱۷ بانک برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ به بررسی اثر سرمایه انسانی و رقابت بر سودآوری می‌پردازد. شواهد به دست آمده از شاخص رقابت لرنر تعدیل یافته نشان می‌دهد که میزان رقابت از ۰/۳ در سال ۱۳۸۸ تا ۰/۲۶۶ در سال ۱۳۹۷ تغییر نموده است و میزان سودآوری بانک‌ها در سال ۱۳۹۷ به زیانی معادل با ۰/۰۲۷ کاهش یافته است. نتایج برآورد مدل به روش GLS نشان می‌دهد که تنوع سازی منابع درآمدی، رقابت و افزایش در سهم نیروی کار با تحصیلات فوق‌دیپلم و لیسانس منجر به افزایش سودآوری شده است و در مقابل اندازه بانک و سهم نیروی کار با تحصیلات فوق‌لیسانس و بالاتر باعث کاهش سودآوری شده است؛ بنابراین فرضیه زندگی مسکوت در رابطه بین رقابت و سودآوری و نظریه فیلتر در رابطه بین تحصیلات عالی و سودآوری تأیید شده است.

کلیدواژه‌ها: سودآوری، نظریه فیلتر، سرمایه انسانی، صنعت بانکی ایران.

طبقه‌بندی JEL: G21, H52, J24

^۱ - نویسنده مسئول: Shirzour@Birjand.ac.ir

۱-مقدمه

یکی از الزامات توسعه اقتصادی، توسعه مالی یا به عبارتی توسعه سیستم مالی کارآمد برای تأمین مالی فعالیت‌های دارای ارزش افزوده است. مطالعات مختلفی از قبیل گارلی و شو (۱۹۶۷)، گلداسمیت (۱۹۶۹)، مکنیون (۱۹۷۳)، بک و همکاران (۲۰۰۳)، دریسکول (۲۰۰۴) نشان می‌دهند که توسعه مالی در قالب افزایش پس‌انداز، بهبود تخصیص کارای تسهیلات بانکی و افزایش انباشت سرمایه باعث افزایش رشد اقتصادی می‌شود. کینگ و لوین (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که توسعه بخش بانکی در اروپا نه تنها با رشد اقتصادی در ارتباط است، بلکه همچنین یکی از عوامل اصلی برای رشد بلندمدت است. شومپتر (۱۹۳۴) بیان می‌کند که بخش مالی به عنوان مهیا کننده وجوه برای سرمایه‌گذاری مولد، موجب رشد اقتصادی و تسریع آن می‌شود؛ بنابراین سیستم مالی کارآمد یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌های تعیین کننده برای دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی بالاتر است. فعالیت سیستم‌های مالی از قبیل بانک‌ها چه از منظر تجمیع سپرده‌ها و منابع و چه از دیدگاه تخصیص منابع و هدایت سپرده‌ها به سمت فعالیت‌های تولیدی دارای ارزش افزوده بالا از اهمیت بالایی برخوردار است. این مسئله در اقتصاد ایران به دلیل سهم بالای نظام بانکی در تأمین مالی فعالیت‌های تولیدی بیش از سایر کشورها است و به همین دلیل اهمیت صنعت بانکی با عملکرد بهینه، ضرورتی اجتناب‌ناپذیر برای دستیابی به توسعه اقتصادی است.

درسی که بحران مالی یکی دو دهه اخیر برای اندیشمندان و سیاستمداران در پی داشت، مراقبت بیشتر و دقیق‌تر نسبت به سلامت مؤسسات مالی و به ویژه بانک‌ها است، بانک‌ها به دلیل ارتباطات بسیار عمیقی که هم با یکدیگر و هم با سایر بخش‌های اقتصاد دارند از جایگاه ویژه‌ای هم در اقتصادهای توسعه یافته و هم در حال توسعه برخوردارند. هر بحران در یک بانک قابلیت آن را دارد که به سرعت به سایر بانک‌ها نیز سرایت کند (اثر سرایت) و ورشکستگی یک بانک می‌تواند سایرین را نیز به واسطه اثر دومینو در معرض خطر ورشکستگی قرار دهد (postinchi, 2013, pp. 5-18). در همین راستا، سودآوری و کسب بازدهی بیشتر از دارایی‌ها یکی از شاخص‌های مهم سلامت صنعت بانکی است به گونه‌ای که در سطح کلان، یک نظام بانکی سودآور و قوی می‌تواند در مقابل تکانه‌های منفی بازار مقاومت کند و به نظام مالی یک اقتصاد ثبات ببخشد (Athanasoglou; Brissimis & Delis, 2008, pp. 121-136).

در واقع در یک سیستم بانکی سودآور، اعتبارات به فعالیت‌های جدید تولیدی تخصیص می‌یابد، هر چه میزان زیاندهی بانک بالاتر باشد، ریسک بانک‌ها افزایش می‌یابد و به همین دلیل رشد اقتصادی در سطح کلان متوقف می‌شود. در واقع هر چه سودآوری بانک کاهش یابد، سرمایه پایه بانک کاهش می‌یابد. از یک طرف سرمایه به عنوان یک عامل کاهنده انتقال شوک‌ها و کاهش ریسک فزاینده وام‌دهی بانک‌ها

است. از طرف دیگر، افزایش هزینه‌های منابع به کاهش سودآوری بانک‌ها منجر می‌شود که در نتیجه آن سرمایه بانک کاهش یافته و بانک‌ها در این حالت باید فرصت‌های سودآور وام‌دهی را در نظر داشته باشند که آن نیز به افزایش نرخ بهره منجر خواهد شد. افزایش نرخ بهره در بانک‌ها برای جلوگیری از کاهش سرمایه‌های بانک در آینده است (Van Den Heuvel, 2008, pp. 298-320).

ساختار نیروی کار (سطح تحصیلات) و صنعت بانکی (شاخص رقابت) ازجمله عوامل مهم مؤثر بر سودآوری است. اگر آموزش به‌عنوان یک سرمایه‌گذاری تلقی شود که حاصل آن بهره‌وری بیشتر در عرصه تولید و کسب عایدی بیشتر در بازار کار است؛ این موضوع محور اصلی برای بحث نظریه سرمایه انسانی است. ادعای این نظریه چنین است که هزینه کردن در آموزش و سلامت افراد به‌منزله سرمایه‌گذاری در آن است، زیرا آن‌ها را مولدتر می‌سازد. در مقابل ارو (۱۹۷۳) با انتقاد از نظریه سرمایه انسانی، مدعی است که آموزش در سطح دانشگاه عامل ارتقا دهنده بهره‌وری افراد نیست، بلکه دانشگاه‌ها تنها به‌مثابه فیلتری هستند که افراد دارای توانمندی متفاوت را از یکدیگر متمایز می‌کنند. به نظر می‌رسد این دیدگاه، طرز فکری چالش‌برانگیز در مقابل سرمایه انسانی باشد.

اثر رقابت بر سودآوری از نظر سیاست‌های اتخاذی از دو جنبه دارای اهمیت است. اولاً در یک سیستمی که بانک‌ها در رقابت با همدیگر برای جذب مشتری قرار می‌گیرند، ممکن است نرخ بهره برای سپرده افزایش یافته و بنابراین سودآوری فعالیت بانک‌ها کاهش یابد. همچنین با افزایش رقابت، سبد وام‌دهی بانک‌ها نیز دچار تغییر می‌شود که نقش بسزایی را در تغییرات سودآوری دارد. از یک طرف هر چه میزان وام‌دهی بانک‌ها افزایش یابد، به‌واسطه درآمد بهره، سودآوری بانک‌ها افزایش می‌یابد و در مقابل هر چه میزان وام‌دهی افزایش یابد، تنوع مشتریان از نظر ریسک و احتمال نکول وام افزایش می‌یابد؛ بنابراین کیفیت قرض گیرندگان کاهش یافته و بنابراین نکول وام افزایش و سودآوری بانک‌ها کاهش می‌یابد. در مقابل بسیاری بر این عقیده هستند که هر چه قدرت بازاری بانک‌ها افزایش یابد و تمرکز آن‌ها افزایش یابد. از یک طرف وام با نرخ بهره بالا به وام‌دهندگان داده می‌شود و از طرف دیگر سپرده با نرخ پایین پذیرفته می‌شود. بالا بودن نرخ بهره وام‌دهی باعث کاهش انگیزه سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در فعالیت‌های پرریسک می‌شود همچنین به‌واسطه محدودیت مالی، انباشت سرمایه در اقتصاد کاهش یافته و درآمد سرانه کاهش می‌یابد. پاگانو (۱۹۹۳) نشان می‌دهد که با افزایش قدرت بازاری بانک‌ها، نرخ اعتبارات را افزایش می‌دهد و نرخ بهره سپرده را کاهش می‌دهد. شفر (۱۹۹۸) در مطالعه‌ای بیان می‌کند که

یکی از وظایف بانک‌ها، غربال‌گیری است، هر چه میزان رقابت بانکی به واسطه تعداد بانک‌ها افزایش یابد، متوسط کیفیت قرض گیرندگان کاهش می‌یابد.

صنعت بانکی اقتصاد ایران در سال‌های اخیر تغییرات قابل توجهی را تجربه کرده است، به گونه‌ای که براساس شواهد به دست آمده از عملکرد بانک‌ها در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷ برای ۱۷ بانک مورد بررسی نسبت سود خالص به دارایی از مقدار ۰/۰۱۲ در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۰/۰۲۷- در سال ۱۳۹۷ تغییر نموده است و به‌طور متوسط صنعت بانکی ایران در سال‌های اخیر با زیان‌های قابل توجهی فعالیت می‌کنند. این مسئله نمی‌تواند با سیاست‌های رشد و توسعه اقتصادی کشور سازگار باشد، بر همین اساس شناخت عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها می‌تواند زمینه را برای بهبود تاب‌آوری بانک‌ها نسبت به شوک‌های منفی فراهم نماید.

۲- مبانی نظری

بعد از شکل‌گیری بحران‌های مختلف در آسیای شرقی و آمریکا، اهمیت عملکرد سیستم مالی و به‌خصوص سلامت سیستم بانکی برای بسیاری از محققان نمایان شد و نظریات و مطالعات زیادی در مورد انعطاف‌پذیری سیستم مالی به شوک‌های منفی ارائه شد. در این رابطه بسیاری بر این عقیده هستند که وجود سودآوری در سیستم مالی به‌عنوان سپری در مقابل شوک‌های منفی عمل می‌کند. رقابت، ساختار نیروی کار و ترکیب منابع درآمدی بانک‌ها از جمله عواملی است که می‌تواند بر سودآوری بانک‌ها اثرگذار باشد. در همین راستا نظریه‌های متعددی در رابطه بین رقابت بانکی و سودآوری و همچنین بین ساختار نیروی کار با سودآوری مطرح شده است.

۲-۱- رقابت و سودآوری

فرضیه‌های متعددی در رابطه بین رقابت و سودآوری وجود دارد: فرضیه ساختار-رفتار-عملکرد به این صورت قابل بیان است که هر چه نسبت تمرکز بالاتر باشد، درجه رقابت کاهش یافته و بنابراین سودآوری افزایش می‌یابد. ریشه تفکر این فرضیه از مدل کلاسیک گرفته شده است. در یک بازار رقابت کامل سهم هر بنگاه از تولیدات ناچیز بوده و در این صورت سود هر بنگاه کاهش می‌یابد. رویکرد ساختار-رفتار-عملکرد مبین آن است که ساختار بازار (تعداد و توزیع بنگاه‌ها در یک صنعت)، رفتار بازار (طریقی که بنگاه‌ها در آن صنعت روی یکدیگر تأثیر می‌گذارند) را تعیین می‌کند و رفتار، عملکرد را تعیین می‌کند؛

به عبارت دیگر براساس ساختار بازار، نحوه‌ی تولید شکل می‌گیرد و توجه به راهکارهایی می‌شود که از نظر اجرایی عملی‌تر باشد (Abonori & Qolami, 2008, pp. 111-134).

فرضیه کارایی-عملکرد بیان می‌کند که کارایی عامل اصلی توضیح دهندگی سود بنگاه‌ها است، در واقع این فرضیه بیان می‌کند که تمرکز بالاتر نتیجه سودآوری بالاتر نیست بلکه این تمرکز و سودآوری بالاتر نتیجه کارایی بالاتر بنگاه‌ها است. طبق این فرضیه سودهای بالایی که توسط بنگاه‌های پیشرو در بازار متمرکز به دست می‌آید، نتیجه صرفه اقتصادی و کارایی بالاتر این بنگاه‌ها است. اگر یک بنگاه نسبت به رقبای خود کارایی بالاتری داشته باشد، با کاهش هزینه‌ها سود بیشتری به دست آورده و در نتیجه سهم بالاتری از بازار را به خود اختصاص می‌دهد و به تدریج بر بازار تمرکز پیدا می‌کند؛ به عبارت دیگر بنگاه‌هایی که در تولید دارای مزیت نسبی هستند با کسب سودهای بالاتر، بزرگ‌تر شده و سهم بیشتری از بازار را تصاحب می‌کنند (Smirlock, 1985, pp. 69-83).

فرضیه زندگی مسکوت به وسیله هیکس بیان شده است، او در مطالعه خود نشان می‌دهد که بنگاه‌های دارای قدرت بازاری از زندگی آرام لذت می‌برند و به همین دلیل مدیران چنین بنگاهی هیچ گونه تلاشی را برای افزایش کارایی بنگاه به کار نمی‌بندند. بر پایه فرضیه هیکس (۱۹۳۵)، برگر و هنان (۱۹۸۹) برای اولین بار چنین رابطه‌ای را در صنعت بانکداری مورد بررسی قرار می‌دهند، آن‌ها نشان می‌دهند که مدیران بنگاه‌های دارای قدرت بازاری به دلیل عدم وجود رقابت در بازار قادرند بدون هیچ گونه تلاشی در جهت بهبود کارایی هزینه، سود بالایی را به دست آورند، بنابراین هر چه میزان رقابت در بازار افزایش یابد، سودآوری کاهش می‌یابد و تلاش بنگاه‌ها منجر به ایجاد وضعیت مطلوب‌تر در ترکیب درآمد هزینه بنگاه‌ها می‌شود.

فرضیه نسل‌های اطلاعاتی یکی از فرضیه‌های در مورد ساختار بانکداری و اثر آن بر سودآوری بانک‌ها است که ابتدا به وسیله مارکویس (۲۰۰۲) بیان شده است و نشان می‌دهند که رقابت بین بانک‌ها منجر به کاهش سودآوری می‌شود، بانک‌های به عنوان واسطه‌های ویژه همواره اطلاعات قرض گیرندگان را جمع‌آوری می‌کنند و براساس اطلاعات گردآوری شده میزان اعتبار مشتریان را ارزیابی کرده و احتمال کژگزینی بین مشتریان را کاهش می‌دهند اما در دنیایی که رقابت بین بانک‌ها در حال افزایش است، هر بانک دارای اطلاعات مجزایی در مورد تعداد کمتری از مشتریان است، این پراکندگی اطلاعات، میزان کژگزینی مشتریان را افزایش داده و قدرت غربال‌گیری بانک‌ها را کاهش می‌دهد. لذا زمانی که رقابت افزایش می‌یابد، احتمال ارائه تسهیلات به مشتریان دارای کیفیت پایین افزایش می‌یابد که در نتیجه میزان

نکول و هزینه بانک برای بازپرداخت‌ها وام‌های ارائه شده افزایش می‌یابد. همچنین بانک‌ها برای جذب مشتریان ممکن است تسهیلاتی با نرخ پایین بهره را به آن‌ها پیشنهاد دهند که در این مورد هزینه بانک ممکن است پوشش داده نشود، بنابراین سودآوری بانک‌ها کاهش می‌یابد. به‌طور کلی هر چه رقابت افزایش یابد، ظرفیت اطلاعاتی بانک‌ها کاهش یافته و بنابراین سودآوری بانک‌ها نیز کاهش می‌یابد.

