شماره پیاپی ۲۰

پژوهشهای اقتصاد پولی، مالی (علمی)

شاپا: ۸۴۵۲-۲۲۵۱

(دوره جدید)، شماره ۲۰، سال بیست و هفتم

پاییز و زمستان ۱۳۹۹

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
تعدیل مدل پیش‌بینی دستکاری سود با تأکید بر متغیرهای محیطی و روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم‌های فراابتکاری	حسین عسگری آلوج محمد رضا نیکبخت غلامرضا کرمی منصور مؤمنی	۱
تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران	دکتر محسن پورعبدالهان کوپائی دکتر الهام بوربهار پریسا رحیمی	۲۷
بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران؛ رویکرد ARDL	محمدشریف کریمی مریم حیدریان مسعود چشم‌اغیر	۴۷
اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران	دکتر مجید دشتبان فاروجی دکتر عبدالله خوشنودی دکتر عظیم نظری	۷۹
بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL	فهیمه فتاحی اقسانه حسین‌زاده حمد حکمتی‌فرید	۱۰۱
شناسایی ابزار مدیریت سود در نظام بانکداری بدون ربا در ایران: ارزیابی مقایسه‌ای اهمیت LLP و STGL در رهیافت Cornett	مهدی قائمی اصل صادق یامده پمندوست مسعود محمدی	۱۳۵

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

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

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

دوفصلنامهٔ پژوهش های اقتصاد پولی ، مالی

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

هیئت تحریریه:

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

مدیر اجرایی: خانم ودیعی
ویراستار فارسی: دکتر جواد میزبان
ویراستار لاتین: دکتر رضا پیش قدم
صفحه‌آرایی: رحمان اسدی
ناشر: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد
شمارگان:۲۰ نسخه
شماره پروانه: ۱۲۴/۱۰۳۵۲ – ۷۷/۱۰/۸
قیمت: ۳۰۰۰۰ ریال (برای دانشجویان ۱۰۰۰۰ ریال)
نشانی :مشهد صندوق‌پستی۱۳۵۷کدپستی۹۱۷۷۹۴۸۹۵۱
فاکس: ۸۸۲۹۵۸۴ - ۰۵۱۱
تلفن : ۸۸۰۶۳۰۷- ۰۵۱۱
پست الکترونیکی: danesh24@um.ac.ir
آدرس اینترنتی: http://jm.um.ac.ir

(دریافت مقالات فقط به‌صورت الکترونیکی امکان‌پذیر است)

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

شرایط پذیرش مقاله‌ها

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

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

ب: روش تحریر

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

ج: نحوه تهیه مقاله

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

اصول زیر در تنظیم مقاله بایستی رعایت شود:

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

د: سایر موارد

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

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

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

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

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

داوران مقالات این شماره

سجاد ابراهیمی	پژوهشکده پولی بانکی
تقی ابراهیمی سالاری	دانشگاه فردوسی مشهد
اصغر ابوالحسنی	پیام نور تهران
احمدی شادمهری	
فرزانه احمدیان یزدی	دانشگاه فردوسی مشهد
علی ارشدی	پژوهشکده پولی
عبدالرضا اسعدی	دانشگاه آزاد اسلامی
رضا اشرف گنجویی	دانشگاه شهید باهنر کرمان
حسین امیری	خوارزمی
حبیب انصاری سامانی	دانشیار اقتصاد دانشگاه یزد
محمود بابازاده	استادیار، گروه اقتصاد، واحد ارومیه، دانشگاه آزاد اسلامی، ارومیه، ایران
مهدی باستان	دانشگاه ایوان کی
شعله باقری پرمهر	خاتم
احمد بدری	دانشیار گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت و حسابداری، شهیدبهشتی، تهران، ایران
سجاد برخورداری	دانشگاه تهران
حجت پارسا	دانشگاه خلیج فارس- بوشهر
سید علی پایتختی اسکوئی	دانشگاه آزاد اسلامی تبریز
محسن پورعبادالهان کویچ	دانشگاه تبریز
محمد تقی تقوی فرد	دانشگاه علامه طباطبایی
ابراهیم جوشن	شهید بهشتی
علی حسن‌زاده	پولی و بانکی جمهوری اسلامی ایران
داریوش حسنوند	دانشگاه آیت ا... العظمی بروجردی(ره)
سیدرضا حصارزاده	دانشگاه فردوسی مشهد
صمد حکمتی فرید	دانشگاه ارومیه
فرزان خامسیان	پژوهشکده بیمه
عبدالحمید خسروی	استادیار بخش اقتصاد،مدیریت و حسابداری دانشگاه پیام نور
علی خلیل زاده	بیمه پاسارگاد
ناصر خیابانی	علامه طباطبایی
عباس دادجوی توکلی	مفید
کاوه درخشانی درآبی	دانشگاه اراک

سهراب دل انگیزان	گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
محمد علی دهقان دهنوی	دانشگاه علامه طباطبایی
ناهید رجب زاده	فردوسی مشهد
میلاد رحمانیانی	علامه طباطبایی
محسن رشیدی	استادیار گروه حسابداری دانشگاه لرستان
یاسر رضائی پیته نوئی	استادیارگروه اقتصاد و حسابداری، دانشکدۀ ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه گیلان، ایران.
غلامرضا زمانیان	دانشگاه سیستان وبلوچستان
تکتم سالاری	استادیار گروه مدیریت و حسابداری دانشکده علوم انسانی دانشگاه زنجان
محمد سلیمانی	امام صادق (ع)
کیومرث سهیلی	دانشگاه رازی
علیرضا شادمان	دانشگاه فردوسی مشهد
سمیه شاه حسینی	علامه طباطبایی
بیتا شایگان	پیام نور
امید شریفی	بوعلی سینا همدان
حسین شریفی رنانی	آزاد اسلامی خوراسگان
حمید شهرستانی	آزاد اسلامی واحد علوم تحقیقات
حسین صادقی	دانشگاه تربیت مدرس
نورالله صالحی آسفیجی	شهید باهنر کرمان
بیژن صفوی	دانشگاه آزاد تهران جنوب
امیدعلی عادلی	دانشگاه قم
سیدسجاد علم الهدی	ژوهشکده مطالعات تطبیقی و اقتصاد پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
شهرام	
فتاحی فهمیده	دانشگاه رازی
فتاحی	دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه، ارومیه، ایران
مهدی فراهانی	کرج
سجاد فرجی دیزجی	تربیت مدرس
الهام فرزانگان	استادیار گروه مهندسی صنایع، مجتمع آموزش عالی نهاوند،
	دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
سارا قبادی	دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان(خوراسگان)
اعظم قزلباش	فردوسی مشهد
محمدشریف کریمی	استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی، دانشگاه رازی

هادی کشاورز	استادیار گروه اقتصاد، دالنشکده کسب و کار و اقتصاد، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران.
فاطمه گریوانی	دانشگاه فردوسی مشهد
یزدان گودرزی فراهانی	استاد یار دانشگاه قم
عباسعلی لطفی	فردوسی مشهد
احمد محمدی	دانشگاه کردستان
احسان محمدیان نیک پی	علامه طباطبایی
غدیر مهدوی	دانشگاه علامه طباطبایی
علی مهدیلو	دانشگاه تربیت مدرس
محمد رضا ناهیدی امیرخیز	دانشگاه آزاد واحد تبریز
محمد نصر اصفهانی	خوارزمی
رافیک نظریان	دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
محسن نیازی محسنی	علوم تحقیقات تهران
مجید هاتفی	دانشگاه تهران
حمید یاری	پژوهشکده بیمه

یادداشت سردبیر

به نام خداوند جان و خرد کزین برتر اندیشه بر نگذرد

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

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

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

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

با تشکر و احترام

سردبیر

فهرست مندرجات

عنوان	نویسنده	صفحه
تعدیل مدل پیش‌بینی دستکاری سود با تأکید بر متغیرهای *محیطی* و روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم‌های فراابتکاری	حسین عسگری آلوج محمد رضا نیکبخت غلامرضا کرمی منصور مؤمنی	۱
تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران	دکتر محسن پورعبادالهان کویچ دکتر الهام نوبهار پریسا رحیمی	۲۷
بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران؛ رویکرد ARDL	محمدشریف کریمی مریم حیدریان مسعود چشم‌اغیل	۴۷
اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران	دکتر مجید دشتبان فاروجی دکتر عبدالله خوشنودی دکتر عظیم نظری	۷۹
بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL	فهمیده فتاحی افسانه حسین‌زاده صمد حکمتی‌فرید	۱۰۱
شناسایی ابزار مدیریت سود در نظام بانکداری بدون ربا در ایران: ارزیابی مقایسه‌ای اهمیت LLP و STGL در رهیافت Cornett	مهدی قائمی اصل صادق بافنده ایماندوست مسعود محمدی	۱۳۵