۲-۲- سرمایه انسانی و سودآوری

پس از آنکه الگوهای رایج در نیمه قرن بیستم در تبیین رشد اقتصادی ایالات متحد شکست خوردند و افزایش تولید ناخالص بیش از آن چیزی بود که با رشد دو عامل سرمایه فیزیکی و نیروی کار متناظر باشد. شولتز (۱۹۶۱) سرمایه انسانی را به‌عنوان عامل جدید مؤثر بر رشد اقتصادی مطرح کرد، به این صورت که آموزش به‌عنوان سرمایه‌ای مهم‌تر از هر نوع سرمایه دیگر عمل کرده است و معتقد است که آموزش بر توانایی تولیدی افراد می‌افزاید و از این طریق بهره‌وری را در اقتصاد افزایش می‌دهد. معرفی سرمایه انسانی و ورود آن به متون اقتصادی بسیار مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت، اما به‌موازات آن برخی موضع‌گیری‌ها صورت گرفت که ایده اساسی این نظریه را به چالش کشید. در اوایل دهه ۱۹۷۰ بود که ارو الگویی از نقش اقتصادی آموزش عالی را به گونه‌ای متفاوت از نظریه سرمایه انسانی طراحی نمود. هدف او از طرح‌ریزی این الگو، صورت‌بندی دیدگاه‌های برخی از جامعه‌شناسان بود مبنی بر این که مدرک تحصیلی بیشتر به‌عنوان یک معیار ناقص از توانایی عملکردی افراد نقش ایفا می‌کند نه به‌عنوان شواهدی از مهارت‌های به دست آمده. ادعای ارو این بود که الگوی او قادر به توضیح جنبه‌های خاصی از بازدهی اقتصادی آموزش عالی است و تفسیر بدیلی را در این رابطه عرضه می‌کند (Mehrabni, 2016, pp. 137-158).

ارو در این زمینه که آموزش به بهره‌وری فرد می‌افزاید، دو فرضیه را مطرح می‌کند. یکی فرضیه اجتماعی شدن و دیگری فرضیه کسب مهارت ادراکی (که هر دو فرضیه از طریق آموزش حاصل می‌شوند). هر دو فرضیه بر این دلالت دارند که آموزش به بهره‌وری بالاتر منجر می‌شود. ارو راهی متفاوت با این دو فرضیه را پیش گرفت. ارو (۱۹۷۳) معتقد است که آموزش عالی نمی‌تواند منجر به بهبود عملکرد اقتصادی شود، بلکه آموزش عالی تنها به‌عنوان یک ابزار غربالگری برای دسته‌بندی توانایی‌های افراد عمل می‌کند. در واقع ارو بر این مسئله تأکید می‌کند، افرادی که از دانشگاه‌ها فارغ‌التحصیل می‌شوند الزاماً از بهره‌وری بیشتر (توانایی بالاتر در تولید) برخوردار نیستند؛ زیرا آن‌ها فقط در تحصیل توانایی بالاتری دارند، به همین دلیل توانسته‌اند به دانشگاه راه یابند، نه اینکه در بازار کار هم از بازدهی بیشتری برخوردار هستند.

البته این به آن معنا نیست که الگوی ارائه شده از سوی ارو به طور کامل در تضاد با الگوی سرمایه انسانی است، بلکه فقط با این ویژگی نظریه انسانی متمایز است که به عنوان مثال، آموزش (البته فقط در مقطع عالی) لزوماً به افزایش بهره‌وری منجر می‌شود. نظریه فیلتر در زمینه آموزش بخشی از دیدگاه کلی‌تر در مورد ماهیت نظام اقتصادی و تعادل آن است و بر پایه این فرض قرار دارد که عاملان اقتصادی تا حد زیادی از اطلاعات ناکامل برخوردارند. نمود خاص این ویژگی آن است که خریدار خدمات یک کارگر آگاهی بسیار ضعیفی از بهره‌وری او دارد، اما در عین حال فرض می‌شود که اطلاعات خاصی در مورد کارگر وجود دارد به خصوص در این رابطه که آیا او یک مدرک دانشگاهی دارد یا خیر و چنین اطلاعاتی بدون هزینه قابل حصول است. اطلاعاتی که کارفرما در مورد کارگر دارد، فقط محدود به داشتن یا نداشتن مدرک دانشگاهی است و شناختی دیگر در مورد سطح بهره‌وری وجود ندارد. در حقیقت این ویژگی ریشه در فرض اطلاعات ناکامل دارد که در تعارض با فرض اطلاعات کامل در تفکر اقتصادی رایج است. محور نظریه فیلتر را هم همین مطلب تشکیل می‌دهد. وقتی کارفرما فقط از این موضوع آگاهی داشته باشد که فرد مورد نظر برای استخدام دارای یک مدرک دانشگاهی است یا نه و دیگر هیچ اطلاعاتی از ویژگی‌های دیگر آن فرد نداشته باشد، مشخص است که سطح تحصیلات که با مدرک دانشگاهی مشخص می‌شود فقط از این نقش برخوردار خواهد بود که کارگران را از یکدیگر متمایز سازد و در حقیقت به عنوان یک فیلتر و مبنایی برای تعیین دستمزد عمل کند نه آن که بهره‌وری افراد را ارتقا دهد.

آنچه از که بیانات ارو قابل استناد است این است که آنچه با مقوله بهره‌وری ارتباط دارد، توانایی افراد در تولید است نه سطح تحصیلات آن‌ها، از این رو نمی‌توان گفت که آموزش به طور حتم به افزایش بهره‌وری منجر می‌شود که این مطلب تا حدودی در تعارض با دیدگاه سرمایه انسانی است. نتیجه‌گیری ارو این است که افزایش منابع تخصیص یافته به آموزش دانشگاهی هیچ اثر مثبتی بر محصول بخش غیر آموزشی ندارد. در واقع براساس نظریه فیلتر آموزش عالی عامل تعیین کننده بهره‌وری در بخش واقعی اقتصاد نیست، چون میان عوامل موجد آن‌ها یعنی استعداد و توانایی تولیدی رابطه‌ای وجود ندارد.

۲-۳- پیشینه پژوهش

۲-۳-۱- پژوهش‌های خارجی

منیکوسی و پالوسی (۲۰۱۶) عوامل مؤثر بر سودآوری را در بانک‌های اندونزی برای دوره ۲۰۱۷-۲۰۱۰ مورد بررسی قرار می‌دهند، برآورد مدل اثرات ثابت نشان می‌دهد که اندازه بانک، ریسک اعتباری و تولید ناخالص داخلی اثر منفی و معنی داری را بر سودآوری دارد.

تن (۲۰۱۷) در مطالعه‌ای دیگر با استفاده از داده‌های ۱۰۰ بانک چینی در دوره زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۳، اثر رقابت و اقتصاد سایه‌ای را بر سودآوری بانک‌ها بررسی می‌کند، نتایج مطالعه او نشان می‌دهد که رقابت در بازار درآمدهای بدون بهره بیش از رقابت در بازار سپرده است و همچنین هر چه رقابت در بازار سپرده پایین‌تر باشد، سودآوری افزایش می‌یابد.

عباس و آریزه (۲۰۱۹) با استفاده از شواهد آماری بانک‌های اندونزی برای دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۱۶ و رهیافت حداقل مربعات جزئی نشان می‌دهند که تمرکز بانک‌های شرعی اثر مثبت و معنی‌داری را بر نسبت سودآوری دارد. یاونیتا (۲۰۱۹) نشان می‌دهد که معیار رقابتی لرنر تعدیل یافته باعث کاهش سودآوری بانک‌ها شده است و درحالی‌که معیار شاخص تمرکز باعث افزایش سودآوری بانک‌ها شده است. شیر و همکاران (۲۰۱۹) با به‌کارگیری رهیافت گشتاورهای تعمیم یافته و شواهد آماری بانک‌های پاکستان در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۷ نشان می‌دهد که رقابت اثر منفی بر سودآوری بانک‌ها دارد، درحالی‌که رشد اقتصادی و افزایش اندازه بانک باعث افزایش سودآوری می‌شود.

بودهادوکی و همکاران (۲۰۲۰) با استفاده از شواهد آماری ۲۸ بانک نپال در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۰ نشان می‌دهند که نسبت بالای اعتبارات به سپرده باعث کاهش سودآوری شده است و افزایش اندازه بانک باعث افزایش سودآوری شده است. موخنگیوزی (۲۰۲۰) اثر رقابت را بر سودآوری بانک‌های زیر صحرای آفریقا در دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۰۷ موردبررسی قرار می‌دهند، برآورد گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی نشان می‌دهد که نوعی رابطه مثبت و دو طرفه بین سودآوری و شاخص رقابت وجود دارد. مدودول-هوک و همکاران (۲۰۲۰) اثر رقابت را بر سودآوری بانک‌های کشورهای منا در دوره زمانی ۲۰۱۱-۲۰۱۷ با استفاده از رهیافت GMM، LS و GLM موردبررسی قرار می‌دهند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که رقابت و اندازه بانک اثر منفی و معنی‌داری را بر سودآوری دارد. نیگون و ترن (۲۰۲۰) رابطه بین رقابت و سودآوری را در ۳۷ بانک ویتنامی برای دوره زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۶ موردبررسی قرار می‌دهند، نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که افزایش شاخص رقابت باعث افزایش سودآوری می‌شود. سابمیت و باچوری (۲۰۲۰) با استفاده از شواهد آماری ۱۰ بانک بزرگ اندونزی برای دوره زمانی ۲۰۱۷-۲۰۱۶ نشان می‌دهند که نسبت وام به سپرده و مطالبات غیرجاری به ترتیب اثر مثبت و منفی معنی‌داری را بر سود بانکی دارد.

۲-۳-۲- پژوهش‌های داخلی

قلی‌پور (۲۰۱۳) با استفاده از داده‌های ۱۳ بانک برای دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۸ نشان می‌دهد که کاهش مطالبات معوق و کاهش رقابت باعث افزایش سودآوری بانک‌ها در ایران می‌شود. شوال‌پور و اشعری (۲۰۱۳) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ۱۵ بانک برای دوره زمانی ۱۳۸۲ تا ۱۳۸۸ نشان می‌دهد که افزایش ریسک اعتباری باعث کاهش سودآوری بانک‌های مورد مطالعه می‌شود. شریعت زاده و همکاران (۲۰۱۶) با استفاده از شواهد آماری ۸ بانک پذیرفته شده در بورس طی دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ و کاربرد مدل ARDL نشان می‌دهد که اثر متغیرهای نسبت تسهیلات به دارائی‌ها و اندازه بر سودآوری بانک‌های تجاری ایران مثبت و معنادار دارند. اسدی (۲۰۱۶) برای ۱۸ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که رقابت تأثیر منفی و معناداری را بر سودآوری بانک‌ها دارد. مهربان‌پور و همکاران (۲۰۱۷)، در مطالعه‌ای با استفاده از شواهد آماری ۱۵ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۳ نشان می‌دهد که تنوع درآمدی باعث افزایش سودآوری و اندازه بانک باعث کاهش سودآوری می‌شود.

زینالی و همکاران (۲۰۱۸) با استفاده از شواهد آماری ۱۱ بانک منتخب در دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۶ و رهیافت داده‌های پانل نشان می‌دهند که نسبت تسهیلات به دارایی اثر مثبت و معنی‌داری را بر سودآوری دارد. حافظی و تاجبخش (۲۰۱۹) اثر ساختار بازار را بر سودآوری بانک‌ها برای دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۸۵ و ۱۲ بانک مورد بررسی قرار می‌دهند و نشان می‌دهند که تمرکز بازار اثر منفی و تنوع درآمدی اثر مثبت بر سودآوری بانک‌ها دارد. ملامیرزایی و ملامیرزایی (۲۰۲۰) با استفاده از رویکرد ARDL پانل برای بانک‌های منتخب بورسی در دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۹۲ نشان می‌دهند که متغیر رقابت بانکی اثر مثبت و ریسک اعتباری اثر منفی بر سودآوری دارد. پور مهر و همکاران (۲۰۱۸) برای ۱۳ بانک در دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۹۵ با به کارگیری الگوی خودرگرسیون برداری نشان می‌دهند که نسبت مطالبات غیرجاری اثر منفی و معنی‌داری را بر سودآوری دارد.

جلال زاده آذر و همکاران (۲۰۲۰) با به کارگیری شواهد آماری ۱۵ بانک برای دوره ۱۳۹۶-۱۳۸۴ و رهیافت توییت نشان می‌دهند که اندازه بانک اثر منفی و معناداری را بر بازدهی بانک‌ها دارد. سرگلزائی و همکاران (۲۰۲۰) برای بانک ملت در دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۹ و کاربرد تصحیح خطا نشان می‌دهد که در بلندمدت نسبت تسهیلات غیرجاری اثر منفی و معنی‌داری و نسبت تسهیلات به سپرده اثر مثبت بر سودآوری دارد.

مروری کلی بر مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که در زمینه اثر سرمایه انسانی یا به عبارتی تنوع در تحصیلات نیروی کار بر سودآوری در صنعت بانکی پژوهشی انجام نشده است، این در حالی است که

نیروی کار متناسب با نیاز صنعت بانکی یکی از مهم‌ترین مؤلفه‌ها در تعیین بهینه یابی هزینه بانک‌ها است و این مطالعه گامی مهم در تعیین ساختار نیروی کار صنعت بانکی تلقی می‌شود.

۳- تصریح مدل و گردآوری داده‌ها

برای بررسی اثر رقابت، ساختار نیروی کار و سایر عوامل بر سودآوری بانک‌ها از مدل (۱) استفاده می‌شود.

$$profit_{it} = \beta_0 + \beta_1 comp_{it} + \beta_2 com2_{it} + \beta_3 edu_{it} + \beta_4 div_{it} + \beta_5 size_{it} + \beta_6 cred_{it} + \beta_7 gro_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

در معادله (۱)، i نشان‌دهنده بانک معین و t نشان‌دهنده زمان است، متغیر وابسته که نشان‌دهنده سودآوری ($profit$) است به واسطه شاخص نسبت سود خالص به دارایی محاسبه شده است. معیار اندازه‌گیری رقابت ($comp$) بین بانک‌ها با استفاده از شاخص لرنر تعدیل یافته محاسبه می‌شود و $com2$ مجذور شاخص رقابت است. edu سطح تحصیلات نیروی کار است که با سه طبقه دیپلم و پایین‌تر، فوق‌دیپلم و لیسانس و فوق‌لیسانس و بالاتر قابل ارزیابی است. div تنوع سازی درآمد بانک‌ها، $size$ سطح دارایی یا اندازه بانک، $cred$ نسبت اعتبارات به دارایی بانک‌ها، gro رشد اقتصادی است. برای اندازه‌گیری شاخص رقابت‌پذیری از شاخص لرنر تعدیل یافته استفاده می‌شود که به صورت رابطه (۲) قابل اندازه‌گیری است:

$$Adjusted\ Lerner = \frac{\pi_{it} + C_{it} - mc_{it} \cdot q_{it}}{\pi_{it} + C_{it}} \quad (2)$$

π_{it} سود بانک i در زمان t ، C_{it} کل هزینه بانک i در زمان t است. q کل ستانده بانک است که برابر با کل دارایی است. شاخص تعدیل شده نیز در بین مقادیر ۱ و صفر قرار دارد. اندازه‌گیری هزینه نهایی یکی از مسائل اصلی برای مطالعه حاضر است، اما در این مطالعه برای اندازه‌گیری هزینه نهایی از تابع هزینه ترانسلوگ نسبت به دارایی بانک مشتق گرفته می‌شود؛ بنابراین ما از مدل مرزی تصادفی برای تخمین تابع

هزینه ترانسلوگ با توجه به کل ستانده (کل دارایی) و سه نهاده (نیروی کار، سرمایه فیزیکی و منابع مالی) استفاده می شود. تابع هزینه بانک i در زمان t به صورت رابطه (۳) قابل تعیین است:

$$\begin{aligned} \ln C_{st} = & \alpha_0 + \beta_1 \ln Q_{st} \\ & + \sum_{j=1}^3 \beta_j \ln W_{jst} + 1/2 [\alpha_{QQ} (\ln Q_{st})^2] \\ & + \sum_{j=1}^3 \sum_{m=1}^3 \beta_{jm} \ln W_{jst} \ln W_{mst} \\ & + \sum_{j=1}^3 \beta_{Qj} \ln Q_{st} \ln W_{jst} + v_{st} + u_{st} \end{aligned} \quad (3)$$

در رابطه (۳)، C کل هزینه است، Q کل تولید یا به عبارتی میزان کل دارایی است، W بردار قیمت نهاده‌های مورد استفاده است، قیمت نهاده نیروی کار به صورت تقسیم هزینه پرسنلی بانک‌ها بر تعداد نیروی کار محاسبه می شود، قیمت سرمایه فیزیکی به صورت تقسیم هزینه عملیاتی خالص شده از هزینه پرسنلی بر میزان دارایی ثابت محاسبه می شود و قیمت منابع مالی از تقسیم کل مخارج بهره‌ای به کل منابع قرض شده به دست می آید. میزان هزینه نهایی از مشتق رابطه (۳) نسبت به تولید استفاده می شود.