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارۀ ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

تعدیل مدل پیش‌بینی دستکاری سود با تأکید بر متغیرهای محیطی و روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم های فراابتکاری*

حسین عسگری آلوج[۱]
استادیار، حسابداری، دانشگاه آزاد سلامی واحد بیله سوار، بیله سوار ، ایران
محمد رضا نیکبخت[۲]
دانشیار، حسابداری، دانشکده مدیریت ، دانشگاه تهران، تهران، ایران
غلامرضا کرمی[۳]
دانشیار، حسابداری، دانشکده مدیریت ، دانشگاه تهران، تهران، ایران
منصور مؤمنی[۴]
استاد، مدیریت صنعتی، دانشکده مدیریت ، دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۱۲

چکیده

سود یکی از عوامل مهم در رشد و توسعه اقتصادی بوده و دستکاری سود هم یکی از چالش‌های اساسی کارایی بازار است که محققین اغلب برای پیش‌بینی دستکاری سود از داده‌های حسابداری استفاده می‌کنند؛ درحالی‌که داده‌های غیرحسابداری هم نقش بسزایی در پیش‌بینی دستکاری سود دارند. این پژوهش به توسعه مدل بنیش با متغیرهای غیرحسابداری شامل عدم تقارن اطلاعاتی و رقابت در بازار محصول پرداخته است. داده‌های ۱۸۴شرکت پذیرفته شده در بورس تهران طی سال‌های ۱۳۸۶-۱۳۹۶ جمع‌آوری و دقت

---

*- مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول hosein.asgari@ut.ac.ir

2 -mnikbakht@ut.ac.ir
3 -ghkarami@ut.ac.ir
4 -mmomeni@ut.ac.ir
DOI: 10.22067/mfe.2021.68842.1028

پیش‌بینی مدل‌های پژوهش در کشف و شناسایی شرکت‌های دستکاری کننده سود با دو الگوریتم بهینه سازی حرکت تجمعی ذرات و رقابت استعماری در ترکیب شبکه عصبی مورد مقایسه قرار گرفت. یافته های پژوهش نشان می‌دهد دقت پیش‌بینی مدل پیشنهادی با الگوریتم رقابت استعماری و حرکت تجمعی ذرات به ترتیب از ۵۷/۵۵ به ۶۳/۸۶ درصد و از ۵۵/۷۱ به ۵۹/۸۴ درصد افزایش یافته است. با توسعه مدل سطح زیرمنحنی راک افزایش یافته و کاهش خطای پیش‌بینی در الگوریتم رقابت استعماری ۶/۳۱ درصد و در الگوریتم حرکت تجمعی ذرات ۴/۱۳ درصد است ولی همچنان نتیجه آزمون ضعیف می‌باشد. درواقع میزان دقت پیش‌بینی مدل با الگوریتم رقابت استعماری در مقایسه با الگوریتم حرکت تجمعی ذرات بهبود یافته است.

کلیدواژه‌ها: الگوریتم رقابت استعماری، رقابت در بازار محصول، شبکه عصبی مصنوعی، مدل بنیش، محیط اطلاعاتی شرکت.
طبقه‌بندی D53, G17,G3,C45,C61

۱. مقدمه

بنیش در سال ۱۹۹۹ در راستای کشف دستکاری سود با انتخاب هشت متغیر حسابداری، مدلی ارائه کرد که نشان داد با افزایش غیرمعمول در مطالبات، کاهش حاشیه سود ناخالص، کاهش کیفیت دارایی‌ها، رشد فروش و افزایش اقلام تعهدی، احتمال دستکاری سود نیز افزایش می‌یابد. مدل بنیش بر مبنای مطالعه در بین شرکت‌های انتخاب شده از ایالات‌متحده آمریکا بوده است، و مطالعات انجام‌شده در سایر کشورها نشان داد که مدل ارائه شده توسط بنیش، نمی‌تواند در تمامی جوامع و بازارهای سرمایه، عملکرد مشابهی داشته باشد (Moradi, 2015). کاربردهای ارقام حسابداری معمولاً در بازارهای مختلف عمل متفاوتی دارند و پژوهش‌های بعدی بر پایه مدل بنیش برای کشف دستکاری سود، نشان دادند که مدل بنیش عملکرد مشابهی ندارد و نیازمند تعدیل، بومی‌سازی و یا به‌کارگیری متغیرهای دیگری برای پیش‌بینی دستکاری و مدیریت سود هستند(Kordestani & Tatli, 2014) یک مدل کشف تقلب در جوامع مختلف نمی تواند از دقت بالایی برخوردار باشد و با توجه به وضعیت اقتصادی هر کشوری باید بومی سازی شود. مدل بنیش به دلیل اینکه مقتضیات اقتصادی ایران را در نظر نگرفته است دقت کمتری نسبت به مدل تعدیل‌شده بنیش که برای محیط اقتصادی ایران بومی‌سازی

شـده اسـت داراسـت(Sheri Anagiz, Rahimiyan, Salehi Sedghiyani, & Khorasani, 2017). بنیش در مدل خویش تأثیرات انگیزشی ناشی از محیطی که شرکت در آن فعالیت می‌کند را نادیده گرفت. درحالی‌که عوامل تأثیرگذار و انگیزشی برای دستکاری سـود، را می‌توان به عواملی از داده‌های حسابداری و غیرحسابداری شرکت تقسیم‌بندی کرد که در دستکاری و مدیریت سود مؤثر هستند ازاین‌رو به نظر می‌رسد با افزایش عوامـل انگیزشـی از محیط خارج از شرکت برای دستکاری سود، که در مدل بنیش به آن‌هـا تـوجهی نشـده اسـت، بتـوان درجـه و تـوان پـیش‌بینـی‌کننـدگی مـدل را افـزایش داد (Asgari alouj, Nikbakht, Karami & Momeni, 2020)

محیط رقـابتی شـرکت بـه‌عنـوان یکـی از عوامـل انگیزشـی بـرای دسـتکاری سـود در پژوهش‌ها معرفی شده است، طبق فرضیه علامت‌دهی شرکت‌های فعال در صنایع با رقابت بالا، انگیزه و گرایش کافی در مدیران برای دستکاری اطلاعات حسابداری ازجملـه سـود را برای سیگنال اطلاعات خوب از عملکرد آتـی شـرکت پیـدا مـی‌کننـد (Rotemberg & Scharfstein, 1990). از سوی دیگر، فضای رقابتی کـم بـه دلیـل داشـتن نظـارت کمتـر بـر فعالیت‌های مدیریت، باعث ایجاد دستکاری سود می‌شود. اما برای شـرکت‌هـای فعـال در صنایع با رقابت بیشتر، موقعیت دستکاری سود برای این شرکت‌ها، بسیار محدود و ضعیف است (Laksmana & Yang, 2014). بنابراین پژوهش حاضر متغیر رقابت در بازار محصـول را به‌عنوان یکی از متغیرهای محیطی در توسعه مدل بنیش در جهت بومی‌سازی و کـاهش هزینه‌های نمایندگی انتخاب کرده است. عدم تقارن اطلاعاتی حاصل شده در کنار تئوری تضاد منافع بین مدیران و سهامداران باعث می‌شود زمانی که نظارت و فشـار بـرای شـفاف سازی وجود ندارد یا ضعیف هست زمینه برای دستکاری سود و ارائـه اطلاعـات نادرسـت افزایش می‌یابد (Li & Zaiats, 2017). بنابراین با وجود انگیـزه‌هـای مـدیران بـرای اعمـال مدیریت در سود، لازم است ارتباط بین محیط اطلاعاتی و دستکاری سود به‌منظور ارائـه اطلاعاتی جهت تصمیم‌گیری بهتر اسـتفاده‌کننـدگان ایـن صـورت‌هـای مـالی، بررسـی و مشخص شود(Heidarzadeh Hanzaei & Barati,2019).