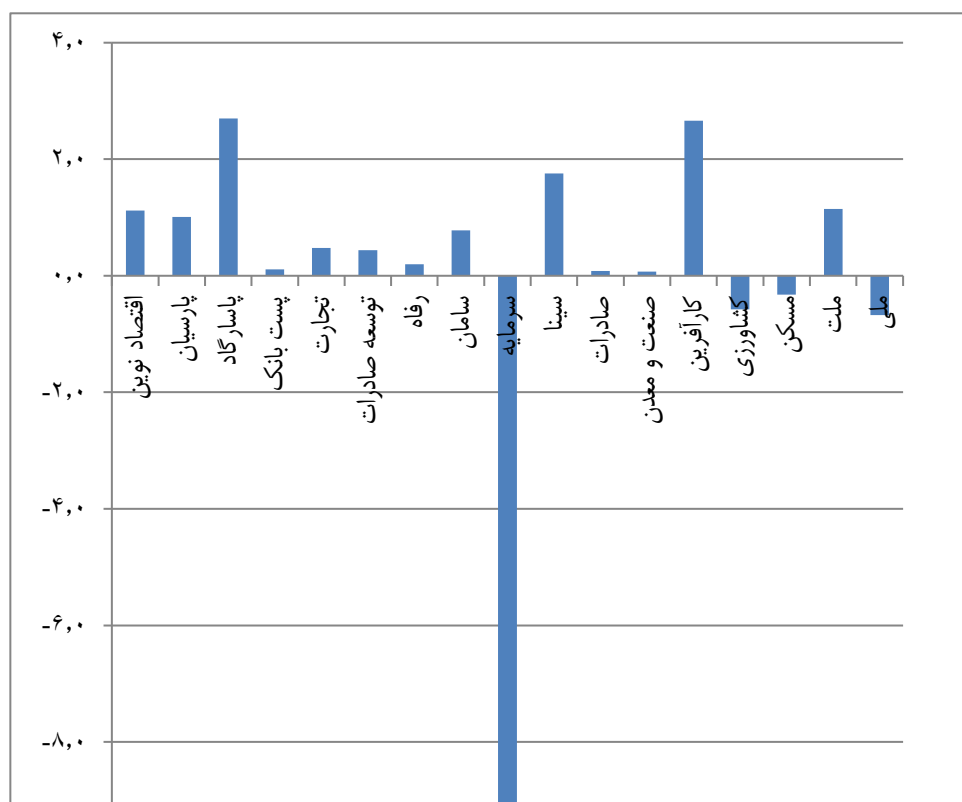
$$MC_{st} = \frac{\partial \ln C_{st}}{\partial \ln Q_{st}} = \frac{C_{st}}{Q_{st}} [\beta_1 + \alpha_{QQ} \ln Q_{st} + \sum_{j=1}^2 \beta_{Qj} \ln W_{jst}] \quad (4)$$

در نهایت برای اندازه گیری تنوع سازی منابع درآمدی بانک‌ها از شاخص هر فیندال-هیرشمن استفاده شده است که به صورت رابطه (۵) است:

$$HHI = \sum_{i=1}^k \left(\frac{x_i}{X}\right)^2 \quad (5)$$

در رابطه (۵)، $\frac{x_i}{X}$ معادل با سهم هر یک از اجزاء درآمد (x_i) از کل درآمد X است. درآمد بانک‌ها شامل درآمدهای مشاع و غیر مشاع است، درآمدهای مشاع شامل سود تسهیلات اعطایی و سود ناشی از سرمایه‌گذاری و سپرده‌گذاری‌هایی است که سود پرداختی به سپرده‌گذاران از آن کم شده است، اما درآمدهای غیرمشاع شامل سود تسهیلات اعطایی، سود حاصل از سرمایه‌گذاری و سپرده‌گذاری، درآمد کارمزد، درآمد حاصل از مبادلات ارزی و سایر درآمدها است، برای محاسبه شاخص هر فیندال-هیرشمن ابتدا سهم هر کدام از اجزاء درآمدی از کل درآمد هر بانک محاسبه شده است و سپس با جمع بستن مجذور هر کدام از سهم‌ها برای هر بانک در هر سال شاخص به دست آمده است (Goli & Mahntafar, 2018).

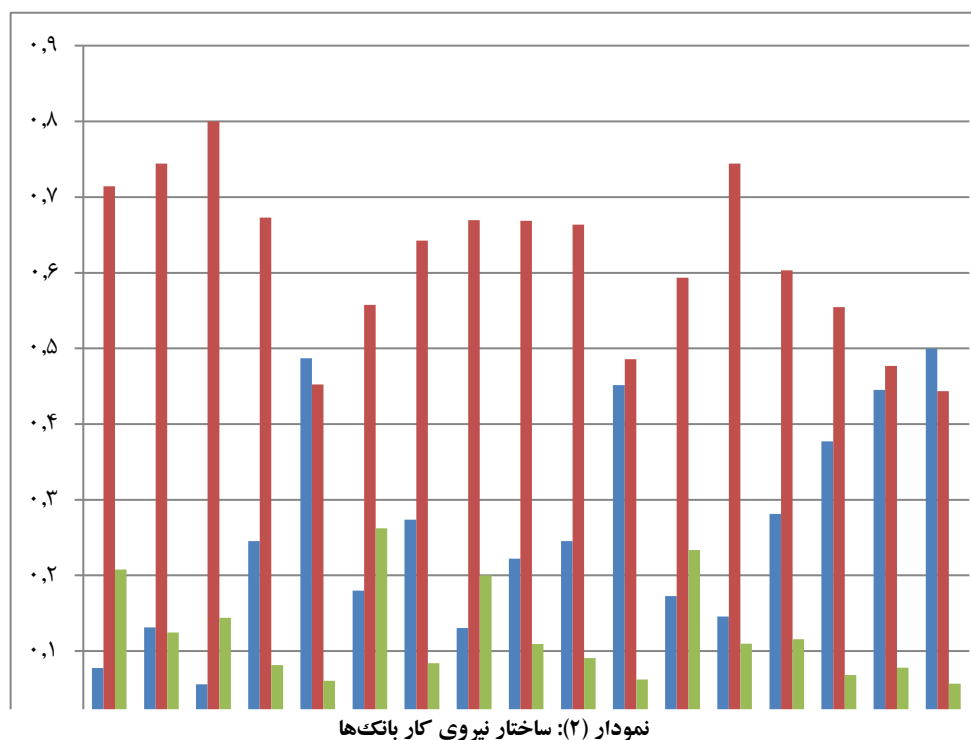
در جهت دستیابی به هدف پژوهش، از شواهد آماری در سطح بانکی ایران برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ استفاده شده است. شواهد حاصل از اندازه‌گیری سودآوری ۱۷ بانک مورد بررسی در نمودار (۱) نشان می‌دهد که بانک پاسارگاد و کارآفرین دارای بیشترین مقدار نسبت سود خالص به دارایی به ترتیب معادل با ۲/۷ و ۲/۶۶ هستند و این نسبت برای بانک سرمایه در کمترین مقدار برابر با ۹/۶۵ است. صنعت بانکی ایران در سال‌های بیشترین زیان‌ها را در صورت‌های مالی خود تجربه کرده است، طوری که بانک سرمایه در سال ۱۳۹۷ زیانی معادل با ۴۴ درصد دارایی را نشان می‌دهد. علاوه بر این بانک‌های ملی و کشاورزی به‌طور متوسط سود منفی را کسب نموده‌اند.



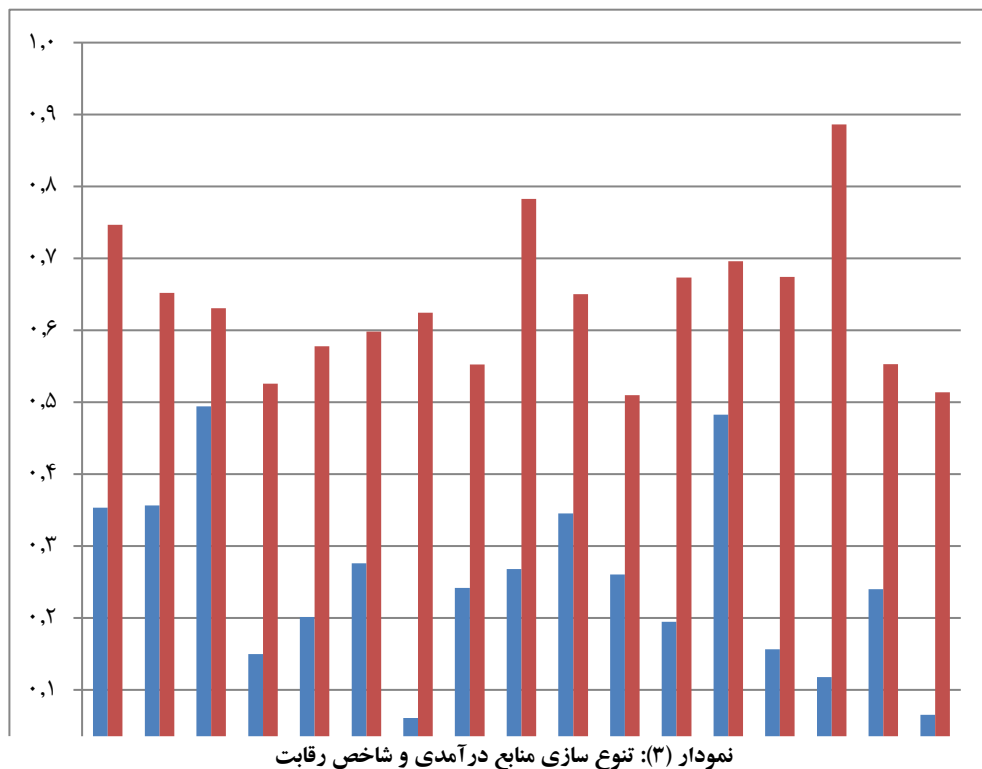
نمودار (۱): نسبت سود به دارایی بانک‌ها برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۷

براساس ادبیات نظری پژوهش، رقابت و سرمایه انسانی از جمله عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها است. برای این مورد از شاخص رقابت لرنر تعدیل یافته برای اندازه‌گیری رقابت استفاده شده است و برای اندازه‌گیری سرمایه انسانی از سهم نیروی کار با تحصیلات دیپلم و کمتر، فوق‌دیپلم و لیسانس و فوق‌لیسانس و بالاتر استفاده شده است. شواهد برای بانک‌های ایران در طول دوره مطالعه در نمودار (۲) نشان می‌دهد که سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌لیسانس و بالاتر در بانک توسعه صادرات در بیشترین مقدار برابر با ۲۶ درصد است و بانک ملی دارای کمترین سهم نیروی کار دارای تحصیلات عالی معادل با ۵/۷ درصد است. علاوه بر این، بانک پاسارگاد دارای بیشترین سهم نیروی کار با تحصیلات فوق‌دیپلم و لیسانس معادل با ۸۰ درصد است و بانک ملی دارای کمترین سهم نیروی کار با تحصیلات فوق‌دیپلم و لیسانس معادل با ۴۴ درصد است. بررسی سهم نیروی کار با تحصیلات دیپلم و پایین‌تر در

بانک‌ها نشان می‌دهد که بانک پاسارگاد دارای کمترین نسبت معادل با ۵/۶ درصد است و بانک ملی دارای بیشترین سهم نیروی کار با تحصیلات دیپلم و پایین‌تر معادل با ۵۰ درصد است.



شواهد حاصل از شاخص رقابت به‌عنوان شاخصی از قدرت بازاری در نمودار (۳) آورده شده است. شواهد نشان می‌دهد که بانک پاسارگاد دارای بالاتر شاخص رقابت معادل با ۰/۴۹۴ است که دلالت بر بالا بودن قدرت بازاری بانک پاسارگاد در مقایسه با سایر بانک‌ها است. علاوه بر این بانک رفاه و ملی با مقادیر ۰/۰۶۱ و ۰/۰۶۵ دارای کمترین شاخص رقابت هستند. همچنین شواهد حاصل از شاخص هرفیندال-هیرشمن به‌عنوان شاخصی از تمرکز منابع درآمدی بانک‌ها در نمودار (۳) نشان می‌دهد که بانک مسکن و سرمایه به ترتیب دارای بیشترین شاخص تمرکز معادل با ۰/۸۸۷ و ۰/۷۸۳ هستند و بنابراین دارای کمتر تنوع منابع درآمدی هستند. بانک صادرات دارای کمترین تمرکز معادل با ۰/۵۱ است و دارای بیشترین تنوع منابع درآمدی است.



۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج

با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده از ۱۷ بانک برای دوره زمانی ۱۳۹۷-۱۳۸۸ گردآوری شده است، لذا دارای ساختار ترکیبی هستند و به همین دلیل ابتدا مانایی مورد بررسی قرار می‌گیرد، به دلیل اینکه متغیرهای پژوهش به صورت نسبی بوده و دارای روندی هموار هستند، مانایی آن‌ها با توجه به دو آزمون لوین-لین چو و ایم، پسران و شین در سطح تأیید شده است. گام بعدی در مدل سازی، بررسی امکان وجود ناهمگنی بین بانک‌ها با استفاده از آزمون F لیمر است، شواهد در جدول (۱) نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون F لیمر مبنی بر عدم وجود اثرات ناهمگن در بین مقاطع رد شده است. علاوه بر این نتایج آزمون هاسمن در سه مدل مورد بررسی نشان می‌دهد که مدل اثرات ثابت بر اثرات تصادفی ترجیح دارد، چراکه فرضیه صفر مبنی بر استفاده از مدل اثرات تصادفی در تمام مدل‌های مورد بررسی رد شده است.

جدول (۱): آزمون داده‌های پانل

نوع آزمون	مدل با تحصیلات دیپلم و پایین‌تر	مدل با تحصیلات فوق دیپلم و لیسانس	مدل با تحصیلات فوق لیسانس و بالاتر
مقدار F لیمر	۳/۸۹ (۰/۰۰)	۳/۵۷ (۰/۰۰)	۴/۳۷ (۰/۰۰)
آزمون هاسمن	۱۴/۶۲ (۰/۰۲)	۱۳/۵۲ (۰/۰۱۹)	۲۶/۲ (۰/۰۰)
آزمون واریانس ناهمسانی	۱۰۷۵۴/۲۲ (۰/۰۰)	۱۷۱۵۷/۲۷ (۰/۰۰)	۳۳۳۰۶/۷ (۰/۰۰)
آزمون خودهمبستگی	۲۴۹/۹ (۰/۰۰)	۲۰۸/۵۱ (۰/۰۰)	۲۶۶/۷۷ (۰/۰۰)

منبع: یافته‌های پژوهش

در نهایت با توجه به اینکه، مدل به صورت اثرات ثابت برای بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری بانک‌ها انتخاب شده است. لذا از آزمون‌های خودهمبستگی و ناهمسانی واریانس برای تعیین دقت مدل انتخابی استفاده می‌شود، در همین رابطه از آزمون واریانس ناهمسانی والد تعدیل یافته و آزمون خودهمبستگی ولدریج استفاده می‌شود. فرضیه صفر آزمون ناهمسانی واریانس برابر بودن واریانس و فرضیه صفر آزمون خودهمبستگی عدم وجود خودهمبستگی است. با توجه به نتایج گزارش شده برای تمام مدل‌ها در جدول (۲) مقدار احتمال مربوط به آزمون ناهمسانی واریانس برابر با صفر است، لذا فرضیه صفر مبتنی بر همسانی واریانس و عدم وجود خودهمبستگی رد شده است و مدل اثرات ثابت دارای اعتبار نخواهد بود، به همین دلیل از روش GLS با در نظر گرفتن ناهمسانی واریانس و وجود خودهمبستگی استفاده می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد مدل‌ها با توجه به سطوح مختلف تحصیلات در جدول (۲) ارائه شده است. نشان می‌دهد که اثر شاخص لرنر تعدیل یافته بر سودآوری مثبت و معنادار است. از آنجا که افزایش شاخص لرنر به معنای افزایش قدرت بازاری بانک‌ها است بنابراین ورود بانک‌ها و افزایش رقابت بین آن‌ها به معنای عامیانه دلالت بر کاهش سودآوری بانک‌ها می‌شود. این شواهد نشان می‌دهد که بانک‌ها در مواجهه به ورود سایر بانک‌ها قادر به ایجاد نوآوری در تولید خدمات نبوده و اقدام به فعالیت‌هایی می‌کنند که سودآوری آن‌ها را مورد تهدید قرار می‌دهد. این ابزارها اغلب با ارائه تسهیلات به افراد دارای ریسک بالاتر صورت می‌گیرد همچنین از آنجا که اغلب در این موارد نرخ بهره را افزایش می‌دهند بنابراین افراد

دارای ریسک پایین از سبب دریافت کنندگان اعتبارات بانک خارج می‌شوند. دلایل اثرگذاری مثبت شاخص رقابت بر سودآوری ناشی از واقعیاتی است که رقابت در بانک‌ها دلالت بر بهبود عملکرد نیست یعنی رقابت به مفهوم عام در صنعت بانکداری صدق می‌کند و نه به مفهومی که منجر به بهبود کیفیت خدمات شود. لذا با وجود سیستم مالی فعلی، افزایش رقابت در نتیجه ورود بانک‌ها به سیستم مالی، باعث کاهش سودآوری بانک‌ها و در نتیجه کاهش تاب‌آوری آن‌ها در مقابل شوک‌های منفی می‌شود؛ اما مجذور رقابت اثر منفی و در بسیاری از موارد معنی‌دار بر سودآوری بانک‌ها دارد و این نشان می‌دهد که نوعی رابطه غیرخطی بین رقابت و سودآوری وجود دارد، قدرت بازاری تا حد مشخصی باعث افزایش در سودآوری می‌شود و بعد از حد مشخصی باعث کاهش سودآوری می‌شود.

تنوع سازی منابع درآمدی یکی از عوامل مهم مؤثر بر سودآوری است، تنوع سازی منابع درآمد، به معنای توزیع ریسک بر انواع درآمدها است، با افزایش در مطالبات معوق در سال‌ها اخیر، بیشتر بانک‌ها تمایل دارند که سبد درآمدی خود را متنوع سازند و از فعالیت‌های سنتی خود فاصله گیرند. جدول (۲) نشان می‌دهد که شاخص تمرکز هر فیندال-هیرشمن اثر منفی و معنی‌داری را بر سودآوری بانک‌ها دارد به این صورت که در مدل اول، با افزایش یک درصد در شاخص تمرکز میزان سودآوری به اندازه ۰/۰۲۲ واحد کاهش می‌یابد و بنابراین تنوع سازی منابع درآمدی یکی از عواملی که ریسک نکول را کاهش داده و بنابراین سودآوری بانک‌ها را افزایش می‌دهد، به همین دلیل شاخص تمرکز بانک‌های مورد بررسی از ۰/۶۸ در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۰/۶۳ در سال ۱۳۹۷ کاهش یافته و این دلالت بر تنوع سازی منابع درآمدی بانک‌ها در جهت توزیع مطلوب ریسک بین انواع درآمدها دارد.

نسبت اعتبارات به دارایی دارای اثرات دوسویه بر سودآوری است، از یک طرف افزایش اعتبارات منجر به افزایش احتمال نکول می‌شود و بنابراین بانک‌هایی که اعتبارات بیشتری را ارائه می‌دهند زیان بیشتری خواهند داشت و بنابراین سود آن‌ها کاهش خواهد یافت؛ اما از طرف دیگر افزایش اعتبارات منجر به افزایش سود تسهیلات شده و این منجر به افزایش سودآوری بانک‌ها می‌شود؛ بنابراین نوع اثر به ساختار بانک‌های مورد بررسی دارد. ضرایب برآورد شده در جدول (۲) نشان می‌دهد که نسبت اعتبارات به دارایی اثر مثبت و نامعنی‌داری را بر سودآوری دارد. در واقع اگرچه با افزایش در اعتبارات، میزان بهره دریافتی نیز افزایش می‌یابد، اما به دلیل نکول بالای اعتبارات بانکی افزایش در درآمد بهره‌ای بانک تحقق نخواهد یافت و این باعث نامعناداری اثر اعتبارات بر سودآوری شده است.

جدول (۲): برآورد مدل به روش GLS

مدل سوم	مدل دوم	مدل اول	
۰/۰۲۹ (۰/۰۳۵)	۰/۰۳۶ (۰/۰۰۶)	۰/۰۳۷ (۰/۰۰۶)	رقابت
-۰/۰۲۲ (۰/۱۸۷)	-۰/۰۳ (۰/۰۴۷)	-۰/۰۳۴ (۰/۰۳۵)	مجذور رقابت
-۰/۰۲۲ (۰/۰۱)	-۰/۰۲۴ (۰/۰۰)	-۰/۰۲۲ (۰/۰۱۳)	تنوع سازی درآمد
۰/۰۱ (۰/۴۴)	۰/۰۱۸ (۰/۱۳)	۰/۰۱۲ (۰/۳۲۴)	نسبت اعتبارات
-۰/۰۰۳ (۰/۰۵۴)	-۰/۰۰۲ (۰/۰۷)	-۰/۰۰۳ (۰/۰۲۵)	اندازه بانک
-۰/۰۰۰۰۷ (۰/۵۷۴)	-۰/۰۰۰۰۷ (۰/۵۴۲)	-۰/۰۰۰۰۴ (۰/۷۱۸)	رشد اقتصادی
		۰/۰۰۱۳ (۰/۸۸۵)	دیپلم و پایین تر
	۰/۰۲۴ (۰/۰۵)		فوق دیپلم و لیسانس
-۰/۰۳۱ (۰/۰۶)			فوق لیسانس و بالاتر
	۰/۰۱۸ (۰/۴۳)	۰/۰۴۳ (۰/۰۴۲)	عرض از مبدأ

منبع: یافته‌های پژوهش

اندازه بانک یکی از متغیرهای مهم و مؤثر بر سودآوری است، از یک طرف هر چه بانک بزرگ‌تر باشد، به دلیل صرفه مقیاس در معاملات سود بانک افزایش می‌یابد و از طرف دیگر هر چه اندازه بانک افزایش هزینه مدیریت بانک نیز با نرخ افزایش می‌یابد، در واقع مدیریت بانک‌های با مقیاس و اندازه کوچک‌تر با هزینه کمتری صورت می‌گیرد؛ بنابراین در این مورد اثر اندازه بر سودآوری منفی است. شواهد برای اثر اندازه بانک بر سودآوری در جداول (۲) نشان می‌دهد که با افزایش اندازه بانک، سودآوری بانک به‌طور معناداری کاهش می‌یابد. به این صورت که با افزایش یک درصد در اندازه بانک،

میزان سودآوری به اندازه ۰/۰۰۳ واحد کاهش می‌یابد و این برآوردها تأییدی بر غالب بودن اثر افزایشی بودن هزینه مدیریت بانک‌های بزرگ بر صرفه مقیاس در معاملات است و بنابراین بانک‌های بزرگ، در سطح برابر از سایر ویژگی‌ها با بانک کوچک دارای سودآوری کمتری هستند.

رشد اقتصادی اثر معنی‌داری را بر سودآوری بانک‌ها ندارد و این نشان می‌دهد که رابطه‌ای بین بخش واقعی و مالی اقتصاد وجود ندارد و این نتایج تأییدی بر وجود معمای نقدینگی در اقتصاد ایران و عدم ارتباط قوی بین بخش بانکی به عنوان اصلی‌ترین بخش مالی کشور و بخش حقیقی اقتصاد است. در اقتصادهای سالم، بخش حقیقی و مالی در یک ارتباط منسجم همدیگر را تقویت می‌کنند این در حالی است که در اقتصاد ایران، به دلیل عدم بنیه تولیدی قوی و همچنین عدم ارتباط بین بخش مالی و واقعی، تولید ناخالص داخلی اثر معناداری را بر سودآوری ندارد.

بررسی اثر ساختار نیروی کار از نظر سطح تحصیلات بر سودآوری بانک‌ها در سه مدل آورده شده است، براساس نتایج جدول (۲) هر چه میزان سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌دیپلم و لیسانس از کل نیروی کار افزایش یابد، میزان سودآوری بانک‌ها به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. طوری که با افزایش یک درصد در سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌دیپلم و لیسانس، میزان سودآوری بانک‌ها به اندازه ۰/۰۲۴ درصد افزایش می‌یابد؛ اما اثر نیروی کار با تحصیلات دیپلم و پایین‌تر مثبت و از نظر آماری نامعناد است. یکی از ویژگی‌های اصلی برای نیروی کار اشتغال یافته در بانک‌ها، توان یادگیری سیستم ارائه خدمات به مشتریان در حداقل زمان است تا اینکه مشتری هزینه کمتری را از نظر زمان تخصیص یافته به امور بانکی بپردازد، از آنجاکه نیروی کار دارای تحصیلات دیپلم و پایین‌تر با سیستم‌های جدید آشنایی ندارند و اغلب در یادگیری سیستم‌های جدید ناتوان هستند بنابراین برای بانک هزینه ایجاد می‌کنند و به این ترتیب نمی‌توانند سودآوری بانک‌ها را افزایش دهند. براساس نتایج برآوردی استخدام نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس کارآترین نیروی کار استخدامی برای بانک‌ها است. چراکه از یک طرف توانایی یادگیری سیستم‌های ارائه خدمات جدید را دارند و از طرف دیگر به واسطه سطح تحصیلات پایین‌تر نسبت به تحصیلات عالی، دستمزد کمتری را دریافت می‌کنند.

اما بالا بودن سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌لیسانس و بالاتر اثر منفی و معناداری را بر سودآوری دارد. نتایج نشان می‌دهد که تحصیلات عالی در ایران توان ارائه خدمات جدید و دارای نوآوری را ندارد و این اغلب ناشی از توسعه سیستم آموزش عالی بدون برنامه‌ریزی و بدون توجه به نیازهای بازار برای نیروی کار است. تحصیلات عالی در هر کشوری زمانی دارای اثرگذاری مطلوب است که دارای کیفیت بالاتر

باشد؛ کیفیت بالاتر به کاربردی بودن تحصیلات و دارا بودن ارتباط قوی با فرآیندهای تولید مربوط است. تبدیل سیستم آموزشی کشور به بنگاه معاملاتی برای کسب درآمد و جذب دانشجویان بیشتر بدون توجه به ساختار و زیربنای اقتصادی و توسعه دانشگاه‌ها و مراکز عالی بی کیفیت از جمله دلایل اصلی برای اثرگذاری منفی تحصیلات عالی بر سودآوری بانک‌ها است و در واقع برآوردها تأییدی بر نظریه فیلتر در صنعت بانکی ایران است.

۵- بحث، نتیجه و پیشنهادها

یکی از بخش‌های مهم اقتصاد که نقش قابل توجهی را در توسعه اقتصادی دارد، توسعه و کارا بودن سیستم مالی کشورهاست. کارا بودن سیستم مالی به معنای تأمین مالی بخش‌های دارای ارزش افزوده است. اقتصادها زمانی می‌توانند رشد افزاینده را تجربه کنند که دارای خاصیت تاب‌آوری بالا باشند؛ به این معنا که اگر اقتصاد در معرض شوک منفی قرار گرفت، بانک‌ها و سیستم مالی به‌طور کلی توانایی جذب شوک و انعطاف‌پذیری در مقابل شوک را داشته باشند. یکی از عوامل مؤثر بر توانایی مقابله بانک‌ها در مواجهه با شوک منفی، ساختار بانکی سودآور است. بر همین اساس مطالعه حاضر با استفاده از شواهد آماری صنعت بانکی ایران در دوره زمانی ۱۳۸۸-۱۳۹۷ به بررسی عوامل مؤثر بر سودآوری در صنعت بانکی ایران می‌پردازند. شواهد آماری نشان می‌دهد که سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌لیسانس و بالاتر از ۵/۸ درصد در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۲۴/۵ درصد در سال ۱۳۹۷ افزایش یافته است و شاخص رقابت از ۰/۳ در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۰/۲۶ در سال ۱۳۹۷ کاهش یافته است و این در حالی است که سودآوری بانک‌های موردبررسی از ۰/۰۱۲ در سال ۱۳۸۸ به مقدار ۰/۰۲۷- در سال ۱۳۹۷ کاهش یافته است و عمده بانک‌ها در سال‌های اخیر با زیان بالایی مواجه هستند. نتایج حاصل از برآوردها نشان می‌دهد تنوع سازی منابع درآمدی بانک‌ها، افزایش سهم نیروی کار دارای تحصیلات لیسانس و افزایش شاخص رقابت و در واقع قدرت بازاری باعث افزایش سودآوری شده است؛ اما افزایش در اندازه و سهم نیروی کار دارای تحصیلات فوق‌لیسانس و بالاتر در سال‌های اخیر باعث کاهش سودآوری بانک‌ها شده است؛ بنابراین بهبود در کیفیت آموزش، افزایش ارتباط بخش واقعی و مالی به واسطه کاهش حجم فعالیت‌های رانتی در اقتصاد و در نهایت نظارت بر عملکرد بانک‌ها از منظر بهره‌های پرداختی به سپرده‌ها و بهره دریافتی از تسهیلات از جمله سیاست‌های مؤثر برای افزایش در سودآوری صنعتی بانکی است.

References

- Abbas, A., & Arizah, A. (2019). Marketability profitability and profit-loss sharing: evidence from sharia banking in indonesia. *Asian Journal Of Accounting Research*, 4(2), 315-326.
- Abu Nouri, I., & Gholami, N. (2008). Estimation and comparison of concentration ratio in iranian industries using lignormal model. *Journal of Economic Studies*, 5(1), 134-111. (in Persian).
- Arrow, K. J. (1973). Higher education as a filter. *Journal of public economics*, 2(3), 193-216.
- Asadi, E. (2016). *The impact of risk and competition on the profitability of commercial and specialized banks in iran*, M.Sc. thesis, shahid ashrafi university of isfahan.
- Athanasoglou, P. P.; Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability. *Journal Of International Financial Markets, Institutions And Money*, 18(2), 121-136.
- Beck, T.; Levine, R., & Loayza, N. (2003). Finance and the sources of growth. *Journal Of Financial Economics*, 58: 261–300.
- Berger, A. N., & Hannan, T. H. (1989). The price-concentration relationship in banking. *The Review of Economics And Statistics*, 291-299.
- Budhathoki, P. B.; Rai, C. K.; Lamichhane, K. P.; Bhattarai, G., & Rai, A. (2020). The impact of liquidity, leverage, and total size on banks' profitability: evidence from nepalese commercial banks. *Journal of Economics And Business*, 3(2), 545-555.
- Driscoll, J. (2004). Does bank lending affect output? Evidence from u.s., *Journal Of Monetary Economics*, 51, 451–471.
- Goldsmith, R. W. (1969). *Financial structure and development*, New haven, ct: yale university press.
- Goli, Y., & Mahntafar, Y. (2018). Evaluating the effect of credit and income diversification on the cost efficiency of Iranian banks. *Quarterly Journal of Industrial Economics Research*, 2(4), 59-72.(in Persian).
- Gurley, J., & Shaw, E. (1967). Financial structure and economic development, *Economic Development And Cultural Change*, 15(3), 257-268.
- Hafezi, S., & Tajbakhsh, G. A. (2019). Investigating the relationship between banking sector factors and market structure on profitability of commercial banks in iran, *Journal of New Achievements in Humanities Studies*, 2(20), 122-107. (in Persian).

Haji Mullah Mirzaei, H., & Haji Mullah Mirzaei, M. S. (2020). Investigating the effect of financial stimuli on the profitability of selected stock exchange banks. *Strategic Budget and Finance Research*, 1(4), 181-217. (in Persian).

Hicks, J.R. (1935). The theory of monopoly. *Econometrica*, 3(1), 1-20.

Jalalzadeh A.; Seyed Morteza, Al Omran, R.; Panahi, H., & Asgharpour, H. (2020). The effect of macroeconomic variables and islamic financing on the returns of private and public banks in Iran. *Journal of Economic Modeling*, 14(51), 119-136. (in Persian).

Menicucci, E., & Paolucci, G. (2016). The determinants of bank profitability: empirical evidence from european banking sector. *Journal of Financial Reporting And Accounting*. (65), 21-26.

Marquez, R. (2002). Competition, adverse selection, and information dispersion in the banking industry. *The Review Of Financial Studies*, 15(3), 901-926.

McKinnon, P. (1973). *Money and capital in economic development*, washington DC: brookings institution.

Mehrabani, V. (2016). The effect of higher education on productivity of iranian industries: A comparison of two theories of human capital and filter, *Economic Research Quarterly*, 16 (62), 158-137. (in Persian).

Mehrabanpour, M. R. ; Naderi Noorini, M. M. ; Inalu, E., & Ash'ari, E. (2017). Factors affecting the profitability of banks. *Empirical Studies in Financial Accounting*, 14(54), 119-140. (in Persian).