با توجه به تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر هزینه‌هـای نماینـدگی، پـژوهش حاضـر متغیـر عدم تقارن اطلاعاتی را به‌عنوان یکی دیگـر از متغیـرهـای محیطـی در توسـعه مـدل بنـیش

انتخاب نموده است. در تعدادی از مطالعات انجام‌شده، توانایی مدل‌های اقلام تعهدی برای کشف مدیریت سود زیر سؤال رفته است. یکی از تبیین‌های مطرح شده در خصوص عملکرد ضعیف مدل‌های موجود، استفاده از رویکرد خطی برای مدل سازی اقلام تعهدی است و این در حالی است که بخشی از مطالعات موجود از وجود رابطه غیرخطی خبر می‌دهند. یکی از بدیل‌های مطرح شده برای رفع مشکل غیرخطی، استفاده از شبکه‌های عصبی متفاوت است.(Mashayekhi, Beyrami, Beyrami, & Akhlaqi, 2012)

در این پژوهش از بندهای شرط گزارش حسابرسی حاوی دستکاری سود بجای مدل-های شناسایی اقلام تعهدی برای شناسایی شرکت‌های دستکاری‌کننده سود استفاده می-شود زیرا مدل‌های اقلام تعهدی در شناسایی دستکاری یا مدیریت سود هم از متغیرهای مطابق با اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری(GAAP) و هم از متغیرهای متناقض با اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری استفاده می‌نماید. درحالی‌که بندهای گزارش حسابرسی شاخص دستکاری سود مصداق متناقض بودن با GAAP تلقی می‌گردد. (Asgari alouj et al, 2020). همچنین در این پژوهش توسعه مدل بنیش با تأکید بر متغیرهای تأثیرگذار شامل عدم تقارن اطلاعاتی و رقابت در بازار محصول انجام می‌پذیرد، تا درجه دقت و توان پیش‌بینی کنندگی مدل افزایش داده شود. با توجه به اینکه تحقیقات انجام‌شده در راستای توسعه مدل بنیش صرفاً بر مبنای داده‌های حسابداری شکل گرفته-اند؛ لذا آثار و تبعات متغیرهای غیر حسابداری در توسعه مدل نادیده گرفته شده است. این پژوهش سعی دارد ضمن بررسی روابط غیرخطی متغیرهای حسابداری، روابط غیر-خطی متغیرهای غیرحسابداری را هم مد نظر قرار داده و اثر هر دو متغیر را همزمان بررسی نماید. هدف از پژوهش سنجش قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل بنیش و مدل پیشنهادی و مقایسه میزان دقت پیش‌بینی دستکاری سود در مدل‌های پژوهش، با استفاده از روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم بهینه‌سازی حرکت تجمعی ذرات و روش ترکیبی شبکه عصبی مصنوعی و الگوریتم رقابت استعماری است.

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

۲. ادبیات نظری و پیشینه پژوهش

در ادبیات حسابداری ارائه تعریف روشن از مدیریت سود مشکل است، زیرا مرز میان مدیریت سود و تقلب‌های مالی مشخص نیست؛ ولی تفاوت‌های مفهومی آشکاری میان فعالیت‌های حسابداری تقلبی و قضاوت‌ها که در چارچوب اصول پذیرفته‌شده حسابداری قرار می‌گیرند، وجود دارد که از آن‌ها می‌توان جهت مدیریت سود سالم استفاده نمود (Noravesh, Sepasi, & Nikbakht, 2005).