Moudud-Ul-Huq, S.; Halim, M. A., & Biswas, T. (2020). Competition and profitability of banks: empirical evidence from the middle east & north african (mena) countries. *Journal Of Business Administration Research*, 3(2), 26-37.

Muhanguzi, K. B. (2020). *Panel granger causality between bank competition and profitability for multinational banks in sub saharan africa*. Available at SSRN 3535398.

Nguyen, T. H., & Tran, H. G. (2020). Competition, risk and Profitability in banking system-evidence from vietnam. *The Singapore Economic Review*, 65(06), 1491-1505.

Pagano, M. (1993). Financial markets and growth: an overview. *European Economic Review*, 37(2-3), 613-622.

Postinchi, M. (2013). The impact of competition in the banking industry on banks' overdue receivables, *Economic Journal*, 13 (7 and 8), 5-18. (in Persian).

Pourmehr M.; Sepehr Doost H.; Naziri M. K., & Mehregan N. (2018). The effect of macroeconomic variables and management quality on the profitability of

private banks; Structural vector autoregression model approach. *Economic Modeling Research*, 9(34), 201-254. (in Persain).

qolipour, A. (2013). The effect of internal and external factors on the profitability of selected banks in Iran, *The First National Conference on the Development of Monetary and Banking Management*, 1-14. (in Persain).

Sargolzaei, M., Jalali Farahani, A., Afsari Badi, R., Ahmadi, R. (2020), The effect of financial performance indicators on profitability in bank mellat, *Monetary-Banking Research*, 13(43), 98-69.

Shaffer, S. (1998). The winner's curse in banking. *Journal Of Financial Intermediation*, 7(4), 359-392.

Shair, F.; Sun, N.; Shaorong, S.; Atta, F., & Hussain, M. (2019). Impacts of risk and competition on the profitability of banks: Empirical evidence from Pakistan. *PloS One*, 14(11), e0224378.

Shariatzadeh S.; Najafi I.; Shabanzadeh, M., & Zomordian, G. (2015). Investigating the effective factors on the profitability of Iranian commercial banks using the ARDL panel model. *Financial Engineering and Securities Management*, 7(29), 151-172. (in Persian).

Shavallpour, S., & Ash'ari, E. (2013), The effect of credit risk on the profitability of banks in Iran, *Quarterly Journal of Financial Research*, 15(2), 246-229. (in Persian).

Smirlock, M. (1985). Evidence on the (non) relationship between concentration and profitability in banking. *Journal of Money: Credit And Banking*, 17(1), 69-83.

Submitter, G. A. T. R., & Buchory, H. A. (2020). Anomalies of banking intermediation and profit growth (Study on the 10 largest banks in indonesia). *Journals And Buchory, Herry Achmad, Anomalies Of Banking Intermediation and Profit Growth (Study On The 10 Largest Banks In Indonesia) (June 30, 2020). Reference To This Paper Should Be Made As Follows: Buchory*, 14-22.

Tan, Y. (2016). The impacts of risk and competition on bank profitability in China. *Journal Of International Financial Markets, Institutions and Money*, 40, 85-110.

Van den Heuvel, S. J. (2008). The welfare cost of bank capital requirements. *Journal Of Monetary Economics*, 55(2), 298-320.

Yuanita, N. (2019). Competition and bank profitability. *Journal of Economic Structures*, 8(1), 1-15.

Zeinali, M.; Rahimzadeh, F. & Shokohifard, S. (2018). Measuring the effects of market share and number of branches on the profitability of banks. *Quarterly Journal of Industrial Economics Research*, 2(6), 105-118. (in Persian).

Investigation of the Effect of Economic Adjustment Policies on Iran's Economic Growth Fluctuations

Seyed Reza. Pournaghi¹

*Ph. D Candidate of Monetary Economics, Islamic Azad University, Abhar Branch,
Zanjan, Iran*

Ahmad. Jafari Samimi

*Professor of Department of Economics, Mazandaran University, Mazandaran, Iran
Farid. Askari*

*Assistant Professor of Department of Economics, Islamic Azad University, Abhar
Branch, Zanjan, Iran*

Farzaneh. Khalili

*Assistant Professor of Department of Economics, Islamic Azad University, Abhar
Branch, Zanjan, Iran*

Received: 2022/02/08

Accepted: 2022/04/20

Abstract Expanded

1- INTRODUCTION

Developments and fluctuations in economic growth will cause significant changes in the economy and its variables. Therefore, examination of the cause of fluctuations and instability in economic growth can eliminate or improve their impact. During the last 4 decades, economic adjustment policies - which have been proposed by the international community to various countries with the aim of stabilization of the economy in the short run and changing the structures of the economy in the long run - have been implemented in Iran. This study was conducted to investigate the compatibility of economic adjustment policies in Iran.

2-THEORETICAL FRAMEWORK

Economic growth of a country is the change in production of a country compared to the previous year. Therefore, a change in any of the components of a

¹ Corresponding Author: asgari@abhariau.ac.ir

country's GDP causes a change in economic growth and, consequently, causes fluctuation or instability in it.

Oil revenues as one of the most important export revenues from natural resources, depending on the type of use (in current consumption or investment) affect economic growth or instability. On the one hand, oil wealth can accelerate the pace of development due to the level of financial development and increase national income, on the other hand, long-term economic growth will be damaged due to imbalances in different sectors of the economy.

Financial liberalization on the one hand, citing neoclassical theories and the free flow of capital from high-capital economies to low-capital economies, life cycle models and increasing private savings and attracting investment in the portfolio, increases project returns. on the other hand, some countries were affected by the implementation of financial liberalization and faced severe financial crises, followed by economic instability.

Trade liberalization due to the transfer of knowledge and technology to a country can improve economic growth. Trade also allows producers to access larger markets. Improved productivity through the use of untapped resources, more distinctive products with higher quality and lower prices, and ultimately increased production and surplus consumer welfare. Despite the positive effects of trade liberalization, this policy will destabilize economic growth in developing countries that have few products to offer to the world market.

Privatization is a fundamental structural change of ownership, which is transferred from the public sector to the private sector, and this change of ownership leads to fundamental changes in the basic incentives and motivations of owners and managers of enterprises and the goals of those enterprises. the effect of privatization on economic growth can be demonstrated through microeconomics theories, the theory of new institutional economics, the theory of public choice and the theory of representation.

In the empirical literature, the importance of the role of government is how it can provide a stable environment for economic growth. Examination of the issue of government spending (as an indicator of its size) and GDP growth, there are conflicting results, and the relationship between government spending and economic growth depends on the sources of financing government spending and government performance. Thus, if government spending is financed through borrowing, the

relationship between government spending and economic growth is negative, and if government spending is financed through taxes, the relationship between government spending and economic growth is positive.

3- METHODOLOGY

In this study by using the vector auto regressive model (VAR), the relationship between economic adjustment policies on fluctuations and instability of economic growth during the period 1981 to 2019 has been investigated. the annual fluctuations of economic growth were selected by using the exponential conditional variance (EGARCH) model with intervals 1 and 2 to show the variance inequality and the effects of the three policies of privatization, trade liberalization and financial liberalization were measured. The variables of trade intensity, volume of assets transferred to the private sector and the amount of foreign assets of the banking system are considered as indicators of trade liberalization, privatization and financial liberalization policies, respectively.

4- DISCUSSION

Out results showed that the variables of financial liberalization have the lowest (0.6%) and the variables of commercial liberalization have the highest (21%) share in the volatile changes of economic growth. Also, financial liberalization only increases in the short run and does not affect instability in the long run. The trade liberalization variable will reduce economic instability, while the surge in oil revenues will increase instability in economic growth. The government expenditure variable in this study has a dual behavior, so that in the short run will reduce instability and in the long run will increase the instability of economic growth. Privatization policies have the most short-term (0.0173) and long-term (0.0052) effects on economic growth instability and will increase economic growth instability.

5- CONCLUSION & SUGGESTIONS

Examination of the results of the instability response to various variables shows that not only economic adjustment policies incompatible in terms of their impact on growth fluctuations, but also not compatible with government policies. In the short and long term, privatization and financial

liberalization policies will increase and trade liberalization policies will reduce instability. While the government's fiscal expansion policy (increase spending) will reduce instability in the short run and increase economic growth instability in the long run. Thus, the simultaneous implementation of trade liberalization policies and increased government spending (financial expansion) will reduce instability in the short and long term. Because both policies are compatible with each other and their results in the short-term and long-term will reduce the instability of economic growth. Therefore, it is recommended to adopt trade protection policies (both in terms of imports and exports) because these policies will not only improve the trade balance and increase the level of trade liberalization, but also the instability of economic growth. and will also reduce production.

Keywords: Volatility, Privatization, Financial liberalization, Trade liberalization, Economic growth

JEL Classification: H3, H5, E3, E5, O17, O43

References (in Persian)

1. Abounoori, E., & Garmabi, A. (2016). Labour share production and the effect on economic growth in iran. *Journal of Economic Research*, 51(1): 1-24. (in Persian)
2. Aloudari, G.; Mogadam, J.; Rezvanifard, S., & Mgadam, M. (2012). Dynamic and spontaneous relationship between trades volume and stocks return by VAR models. *Journal of Securities Exchange*, 4(15): 27-41. (in Persian)
3. Amiri, H.; Norouzi Amouqin, F.; Pedade Biranvand, M., & Azadeh, Sh. (2018). Investigation of economic freedom on economic growth with resistance economics approach case study regional countries. *Economic Journal*, (5,6): 5-30. (in Persian)
4. Arianmehr, SH.; Yahyaabadi, A., & Hortamani, A. (2014). Investigation the effects of privatization on economic growth in D-8 countries, by using the dynamic panel estimated by GMM method.

- Economic Growth and Development research*, 4(13):11-28. (in Persian)
5. Asadpour, A. (2017). The effect of trade liberalization on economic growth in Iran. *Territory*, 14(55): 17-36. (in Persian)
 6. Ebrahimi, M., & Larti, H. (2012). The effects of liberalization in trade and finance on production volatility in Iranian economy. *Economic Research*, 12(46):1-26. (in Persian)
 7. Elmi, Z. & Randjbar, O. (2013). Effects of trade on OIC economic growth with emphasis on Iran. *Journal of Economics Research*, 47(4): 97-115. (in Persian)
 8. Fayazmanesh, F., & Ranjbaraki, A. (2017). The effects of privatization of public utilities on economic efficiency and government revenue. *Journal of Applied Theories of Economics*, 4(2): 143-168. (in Persian)
 9. Feqhe Majidi, A.; Ahmadzade, KH., & Goudini, S. (2017). The impacts of liberalization and financial development on economic growth in OPEC countries. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 5(17): 97-120. (in Persian)
 10. Gorgi, A., & Alipourian, M. (2007). Analysis of the effect of trade liberalization on the economic growth of OPEC member countries. *Quarterly Iranian Journal of Trade Studies*, 10(40): 203-187. (in Persian)
 11. Heibati, R.; Shajari, H., & Samadi, S. (2016). Measuring uncertainty in macroeconomics. *Journal of Monetary and Banking Research*, 9(28), 223-250. (in Persian)
 12. Islaminezhad, A.; Abolhasani Hastiani, A.; Monsef, A., & Nadri, K. (2020). The effect of privatization on economic growth in Iran by using the fully modified least squares (FMOLS) 1991-2017. *Economic Growth and Development research*, 12(45), 11-28. (in Persian)
 13. Jafari Samimi, A.; Farhang, S.; Rostamzadeh, M., & Mohammadzadeh, M. (2010). Impact of financial development and trade liberalization on economic growth in Iran. *The Economic*

- Research*; 9(4), 1-21. (in Persian)
14. Mahdavi, A.; Taheri Hanjani, M., & Shams al-Ahrar, f. (2017). The impact of trade liberalization on the economic growth of selected middle eastern countries with emphasis on endogenous growth models. *Applied Economics*, 7(20), 10-22. (in Persian)
 15. Mehrara, M., & Rezaei, A. (2010). Trade liberalization economic growth and institutional quality in selected countries. *Iraninan Jouornal of Trade Studies*, 14(56), 1-32. (in Persian)
 16. Memar Nejad, A., & Babazadeh, M. (2013). The effect of macroeconomic variables on systematic risk of tehran's stock exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21(66), 178-208. (in Persian)
 17. Moshiri, S. (2010). Privatization and economic growth a cross country study. *Journal of Economic Research*, 54(1), 141-158. (in Persian)
 18. Mozaffari, Z; kazerooni, A., & Rahimi, F. (2018). The impact of financial structure on economic growth volatility in iran. *The Economic Research*, 18 (1), 1-31. (in Persian)
 19. Nicomram, H.; Roodpashti Rahnamaa, F., & Jokar Tang Karami, A. (2013). Explaining the role of foreign trade and innovation through the acquisition of foreign technology on investment and economic growth in Iran. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 6(20), 91-108. (in Persian)
 20. Rezaee, A.; Hosseinzadeh, D.; Faramarzi, A., & Yazdankhah, M. (2014), The impact of government size on income distribution in Iran. *Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies*, 1(4), 21-36. (in Persian)
 21. Seifipour, R. (2012). Experimental investigation of financial liberation effects a group of developing and developed countries with emphasis on iran. *Financial Economic*, 14(5), 35-52. (in Persian)
 22. Takhvian, L. (2014). *The impact of privatization on economic growth financial development and foreign direct investment*. Masters Thesis, Razi University, Faculty of Social Sciences, Department of Economics. (in Persian)

23. Zarei, b., & Lajevardi, H. (2018). Investigation of the relationship between financial development and oil shocks on the instability of economic growth. *Financial Economics*, 12(43), 193-208. (in Persian)

References (in English)

1. Abdullahi, A. (2013). Effects of financial liberalization on financial market development and economic performance of the SSA Region an empirical assessment. *Economic Modelling*, 30, 261–273.
2. Ahmad, M., & Khan, R. E. A. (2018). Age-structure, human capital and economic growth in developing economies a disaggregated analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 12(1), 229-252.
3. Armstrong, M., & Sappington, D. (2006). Regulation competition and liberalization. *Journal of Economic Literature*, 32(2), 353-380.
4. Baker, S. R.; Bloom, N. & Davis, S. J. (2013). Measuring economic policy uncertainty. *Chicago Booth Research Paper*, 13-02.
5. Bennett, J.; Estrin, S., & Urga, G. (2006). Methods of privatization and economic growth in transition economies. *Journal of The European Bank for Reconstruction and Development*, 15(4), 661-683.
6. Birdsall, N., & Nellis, J. (2003). Winners and losers assessing the distributional impact of privatization. *World Development*, 31(10), 1617–1633.
7. Boubakri, N.; Smaoui, H., & Zammiti, M. (2009). Privatization dynamic and economic growth. *Journal of Business and Policy Research*, 4(2), 16-44.
8. Brown, J. D.; Earle, J. S.; Shpak, S., & Vakhitov, V. (2019). Is privatization working in ukraine. *Comparative Economic Studies*, 61(1), 1-35.
9. Cook, P., & Uchida, Y. (2003). Privatization and economic growth in developing countries. *The Journal of Development Studies*, 39(6): 121-154.
10. Ćorić, B. (2020). Inflation and output volatility evidence from international historical data. *CESifo Economic Studies*, 66(2), 157-

- 180.
11. Das, A., & Paul, B. (2011). Openness and growth in emerging asian economies evidence from GMM estimations of a dynamic panel. *Economics Bulletin*, 31(3), 2219 -2228.
12. Daumal, M., & Özyurt, S. (2011). The impact of international trade flows on economic growth in brazilian states. *Journal of Review of Economics and Institutions*, 2(1).
13. Dornbush, R., & Reynoso, A. (1989). Financial factors in economic development. *American Economic Review*, 79(2), 204 - 209.
14. Edwards, S. (2001). Capital flow and economic performance are emerging economies different. NBER Working Paper, No 8076.
15. Eichengreen, B. & Leblanc, D. (2003). Capital account liberalization and growth was Mr. Mahatir Right. *International Journal of finance and Economics*, 8(3), 205-224.
16. Eichengreen. B.; Gullapalli. R., & Panizza, U. (2011). Capital account Liberalization, Linancial Development and Industry Growth: A Synthetic View. *Journal of International Money and Finance*, 30, 1090–1106.
17. Eller, M.; Fidrmuc. J. & Fungáčová, Z. (2015). Fiscal policy and regional output volatility evidence from Russia. *Regional Studies*, DOI: 10.1080/00343404.2015.1064884.
18. Eris, M., & Ulasan, B. (2013), Trade openness and economic growth bayesian model averaging estimate of cross - country growth regressions, *Economic Modelling*, 33, 867 –883.
19. Estrin, S.; Hanousek, J.; Kocenda, E. & Svejnar, J. (2009). Effects of privatization and ownership in transition economies. *Policy Research Working Paper*, 4811.
20. Filipovic, A. (2006). Impact of privatization on economic growth. *Undergraduate Economic Review*, 2(1).
21. Ghali, K. H. (2003). Government spending, budget financing and economic growth the tunisian experience. *Journal of Developing Areas*, 36(2), 19-37.
22. Ghose, A., & Das, S. (2013). Government size and economic growth

- in emerging market economies a panel cointegration approach. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*, 6(1), 14-38.
23. Göndör, M., & Özpençe, O. (2014). An Empirical study on fiscal policy in crises time evidence from romania and turkey. *Procedia Economics and Finance*, 15, 975-984.
24. Guriev, S., & Megginson, W. (2007). Privatization what have we learned in bourguignon, F. and Pleskovic, B. (eds.) beyond transition. *Proceedings of the 18th ABCDE. Washington D.C., World Bank*.
25. Hundt, C., & Sternberg, R. (2014). How did the economic crisis influence new firm creation. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 234(6), 722- 756.
26. Menyah, K.; Nazlioglu, S., & Wolde-Rufael, Y. (2014). Financial development, trade openness and economic growth in African countries new insights from a panel causality approach, *Economic Modelling*, 37, 386 –394.
27. Mounir, B. (2014). The relationship between trade, FDI and economic growth in tunisia anapplication of the autoregressive distributed lag model. *Economic Systems*, 461, 1–19.
28. Naguib, R. I. (2012). The effects of privatization and foreign direct investment on economic growth in argentina. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 21 (1), 51–82.
29. Peren Arin, K.; Koray, F., & Spagnolo, N. (2015). Fiscal multipliers over the business cycle. *Conference on Recent Developments in Macroecon, Centre for European Economic Research (ZEW) L7*, 1 68161.
30. Prasad, E. (2003). Effect of financial globalization on developing countries some empirical evidence. *Economic and Political Weekly*, 4319-4330.
31. Romer, D. (1993). Openness and inflation theory and evidence. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (4), 870–903.
32. Samsudin, H. (2016). *Financial development and economic volatility do openness and institutional quality matter in the ASEAN-5*

- countries*. Doctoral dissertation, University of Canberra.
33. Shahbaz, M. (2012). Does trade openness affect long run growth cointegration causality and forecast error variance decomposition tests for Pakistan. *Economic Modelling*, 29, 2325 –2339.
34. Stiglitz, J. (2008). Privatization successes and failures. *Columbia University Press*, New York.
35. Yakup, S., & Yilmaz, F. (2010). The importance of financial reporting during privatization turkish case. *annals universities apulennsis series oeconomica*, 12(2), 672-692 .

The Impact of Corporate Governance Principles on The Credit Risk of Private And Public Banks in Iran

Sareh. Dorafshanian¹

PhD Student of Ferdowsi University of Mashhad

Mostafa. Salimifar

Professor Department of Economics, Ferdowsi university of Mashhad, Mashhad, Iran

Ali Hussein. Samadi

Associate Professor Department of Economics, Shiraz University, Shiraz, Iran

Received: 2020/08/15

Accepted: 2020/12/26

Abstract Expanded

1-INTRODUCTION

This study aimed to estimate and compare the effect of applying some principles of corporate governance on credit risk of selected private and public banks in Iran during 2011-2018. In the present study, after calculation of the credit risk by using the Basel Committee's proposed model for each bank, the relationship between shareholder rights and board size as two variables representing corporate governance principles, bank size and return on assets as control variables on the credit risk has been estimated. The results of the study indicate that in both groups of public and private banks, shareholder rights have no significant effect on credit risk. Increasing the size of the board of directors in public banks reduces credit risk more than private banks. Increasing the size of banks increases the credit risk in both groups of public and private banks. In private banks, increase in return on assets reduces credit risk, whereas in public banks, return on assets has no significant effect on credit risk.

¹ Corresponding Author: Sa_do385@mail.um.ac.ir

2-THEORETICAL FRAME WORK

Banks are encountered with numerous risks, including liquidity risk, reputational risk, market risk, exchange rate risk, and credit risk, in their business process, which are posed by several factors in the banking system. Credit risk is one of the main financial market risks, which has long been a hotbed for debates and leads to the bankruptcy of financial institutions such as banks. Nowadays, high credit risk is considered as one of the major causes of bank bankruptcy. The term 'bankruptcy', however, can not be easily defined, and each financial institution can define a situation in which bankruptcy occurs. Generally, this concept can be defined as follows: A delay in repaying the debts or the interests of the loans. Moody (2005) defines bankruptcy as a failure or delay in repaying bank debts or their interest. In another definition, it is referred to as borrower's failure or unwillingness to repay debts. According to the guidelines of the Basel Committee, as a subcommittee of the International Settlement Bank and the supreme international body involved in banking supervision, credit risk involves three main parameters:

- 1) Probability of Default (PD): The probability of failure in a customer to fulfill his commitments regarding repaying debts.
- 2) *Loss Given Default* (LGD): Amount of loss (in assets) caused by bankruptcy and not compensated by the party of the contract.
- 3) Exposure at Default (EAD): This term indicates the maximum risk tolerated and accepted during bankruptcy.

3-METHODOLOGY

As maintained, corporate governance principle is one of the main variables, whose critical impact on the credit risk has been of concern over the last two decades. According to the OECD (2004), corporate governance encompasses a series of relations among managers, board members, shareholders, and other stakeholders. It provides a framework through which the organizational goals are identified. Appropriate corporate governance provides extensive and efficient monitoring in achieving the goals. Corporate governance contains the method of defining the strategic objectives of the

company, the means of achieving such objectives, and the methods of monitoring the performance and relations in the company. The corporate governance aims at transparency and effective use of resources to modify the relationships among stakeholders. It also promotes the credibility and belief of shareholders and stakeholders, attracts more investment, and protects existing investments as well. Furthermore, it offers a system for controlling and balancing the enterprises. The guidelines of the Basel Committee highlight the need to apply corporate governance principles to improve the credit risk management process.

The method proposed in this study to estimate the credit risk of the banks was based on the Basel Committee's proposal on credit risk management. For this purpose, each bank's credit risk was estimated as an internal and unique variable for the same banks.

4-RESULTS

The most significant finding of this study deals with the return on assets in the private and public banks. According to the findings, while increasing the return on assets in the private banks reduces credit risk, an increase in the return on assets in the public banks has no significant impact on their credit risk. This might be due to the lack of transparency in the data and financial statements and its components by the public banks as these banks publish statistics based on the expectations of their performance rather than the reality of the performance. In other words, they submit manipulated financial statements with some unreal rows, which makes our rational assumptions underpinned by some theoretical foundations on the inverse relationship between return on assets and credit risk not be observed in Iran's public banks. To put it in other words, the return on assets presented by the public banks is often the result of unreal revaluations of assets, regardless of depreciation, but not the actual increases in the return on assets.

5-CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Throughout the last two decades, credit risk has been the most important challenge with which the banks have been tackling as such they have always sought to identify and manage effective variables to minimize

losses. The studies over the past two decades have highlighted the impact of corporate governance on the stability and risk decrease in financial institutions. This study aimed to estimate the credit risk in private and public banks listed in stock exchange and to analyze and compare the impact of board size and shareholder rights (as a corporate governance proxies) along with the size of the banks, and their return on the credit risk of these two groups. According to the findings and as a practical recommendation, there should be legal requirements for the banks to homogenize the dissemination of their data and information. Furthermore, providing the grounds to clarify the performance of the banks in terms of their assets and liabilities and to disseminate realistic information in the relevant communities would lead the findings of the studies on the banking system toward reliable theories and make them closer to the real world.

Keywords: Credit risk, corporate governance, Private banks, public banks, Shareholder rights, Board size

JEL: Classification: G3, E6, E5

Reference (in Persian)

1. Ahmadvand, Meysam; Rezaei, Shoaib. and Tamlaki, Hussein. (2017). Identifying and explaining the factors determining credit rating, studied by Tehran Stock Exchange. *Bimonthly of Applied Studies in Management and Development Sciences*, Second Year, May ,1-20 (In Persian)
2. Aliabadi, Qasem & Nasiri Aqdam, Ali. (2019). Introducing an appropriate model for measuring corporate governance index in the interest-free banking system in a sample bank. *Quarterly Journal of Economic Research and Policy*, No. 87, 77-116 (In Persian)
3. Etemadi, Hussein; Amirkhani, Kourosh. and Rezaei, Love. (2016). Value content of mandatory disclosure: Evidence from companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Stock Exchange Quarterly*, No. 13, 235-252 (In Persian)

4. Hassanzadeh, Ali & Alizadeh, Mohammad. (2012). Corporate governance in banks. *Economic News*, Ninth Year, No. 133, 73-86 (In Persian)
5. Hassas-Yeganeh, Yahya. (2005). Theoretical foundations of corporate governance. *Accountant Monthly*, No. 168, 65 -7 (In Persian)
6. Jafari, Mahboubeh & Ahmadvand, Meysam. (2016). Ranking of companies listed on the Tehran Stock Exchange by using emerging market scores. *Business Economics Quarterly*, No. 10, 37-56 (In Persian)
7. Khansari, Rasool & Falah Shams, Merfaz. (2010). Evaluating the application of KMW structural model in predicting the default of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, No. 28, 49-68 (In Persian)
8. Mehrabani, Fatima & Dadgar, Yadollah. (2014). Calculation of corporate governance index in companies listed on the stock exchange. *Economic Policy Quarterly*, No. 1, 47-68 (In Persian)
9. Reyazi, Ehsan & Jalilian, Omid. (June 2017). Study of the relationship between credit risk and corporate governance of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Second Congress of Innovation and Transformation of Humanities*, Shiraz. (In Persian)
10. Namazi, Mohammad; Raisi, Venus. and Hosseini, Mojtaba. (2014). Investigating the relationship between corporate governance index and returns of companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies*, No. 5, 105-120 (In Persian)
11. Vazefeh Dost, Hassan; Ahmadvand, Meysam. and Sadevand, Mohammad Javad. (2017). Testing the effect of corporate governance factors on credit rating in the form of an emerging market model. *Quarterly Journal of Financial Knowledge of Securities Analysis*, Year 9, No. 30, 95-112 (In Persian)

Reference (in English)

1. Adams, Renee B., & Mehran, Hamid. (2005). Is Corporate Governance Different for Bank Holding Companies? *SSRN Electronic Journal*, no. 212. Available at: <https://doi.org/10.2139/ssrn.387561>.
2. Adams, Renée B., & Mehran, Hamid. (2012). Bank Board Structure and Performance: Evidence for Large Bank Holding Companies. *Journal of Financial Intermediation* 21 (2): 67-243. Available at: <https://doi.org/10.1016/J.JFI.2011.09.002>.
3. Aebi, Vincent, Gabriele Sabato, and Schmid. Markus (2012). Risk Management, Corporate Governance, and Bank Performance in the Financial Crisis. *Journal of Banking and Finance* 36 (12): 26-3213. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.10.020>.
4. Anginer, Deniz, Asli Demircug-Kunt, Harry Huizinga, and Ma. Kebin (2018). Corporate Governance of Banks and Financial Stability. *Journal of Financial Economics* 130 (2): 46-327. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.06.011>.
5. Arroyo, José M., Ignacio Colomer, Raúl Garc'ia-Baena, and González-Mosquera. Luis (2012). Comparing Risk-Weighted Assets: The Importance of Supervisory Validation Processes. *Estabilidad Financiera* 22: 9–29.
6. Ashbaugh-Skaife, Hollis, Daniel W. Collins, and LaFond. Ryan (2006). The Effects of Corporate Governance on Firms' Credit Ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 (1–2): 43-203. Available at: <https://doi.org/10.1016/J.JACCECO.2006.02.003>.
7. Barry, Thierno Amadou, Laetitia Lepetit, and Strobel. Frank (2016). Bank Ownership Structure, Lending Corruption and the Regulatory Environment. *Journal of Comparative Economics* 44 (3): 51-732. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.08.003>.
8. Barth, James R., Chen Lin, Ping Lin, and M. Song. Frank (2009). Corruption in Bank Lending to Firms: Cross-Country Micro Evidence on the Beneficial Role of Competition and Information Sharing. *Journal of Financial Economics* 91 (3): 88-361. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2008.04.003>.

9. Becht, Marco, Patrick Bolton, and Röell. Ailsa (2011). Why Bank Governance Is Different. *Oxford Review of Economic Policy* 27 (3): 63-437. Available at: <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr024>.
10. Berger, Allen N., and H.S. Bouwman. Christa (2013). How Does Capital Affect Bank Performance during Financial Crises?. *Journal of Financial Economics* 109 (1): 76-146. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2013.02.008>.
11. Black, Bernard S., Hasung Jang, and Kim. Woonchan (2006). Does Corporate Governance Predict Firms' Market Values? Evidence from Korea. *Journal of Law, Economics, and Organization* 22 (2): 366–413. Available at: <https://doi.org/10.1093/jleo/ewj018>.
12. Bouvatier, Vincent, Laetitia Lepetit, and Strobel. Frank (2014). Bank Income Smoothing, Ownership Concentration and the Regulatory Environment. *Journal of Banking and Finance* 41 (1): 70-253. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.12.001>.
13. Caprio, Gerard, and Levine. Ross (2002). Corporate Governance in Finance: Concepts and International Observations. *Financial Sector Governance: The Roles of the Public and Private Sectors*, 17–50.
14. Clarke, Thomas. (2004). Theories of Corporate Governance. *The Philosophical Foundations of Corporate Governance*, Oxon, 83-263. Available at: <http://books.google.com/books?id=ubu9GUxhejYC&pgis=1>.
15. Cucinelli, Doriana, Maria Luisa Di Battista, Malvina Marchese, and Laura Nieri. (2018). Credit Risk in European Banks: The Bright Side of the Internal Ratings Based Approach. *Journal of Banking & Finance* 93: 29-213.
16. Dalton, Dan R, Catherine M Daily, Jonathan L Johnson, and E Ellstrand. Alan (1999). Number of Directors and Financial Performance: A Meta-Analysis. *Academy of Management Journal* 42 (6): 86-674.
17. Fung, Benjamin. (2014). The Demand and Need for Transparency and Disclosure in Corporate Governance. *Universal Journal of Management* 2 (2): 72–80.

18. Harun, Harun. (2013). Is Corporate Governance Relevant? How Good Corporate Governance Practices Affect Indonesian Organizations. *Bulletin of Indonesian Economic Studies* 49 (2): 47-246. Available at: <https://doi.org/10.1080/00074918.2013.809848>.
19. Hoechle, Daniel. (2007). Robust Standard Errors for Panel Regressions with Cross-Sectional Dependence. *The Stata Journal* 7 (3): 281–312.
20. Hoechle, Daniel, and M. Schmid. Markus (2009). Predicting and Explaining IPO Underperformance. *Basel University, Academic Working Paper*.
21. Houston, Joel F., Chen Lin, and Ma. Yue (2011). Media Ownership, Concentration and Corruption in Bank Lending. *Journal of Financial Economics* 100 (2): 50-326. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2010.12.003>.
22. Kabir, Md Nurul, Andrew Worthington, and Gupta. Rakesh (2015). Comparative Credit Risk in Islamic and Conventional Bank. *Pacific Basin Finance Journal* 34: 53-327. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2015.06.001>.
23. Kim, Dong Young, and Kim. Jeongyeon (2014). Effects of Corporate Social Responsibility and Governance on Its Credit Ratings. *Scientific World Journal* 2014. <https://doi.org/10.1155/2014/305452>.
24. Kollar, Boris, and Klietk. Tomas (2014). Simulation Approach in Credit Risk Models. In *4th International Conference on Applied Social Science (ICASS 2014)*, Information Engineering Research Institute, *Advances in Education Research*, 51:55-150.
25. Ledo, Mayte. (2011). Towards More Consistent , Albeit Diverse , Risk-Weighted Assets Across Banks. *Banco De Espana, Estabilidad Financiera* 21.
26. Levine, Ross. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature* 35 (2): 688–726. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-1678>.
27. Levine, Ross. (2005). Finance and Growth: Theory and Evidence. *Handbook of Economic Growth* 1: 865–934.
28. Leymarie, Jérémy, Christophe Hurlin, and Patin. Antoine (2018). Loss

Functions for LGD Models Comparison.

29. OECD, (2004). The OECD Principles of Corporate Governance. *Contaduría y Administración*, no. 216.
30. Paniagua, Jordi, Rafael Rivelles, and Sapena. Juan (2018). Corporate Governance and Financial Performance: The Role of Ownership and Board Structure. *Journal of Business Research* 89 (February): 34-229. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2018.01.060>.
31. Peihani, Maziar. (2016). Basel Committee on Banking Supervision. *Basel Committee on Banking Supervision*, no. September. Available at: <https://doi.org/10.1163/9789004337244>.
32. Pesaran, M Hashem. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Cesifo Working Paper No. 1229 Category 10: Empirical and Theoretical Methods*.
33. Salim, Ruhul, Amir Arjomandi, and Heinz Seufert. Juergen (2016). Does Corporate Governance Affect Australian Banks' Performance? *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* .43: 25-113. Available at: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2016.04.006>.
34. Sayari, Naz, and Marcum. Bill (2018). Corporate Governance and Financial Performance in the Emerging Markets: Do ADRs Perform Any Better than Non-Cross-Listed Firms? *Management from an Emerging Market Perspective*, 149.
35. Schleifer, A, and Vishny. R W (1996). A Survey of Corporate Governance. Working Paper, Cambridge, MA Economic Research.
36. Spuchľakova, Erika, and Juraj Cug. (2015). Credit Risk and LGD Modelling. *Procedia Economics and Finance* 23 (October 2014): 44-439. Available at: [https://doi.org/10.1016/s2212-5671\(15\)00379-2](https://doi.org/10.1016/s2212-5671(15)00379-2).
37. Valaskova, Katarina, Petra Gavlakova, and Dengov. Viktor (2014). Assessing Credit Risk by Moody' s KMV Model. In *2014 2nd International Conference on Economics and Social Science (Icess 2014), Pt 1*, 40–44. Information Engineering Research Institute.
38. Zhou, Guangyou, Yijia Zhang, and Luo. Sumei (2018). P2P Network Lending, Loss Given Default and Credit Risks. *Sustainability* 10 (4): 1010.

39. Zribi, Nabila, and Boujelbène. Younes (2011). Can not Use (Dv= Credit Risk). *Journal of Accounting and Taxation* 3 (August): 70–78. Availabe at:
<http://www.academicjournals.org/JAT>.

Development of Earning Manipulation Prediction Model Applying Hybrid Neural Network and Cosmology Based Algorithms

Nahid. Malekinia

Ph. D Student of Financial- Industrial management, Department of Industrial Management, Faculty of Management and Economics, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Reza. Tehrani ¹

Professor, Department of Finance, Faculty of Management, University of Tehran, Tehran, Iran.

Akbar. Alam Tabriz

Professor, Department of Industrial Management, Management and Accounting Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

Mirfeiz. Fallah shams

Associate professor, Department of Finance, Central Tehran branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran.

Received: 2021/09/04

Accepted: 2021/11/10

Extended abstract

1- INTRODUCTION

Accurately predicting earning manipulation in order to detect and identify manipulation of financial statements has always been one of the most fundamental challenges ahead of financial reports users. Because of increasing financial reporting fraud, this fact resulted in investor distrust of capital markets in recent years. The purpose of this study is to answer the questions whether it is possible to detect earning manipulation in financial statements based on the Beneish model? is it possible to detect earning manipulation in financial statements based on the proposed model? and does the proposed model predict better than the Beneish model in detecting earning manipulation? The findings of this research can be considered by investors, creditors, auditors, regulators and other users to help them in making decisions and offering appropriate solutions. In order to detect earning

1- Corresponding Author: rtehrani@ut.ac.ir

manipulation and enhance the predictive accuracy of the earning manipulation model, it has been designed and presented a developed model based on Beneish model (1999). this study uses corporate governance variables i.e., audit committee structure, legal inspector and independent auditor, board of director's structure and corporate ownership structure requirements.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Beneish (1999) investigated 74 earning-manipulator companies applying probit analysis during 1982-1992. He assigned the number 1 to the manipulative companies and the number zero to the non-manipulative companies and calculated the coefficients of the independent variables. The cut-off point of this model was -1.78. Therefore, if the M-score is greater than -1.78, it is likely that the company is earning manipulator. The overall accuracy of the model was confirmed at 76%.

By using eight accounting variables in its model, Beneish showed that the probability of earning manipulation increases with unusual increase in receivables, decrease in gross profit margin, decrease in asset quality, sales growth and increase in accruals. But what is hidden from view in this model, is the attention to the control of mechanism to reduce transaction and agency costs. Studies conducted to develop the Beneish model have also been based solely on accounting data and have ignored the implications of control mechanisms in model development. Therefore, in order to improve the predictive power of the Beneish model, corporate governance system can be considered as a deterrent factor from earning manipulation.

3- METHODOLOGY

The data of this study are drawn from the annual financial statements and reports of a sample of 81 non-financial listed companies on TSE over the period 2012-2018 i.e., 567 firm-year observations and analyzed by the hybrid multi-layer perceptron (MLP) neural network and cosmology based algorithms i.e., black-hole based optimization (BHBO), big bang-big crunch (BBBC) and galactic swarm optimization (GSO). It has been applied feed

forward net to design the initial and final neural network model by structure of 8-17-1-1 for Beneish model (1999) and of 25-17-1-1 for the proposed model. This study also compares models based on hybrid neural networks and cosmological algorithms and the best and weakest cosmological algorithms are determined in neural network training to detect earning manipulation.

4- RESULTS & DISCUSSION

The numerical value of the area under the curve (AUC) of the receiver operating characteristic gives an idea about the detection power which it has been in the rejected range of 0.74 to 0.55 for the Beneish model (1999) and in the accepted range of 0.97 to 0.75 for the proposed model. The best cut-off points and the best accuracy of the Beneish model (1999) have been estimated up to 0.4014, 63.49%, respectively, by the hybrid multi-layer perceptron neural network and big bang-big crunch algorithm (MLP-BBBC). The best cut-off point and the best accuracy of the proposed model have been estimated up to 0.4023 and 87.30 percent, respectively, by the hybrid multi-layer perceptron neural network and galactic swarm optimization algorithm (MLP-GSO). The estimated accuracy of the model by the hybrid methods of multi-layer perceptron neural network and galactic swarm optimization algorithm (MLP-GSO), hybrid multi-layer perceptron neural network and big bang-big crunch algorithm (MLP-BBBC) and hybrid multi-layer perceptron neural network and black-hole based optimization algorithm (MLP-BHBO) has been increased from 59.08, 63.49 and 57.5 percentages to 87.3, 79.72 and 74.25 percentages, respectively.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

This evidence indicates that predictive power of the model has been enhanced in detecting earning-manipulator companies and training error of the network has been decreased up to 12.7 percentages by hybrid method of multi-layer perceptron neural network and galactic swarm optimization algorithm (MLP-GSO). Therefore, it can be concluded that the integration of corporate governance variables as non-accounting variables to the Beneish model (1999) has been more effective in detecting and identifying earning

manipulation. This evidence is consistent with this fact that a significant reduction in mean square error (MSE) is up to 23.81% and as a result the predictive power of proposed model has been significantly improved. The area under the curve of the black-hole based optimization (BHBO) and big bang-big crunch (BBBC) algorithms is covered by the galactic swarm optimization (GSO) algorithm in the proposed model. Also the area under the curve of the black-hole based optimization (BHBO) and galactic swarm optimization (GSO) algorithms is covered by the big bang-big crunch (BBBC) algorithm in Beneish model(1999). Therefore, the best algorithms for training the multi-layer perceptron neural network belong to the galactic swarm optimization (GSO) algorithm in the proposed model by the 12.7% error and to the Big Bang- Big Crunch (BB-BC) algorithm in Beneish model (1999) by the 36.51% error compared to the other cosmological algorithms in this study to detect and identify of manipulator companies.

Keywords: Multi-layer perceptron neural network, Cosmology algorithms, Beneish model, corporate governance system.

References (in Persian)

1. Abbaszade, M.; Hesarzade, R.; Jabbari Noghabi, M., & Arefi Asl, S. (2015). A Meta-analysis of corporate governance and earnings management. *Accounting and Auditing Review*, 22(1), 59-84. [in Persian]
2. Ahmadpour, A.; Tavakolnia, E. & Masoomi, T. (2015). Investigation of the moderating effect of auditor industry specialization on the relationship between board governance and accruals based earnings management: Empirical evidence from companies listed in Tehran. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 4, 93-106. [in Persian]
3. Ansari, A.; Khorshidi A., & Shirzad, A. (2014). The investigation of effect of accruals-based earnings management and real earnings management on stock liquidity and firm value. *Journal of*

- Management Accounting and Auditing Knowledge*, 3,41-54. [in Persian]
4. Asgari Alouj, H.; Nikbakht, M.; Karami, G., & Momeni, M. (2020). Development of the beneish model by combination of artificial neural network and particle swarm optimization algorithm for earnings management prediction. *Accounting and Auditing Review*, 26(4), 615-638. [in Persian]
 5. Bani Mahd, B.; Moradzadeh Fard, M, & Morvarid Araqi, Fatemeh (2014). Positive change of earnings per share and share price: Functional fixation hypothesis. *Management Accounting*, 7(1), 67-77. [in Persian]
 6. Ghorbani, B.; Hosseini Ghoncheh, S. J, & Mohammadilr, Z. (2018). The impact of disclosure of non-financial strategic information on profit management. *Financial Accounting and Auditing Research*, 9(35), 23-40. [in Persian]
 7. Javady Nia, A. (2020). The impact of managerial ability on the relationship between political connections and representation agency costs in companies listed in Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(21), 144-163. [in Persian]
 8. Khodabande, A., & Rezaie, F. (2019). Managing the impact of information on corporate financial reporting. *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 2(8), 1-14. [in Persian]
 9. Kordestani, G., & Tatli, R. (2016). The prediction of earnings manipulation: development of a model. *Accounting and Auditing Review*, 23(1), 73-96. [in Persian]
 10. Moghaddam, A., & Ghadrddan, E. (2019). Investigation of the factors affecting unmanaged profit by management. *Accounting and Auditing Studies*, 8(31), 59-74. [in Persian]
 11. Nakhaei, H., & Ahmadpour, J. (2020). The effect of the structure of the board of directors and the corporate governance on the performance and unconditional standards of performance of Iranian

- companies. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(22), 82-101. [in Persian]
12. Pour-Ali, M. R., & Kouchaki Tajani, M. (2020). Comparing the accuracy of companies' profit manipulation prediction by using colonial competition algorithm and genetic algorithm. *The First International Conference on New Challenges and Solutions in Industrial Engineering, Management and Accounting*. [in Persian]
 13. Qaemi, F.; Moradi, Z., & Alavi, G. H. (2021). The effect of audit committee characteristics on internal controls and earnings management. *Financial Accounting and Auditing Research*, 46, 259 - 280. [in Persian]
 14. Rahimian, N., & hajiheydari, R. (2019). Fraudulent financial statement detection by using: Adjusted-M-score-Beneish models and financial ratios. *Empirical Research in Accounting*, 9(1), 47-70. [in Persian]
 15. Salehi-Kordabadi, S., & Zad-Dousti, F. (2020). The relationship between corporate governance, earnings management and financial performance in companies listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting and Management Vision*, 3(26), 92-109. [in Persian]
 16. Shakouri, M. M.; Taherabadi, A.; Ghanbari, M., & Jamshidinavid, B. (2021). Explaining the Beneish model and providing a comprehensive model of fraudulent financial reporting (FFR). *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 12, 39-48. [in Persian]
 17. Sheari Anaghiz, S.; Rahimian, N. A.; Salehi Ghadyani, J., & Khorasani, A. (2017). Investigation of and applying the accuracy of the results obtained from Beneish and modified Beneish models based on Iran's economic environment in detecting and exposing fraudulent financial reporting. *Financial Management Perspective*, 7(18), 105-124. [in Persian]
 18. Tazikeh Lamski, A., & Saeedi, P. (2020). Investigation e how cheating triangles are formed by managers to make more profit from

stakeholders. *Economic Studies, Financial Management and Accounting*, 5 (1), 189-200. [in Persian]

19. Valizadeh Larijani, A.; Rahmani, A., & Sadeh, S. (2018). Internal control report disclosure, agency cost and earnings management internal control report disclosure, agency cost and earnings management. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge*, 7(25), 29-40. [in Persian]

References (in English)

1. Asghar, A.; Sajjad, S.; Shahzad, A., & Matemilola, B. T. (2020) Role of discretionary earning management in corporate governance-value and corporate governance-risk relationships, *Corporate Governance*, 20 (4), 561-581.
2. Beneish, M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55(5), 24-36.
3. Bilan, Y., & Jurickova, V. (2021). Detection of earnings management by different models. In *SHS Web of Conferences*, 92, EDP Sciences.
4. Boucekara, H. R. (2013). Optimal design of electromagnetic devices by using a black-hole-based optimization technique. *IEEE transactions on magnetics*, 49(12), 5709-5714.
5. Britannica, E. (2010). *Encyclopædia Britannica ultimate reference suite*. Chicago: Encyclopædia Britannica.
6. Erol, O. K., & Eksin, I. (2006). A new optimization method: big bang–big crunch. *Advances in Engineering Software*, 37(2), 106-111.
7. Hatamlou, A. (2013). Black hole: A new heuristic optimization approach for data clustering. *Information Sciences*, 222, 175-184.
8. Kao, L.; Chen, A., & Lu, C. S. (2018). Ex ante and ex post overvalued equities: The roles of corporate governance and product market competition. *Asia Pacific Management Review*, 23(3), 209-221.
9. Kaveh, A., & Bakhshpoori, T. (2019). Big bang-big crunch algorithm. In metaheuristics: Outlines, *MATLAB Codes and Examples*, 31-40, Springer, Cham.

10. Kukreja, G.; Gupta, S. M.; Sarea, A. M., & Kumaraswamy, S. (2020). Beneish M-score and Altman Z-score as a catalyst for corporate fraud detection. *Journal of Investment Compliance*, 21(4), 231-241.
11. Muthiah-Nakarajan, V., & Noel, M. M. (2016). Galactic swarm optimization: A new global optimization metaheuristic inspired by galactic motion. *Applied Soft Computing*, 38, 771-787.
12. Razali, W. A. A. W. M., & Arshad, R. (2014). Disclosure of corporate governance structure and the likelihood of fraudulent financial reporting. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 145, 243-253.
13. Repousis, S. (2016). Using Beneish model to detect corporate financial statement fraud in Greece. *Journal of Financial Crime*, 23(4), 1063-1073.
14. Serrano-Cinca, C.; Gutiérrez-Nieto, B., & Bernate-Valbuena, M. (2019). The use of accounting anomalies indicators to predict business failure. *European Management Journal*, 37(3), 353-375.
15. Suryanto, T., & Grima, S. (2018). The Corporate decision in Indonesia: A result of corporate governance requirements, earning management and audit reports. In *Governance and Regulations' Contemporary Issues*. Emerald Publishing Limited, 183-206.
16. Watts, R., & Zimmerman, J. (1990). Positive accounting theory. Prentice Hall Eaglewood Cliffs.
17. Wyrobek, J. (2020). Application of machine learning models and artificial intelligence to analyze annual financial statements to identify companies with unfair corporate culture. *Procedia Computer Science*, 176, 3037-3046.

Channels of Transmission the Effects of Monetary Policies on Inflation in Iran's Economy by Using Markov Switching Vector Autoregressive Approach

Samira. Zareinezhad

M.S.C. Student of Economics, Razi University

Kiomars. Sohaili¹

Assistant professor of Economics, Razi University

Shahram. Fattahi

Assistant professor of Economics, Razi University

Received: 2021/03/08

Accepted: 2022/01/30

Extended abstract

1- INTRODUCTION

In order to have an effective monetary policy, it is necessary for the monetary authorities to have sufficient information about the effect, the channels of start the effect, the duration of the effect and the time when the effect of the monetary policy effect peaks. Therefore, it is necessary to examine the intersection of credit channel, housing price channel, stock price channel and exchange rate channel in the nonlinear transmission mechanism of monetary policy on inflation in the Iranian economy. It has a structure in different regimes and the data of the central bank are used during the years 1978-2017.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Monetary policy is a set of actions that the central bank (monetary authority) through monetary instruments affect many economic goals such as price stability, exit from recession, stimulation of economic growth and increasing employment. This effect of monetary policy on the set goals and improvement in macroeconomic performance will indicate the efficiency of monetary policy. Central banks, as monetary policy makers in most countries

¹ . Corresponding Author: ksohaili@razi.ac.ir

of the world, seek the effectiveness of their monetary policies and to better understand the structures governing their economic environment in order to implement appropriate and timely policies and put economic variables on the path of growth and development. In this regard, how to formulate monetary policy and use monetary instruments is of particular importance in macroeconomics.

3- METHODOLOGY

A novel feature of the Markov switching model is that the regime change mechanism in this model depends on a status variable. In other words, the recent value of the state variable just depends on its value in previous periods. To calculate the unconditional probabilities in a model that includes two regimes indicating the probability of being in each regime, we can consider the possibility of changing the parameters in different regimes. The linear VAR model transforms the MSVAR model:

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_t + \sum_1^{\frac{1}{2}} s_t & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ v_n + A_{1n}y_{t-1} + \dots + A_{pn}y_{t-p} + \sum_n^{\frac{1}{2}} s_t & \text{if } s_t = n \end{cases}$$

4- RESULTS & DISCUSSION

The role of the exchange rate channel in transferring money to inflation is positive in both regimes, meaning that it increases inflation. Given the structure of the Iranian economy and due to the high dependence on the price of finished products of domestic production to imported capital goods, it seems that the exchange rate will play a dominant role in determining the fate of inflation in the Iranian economy.

The role of housing price channel in transferring money to inflation in regime one increases inflation and negative effects on monetary policy in Iran's economy, while in regime two, housing price channel in transferring money to inflation has played the largest share in reducing inflation.

The role of corporate credit channel in transferring money to inflation in the regime has a greater share than the second regime in transferring money to inflation. As a result, in economic policies, special attention should be paid to the inflationary effects if the granted facilities.

Stock price channel, support of the stock market should be one of the main priorities of officials. Because in the Iranian economy, which is always involved in high inflation, the stock market without inflationary effects can increase investment to increase production.

5-CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

According to our results, it is suggested that to control inflation, policymakers should pay special attention to changes in currency price. At the same time, the policymaker can reduce the dependence of the country's industry on the import of capital goods and strengthen domestic financial instruments, such as the return on bank deposits, stock exchanges, etc. To strengthen other transfer channels so that it can rely on other channels to control inflation.

Keywords: Transfer channels, Monetary policy, Inflation, Iranian Economy, Markov Switching.

References (in Persian)

1. Mahdilo, A., & Asgharpor, H. (2020). Mechanism of nonlinear transmission of monetary policy through the stock price channel in Iran: Approach (MSVAR). *Scientific Journal of Economic Policy*, 12(23), 66-95. (in Persian)
2. Raei, R.; Irvani, M., & Ahmadi, T. (2018). Monetary shocks and channel of transmission of monetary policy in the Iranian economy with emphasis on the exchange rate of housing price and credit, 8(31), 44-92. (in Persian)

3. Nademi, Y. (2017). Research and economic growth budget in Iran: Markova switching approach. *Quarterly journal of economic research and policy*, 25(82) 197- 231. (in Persian)
4. Barzegari, M., & khodaveysi, H. (2016). Investigation of the effect of inflation on economic growth in Iran in the frame-work of Markov switching model. 27-48. (in Persian)
5. Barghi, O.; Shahbazzadeh, M., & Khiyavi, A. (2014). Oil and gold prices, emphasis on Markov switching nonlinear approach. *Quarterly journal of Energy Economics studies*, 10(40)39-64. (in Persian)
6. Nonezhad, M.; Zamanikurshole, B., & Hoseinzadeh, M. (2012). The effect of monetary policy on the stock price index in Iran. *Quarterly Journal of Economic Sciences*, Number (20), pp 39-64. (in Persian)

References (in English)

1. Hjortsoe, I.; Weale, M., & Wiladek, T. (2018). How does financial liberalization affect the influence of monetary policy on the current account? *Journal of international money and finance* (85) 93-123.
2. Ume, E. (2018). The impact of monetary policy on housing market activity: An assessment using sing restrictions. *Journal Economic modeling* (68) 23-31.
3. Gong, P. & Dai, J. (2017). Monetary policy exchange rate fluctuation and herding behavior in the stock market. *Journal of Business Research* (76) 34-43.
4. Blke, A., & Joscha, B. (2015). Monetary policy stock prices cross country evidence from cointegrated VAR models. *Journal of Banking& Finance* (54) 254-265.

Study the Role of Macroeconomic Stability Budgetary Indices on Financial Development-Economic Growth Nexus in Iran

Ali. Rasoolizadehi

Ph.D. student in Economics, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Ali Reza. Daghighi Asli¹

Assistant Professor, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Marjan. Damankeshideh

Assistant Professor, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Gholamreza. Geraeinejad

Assistant Professor, Department of Economics, Central Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran

Majid. Afsharirad

Associate Professor, Department of Economics, Kharazmi University, Tehran, Iran

Received: 2021/07/07

Accepted: 2021/12/04

Abstract Expanded

1- INTRODUCTION

The development of the financial system in all economies is one of the challenging issues that has been raised by economists in different decades. According to the latest report of the World Economic Forum (2012), creating an efficient, resilient and fair international financial system can support customers and activate savings and investment, which in turn can lead to economic growth and the creation of jobs and businesses in the economy. In regard to the results of previous studies, a higher growth rate can be expected from any country that has a more efficient financial system. However, despite much evidence to support the positive impact of financial development on economic growth, there is still no consensus on the relationship between the

¹. Corresponding Author: a.daghighiasli@iauctb.ac.ir

two. In general, there are two main schools of thought on this subject. Proponents of the first school of thought argue that financial development is essential for economic growth (Levin, 1997; and McKinnon, 1973). In contrast, proponents of the second school of thought, who are predominantly neoclassical theorists, argue that the financial sector is not the main driver of growth (Robinson, 1952; Lucas, 1988 and Shan, 2005). Among some researchers such as Patrick (1966), the existence of a two-way causal relationship and others such as Singh (1997), Andersen and Tarp (2003), Ayadi et al. (2015) and Ductor and Grechyna (2015), have found an inverse relationship between financial sector development and economic growth.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Indeed, although most empirical studies in this area confirm the positive impact of financial development on economic growth and show a one-way relationship between financial sector development and the real sector of the economy, but by reviewing the existing literature, it can be inferred that the relationship between these two macroeconomic variables is not definite. According to the existing literature, different results on the causal relationship between these two key variables are affected by the financial development pillars (such as financial stability). Financial stability refers to situations in which financial crises do not generally disrupt the core functions of the financial system. This requires a disciplined government with a stable budget structure that can stabilize the macroeconomy and ultimately provide the conditions for financial stability in the economy.

3- METHODOLOGY

Therefore, the purpose of this article is to study the effect of budgetary stability indicators in the expenditure sector on the causal relationship between financial development and economic growth. For this purpose, first considering financial development as a multidimensional index and considering the bank-based financial system in Iran, seven indicators of financial development in the banking sector have been used and then the multidimensional index of financial development using principal component

analysis technique (PCA) has been calculated. Then, the causal relationship between the multidimensional index of financial development and economic growth has been analyzed using the bi-variate causality technique based on the vector error correction model (VECM) during the period 1357-1397. Finally, the effect of macroeconomic stability budget indicators on the causal relationship between these two variables has been studied using the tri-variate causality test based on the above model.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results of our estimation show a one-way causal relationship from financial development to economic growth. The findings also indicate that the causal relationship between financial development and economic growth is affected by budgetary stability indices. Although the ratio of government debt to central bank, government debt to banks and non-bank financial institutions ratio and current expenditure ratio to GDP, have been able to maintain this direct causal relationship, but in other cases the negative significant impact of these indicators on the causal relationship between these two variables has been confirmed.

5- CONCLUSION & SUGGESTIONS

The main results of this study show that the performance of government in the expenditure sector (except for three of these indicators) has led to the passivity of the financial sector to the real sector of the economy. Among the important reasons for such results are the short time horizon of governments' plans, lack of serious efforts to reduce dependence on oil revenues due to the existence of high rents for some stakeholders and the lack of use of new financing methods for the budget deficit.

Keywords: Financial development, Economic growth, Stability budgetary indices, Tri-variate causality VECM model

References (in English)

- 1- Andersen, T. B. & Tarp, F. (2003). Financial liberalization, financial development and economic growth in LDCs, *Journal of International Development*, 15, 189-209.
- 2- Ayadi, R.; Arbak, E.; Ben Naceur, S. & De Groen, W.P. (2015). *Financial development, bank efficiency, and economic growth across the mediterranean*, In R. Ayadi, M. Dobrowski, & L. De Wulf (eds.), *Economic and social development of the southern and eastern mediterranean countries* (pp.219-233). Cham: Springer.
- 3- Ductor, L. & Grechyna, D. (2015). Financial development, real sector, and economic growth, *International Review of Economics & Finance*, 37, 393-405.
- 4- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda, *Journal of Economic Literature*, 35, 668-725.
- 5- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- 6- McKinnon, R. I. (1973). *Money, capital and economic development*, The Brookings Institution: Washington, DC.
- 7- Patrick, H. (1966). Financial development and economic growth in underdeveloped countries, *Economic Development and Cultural Change*, 12, 174-189.
- 8- Robinson, J. (1952). *The generalization of the general theory*, Macmillan: London.
- 9- Shan, J. (2005). Does financial development 'lead' economic growth? a vector autoregression appraisal, *Applied Economics*, 37, 1353-1367.
- 10- Singh, A. (1997). Stock markets, financial liberalization and economic development, *Economic Journal*, 107, 771-782.

Silent Life Hypothesis and Filter Theory in the Iranian Banking Industry

Zahra. Shirzour Aliabadi¹

Associate professor of Economics, University of Birjand

Sakineh. Eslami Giski

Ph. D Student of Economics, Ferdowsi University Mashhad

Received: 2021/09/04

Accepted: 2022/03/14

Extended abstract

1- INTRODUCTION

One of the requirements of economic development is financial development or in other words, development of an efficient financial system to finance value-added activities. an efficient financial system is one of the most important determinants of achieving higher economic growth and development. this issue in the Iranian economy is due to the high share of the banking system in financing productive activities more than other countries, and therefore the importance of the banking industry with optimal performance is an inevitable necessity to achieve economic development.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

the hypothesis of a silent life is expressed by Hicks (1935), who shows in his study that firms with market power enjoy a quiet life, and therefore the managers of such firms make no effort to increase the efficiency of the firm. based on the hypothesis of Hicks (1935), Berger and Udell (1994) first examine such a relationship in the banking industry, they show that managers of firms with market power are able to make no effort to improve cost efficiency, earn high profits.

At the heart of filter theory is the fact that when the employer is only aware of whether or not the person being hired has a college degree and no longer has any information about the other characteristics of that person, it is clear that the level

1- Corresponding Author: Shirzour@Birjand.ac.ir

of education. it turns out that a college degree will only have the role of distinguishing workers from one another and, in fact, acting as a filter and basis for determining wages, rather than improving the productivity of individuals.

3- METHODOLOGY

Considering that the data used by 17 banks for the period of 2018-2019 have been collected, so they have a composite structure and for this reason, stationary is examined first. their significance has been confirmed by the levin-lin chou and im, sons and shin tests. the next step in modeling is to investigate the possibility of heterogeneity between banks using the f-limer test. in addition, the results of the hausmann test show that the fixed effects model is preferable to random effects.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results of estimation of the models according to different levels of education show that the effect of the adjusted lerner index on profitability is positive and significant. since the increase in the lerner index means an increase in the market power of banks, so the entry of banks and the increase in competition between them in the slang sense implies a decrease in the profitability of banks. on the other hand, the herfindahl-hirschman concentration index has a negative and significant effect on banks 'profitability, and this implies the diversification of banks' income sources in order to optimally distribute risk among different types of income. it should be noted that the ratio of credits to assets has had two-way effects on profitability.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The results of the estimates show that the diversification of banks' revenue sources, the increase in the share of the labor force with a bachelor's degree and the increase in the competitiveness index and, in fact, the market power have increased profitability. However, the increase in the size and share of the labor force with postgraduate and higher education in recent years has reduced the profitability of banks. Therefore, improvement the quality of education, increasing the relationship between the real and financial sectors by reducing the volume of rental activities in the economy and finally

monitoring the performance of banks in terms of interest paid on deposits and interest on facilities are among the effective policies to increase banking industry profitability.

Keywords: Profitability, Filter theory, Human capital, Iranian banking industry.

References (in Persian)

1. Abu Nouri, I., & Gholami, N. (2008). *Estimation and comparison of concentration ratio in iranian industries by using lignormal model*. Journal of Economic Studies, 5(1): 134-111. [In Persian].
2. Goli, Y., & Mahntafar, Y. (2018). *Evaluation of the effect of credit and income diversification on the cost efficiency of Iranian banks*. Quarterly Journal of Industrial Economics Research, 2 (4), 59-72. [In Persian].

References (in English)

1. Athanasoglou, P. P. ; Brissimis, S. N., & Delis, M. D. (2008). *Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of bank profitability*. Journal of International Financial Markets, Institutions And Money, 18(2): 121-136.
2. Hicks, J. R. (1935). *The theory of monopoly*. *Econometrica*, 3(1): 1–20.
3. Menicucci, E., & Paolucci, G. (2016). *The determinants of bank profitability: empirical evidence from european banking sector*. Journal of Financial Reporting And Accounting. Vol 65: 21-26.
4. Nguyen, T. H., & Tran, H. G. (2020). *Competition, risk and Profitability in banking system evidence from vietnam*. The Singapore Economic Review, 65(06): 1491-1505.
5. Van den Heuvel, S. J. (2008). *The welfare cost of bank capital requirements*. Journal of Monetary Economics, 55(2): 298-320.

Content

Investigation of the Effect of Economic Adjustment Policies on Iran's Economic Growth Fluctuations

Seyed Reza Pournaghi

Ahmad Jafari Samimi

Farid Askari, Farzaneh Khalili

The Impact of Corporate Governance Principles on the Credit Risk of Private and Public Banks in Iran

Sareh Dorafshanian

Mostafa Salimifar

Ali Hussein Samadi

Development of Earning Manipulation Prediction Model Applying Hybrid Neural Network and Cosmology Based Algorithms

Nahid Malekinia

Reza Tehrani

Akbar Alam Tabriz

Mirfeiz Fallah shams

Channels of Transmition the Effects of Monetary Policies on Inflation in Iran's Economy by Using Markov Switching Vector Autoregressive Approach

Samira Zareinezhad

Kiomars Sohaili

Shahram Fattahi

Study the Role of Macroeconomic Stability Budgetary Indices on Financial Development-Economic Growth Nexus in Iran

Ali Rasoolizadehi

Ali Reza Daghighi Asli

Marjan Damankeshideh

Gholamreza Geraeinejad

Majid Afsharirad

Silent Life Hypothesis and Filter Theory in the Iranian Banking Industry

Zahra Shirzour Aliabadi

Sakineh Eslami Giski

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 Adeli Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.
A.R. Rahimi Brujerdi Professor, Faculty of Economics, Tehran University.

Editor: Dr. M. Karimzadeh
Editor: Dr: J. mizban
Executive Director: M. Vadiee Nooghabi
Printed by: Ferdowsi University Press
Publishing License: 124/10352
77/10/8
Address: Mashhad PO Box 9177948951 - 1357
Tel: 051-38806309
Fax: 051-38807393
Website: <https://danesh24.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

MONETARY & FINANCIAL ECONOMICS

(PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)



ISSN: 2251-8452

(NEW ISSUE), No. 21, Vol. 28

Spring & Summer 2021

Contents

Investigation of the Effect of Economic Adjustment Policies on Iran's Economic Growth Fluctuations	Seyed Reza Pournaghi Ahmad Jafari Samimi Farid Askari, Farzaneh Khalili	1
The Impact of Corporate Governance Principles on the Credit Risk of Private and Public Banks in Iran	Sareh Dorafshanian Mostafa Salimifar Ali Hussein Samadi	31
Development of Earning Manipulation Prediction Model Applying Hybrid Neural Network and Cosmology Based Algorithms	Nahid Malekinia Reza Tehrani Akbar Alam Tabriz Mirfeiz Fallah shams	57
Channels of Transmition the Effects of Monetary Policies on Inflation in Iran's Economy by Using Markov Switching Vector Autoregressive Approach	Samira Zareinezhad Kiomars Sohaili Shahram Fattahi	87
Study the Role of Macroeconomic Stability Budgetary Indices on Financial Development-Economic Growth Nexus in Iran	Ali Rasoolizadehi Ali Reza Daghighi Asli Marjan Damankeshideh Gholamreza Geracinejad Majid Afsharirad	105
Silent Life Hypothesis and Filter Theory in the Iranian Banking Industry	Zahra Shirzour Aliabadi Sakineh Eslami Giski	137

Website: <http://jm.um.ac.ir>

E-mail: Danesh24@um.ac.ir