مدیریت سود یکی از موضوعات بحث‌انگیز در تحقیقات اخیر بوده و اکثر تحقیقات انجام‌شده در زمینه مدیریت سود، به بررسی ارتباط خطی متغیرهای مستقل با مدیریت سود و با روش‌های آماری پرداخته‌اند. دنیای امروز در حال یک تغییر پارادایم از مدل-سازی کلاسیک و تحلیل‌های مبتنی بر مدل اساسی اولیه به توسعه مدل‌ها مستقیماً از خود داده‌هاست. امروزه با رشد تکنولوژی اطلاعات و با وارد شدن هوش مصنوعی ازجمله شبکه عصبی مصنوعی به حوزه پژوهش‌های علمی، امکان بررسی روابط غیرخطی بین متغیرها میسر گردیده است.(Sheikh, Najjari, Roozbakhsh & Anvari Glojeh, 2013). برخی مطالعات نشان می‌دهند که بین رقابت در بازار محصول و مدیریت سود مبتنی بر فعالیت‌های واقعی، رابطه مثبت معنی‌داری وجود دارد که بیانگر افزایش مدیریت سود به واسطه افزایش رقابت در بازار محصول است.(Barzegar, Taleb Tabar Ahangar & Esabat Tabari, 2014). همچنین رقابت به‌عنوان یک مکانیزه زیرساختی در شرکت‌ها هست که به شرکت توانایی ایجاد هرگونه شوک‌های هزینه به مشتریان، کاهش نوسان-های جریان‌های نقدی و درنتیجه کاهش نیاز به دستکاری سود را می‌دهد (Bahri Sales, Pak Maram & Qaderi, 2018). شاخص‌های هرفیندال – هیرشمن، لرنر و لرنر تعدیل‌شده بر مدیریت واقعی سود شرکت‌ها تأثیر مثبت یا مستقیم دارد اما تأثیر مذکور معنی‌دار نیست (Rostami, Ghorbani & Tadrisi, 2015).

(Sheri Anagiz et al, 2017) در پژوهشی ۱۰۰ شرکت موجود در بورس را بر اساس مدل اصلی بنیش و همچنین مدل تعدیل‌شده بنیش و بر اساس وضعیت اقتصادی ایران موردبررسی قرار دادند تا مشخص شود کدام‌یک از این دو مدل در کشف تقلب بهتر

عمل می‌کنند. در این مطالعه شرکت‌های متقلب و غیرمتقلب در دو گروه ورشکسته و سالم تفکیک شده‌اند. بعد از انجام پژوهش بر روی این ۱۰۰ شرکت مشخص شد که مدل تعدیل‌شده بنیش با دقت کلی ۶۶/۲ درصد و خطای کلی ۳۳/۸ درصد نسبت به مدل اصلی بنیش که دقت کلی آن ۶۱٪ و خطای کلی ۳۹٪ به میزان بیشتری نشان دهنده میزان تقلب صورت‌گرفته در صورت‌های مالی شرکت‌ها است.

نتایج حاصل از تحقیق (Salehi & Farokhi Pile Rood, 2018) نشان داد که روش شبکه عصبی و درخت تصمیم‌گیری در پیش‌بینی مدیریت سود نسبت به روش‌های خطی دقیق‌تر و دارای سطح خطای کمتری است. ازآنجاکه در ایران مدلی برای کشف تقلب وجود ندارد از یکی از مدل‌های کشف تقلب بسیار رایج به نام مدل بنیش استفاده می‌شود.

(Asgari alouj et al, 2020) نشان دادند در توسعه مدل بنیش متغیرهای غیر-حسابداری نقش قابل‌توجهی در پیش‌بینی مدریت سود دارند و علی‌رغم اینکه نشان از افزایش قدرت مدل توسعه‌یافته بنیش نسبت به مدل اصلی دارد ولی نتیجه آزمون ضعیف است و نشان می‌دهد که مدل توسعه‌یافته بنیش نیز در تفکیک دو گروه شرکت‌های دستکاری‌کننده سود و غیر دستکاری‌کننده سود، یک مدل تقریباً تصادفی است.

(Pourali & Koucheki Tajani, 2020) در پژوهشی دقت پیش‌بینی دستکاری سود را با استفاده از الگوریتم رقابت استعماری و الگوریتم ژنتیک مقایسه نمودند. نتایج این پژوهش نشان داد الگوریتم رقابت استعماری با دقت ۹۳ درصد و خطای ۷ درصد و الگوریتم ژنتیک با دقت ۷۶ درصد و خطای ۲۴ درصد توان پیش‌بینی ضرایب متغیرهای مدل دستکاری سود را داشته‌اند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که 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 et al,2014) است.

(Ghaderi, Amini, & Mohammadi Mlqrny, 2020) در پژوهشی برای پیش‌بینی مدیریت سود از الگوی شبکه‌های عصبی و الگوریتم‌های ازدحام ذرات و رقابت استعماری استفاده نمودند. یافته‌های تجربی حاکی از سودمندی و تأثیر مثبت روش‌های

ترکیبی بر عملکرد پیش‌بینی مدیریت سود و همچنین وجود تفاوت معنی‌داری در بین میزان سودمندی روش‌های خطی و غیرخطی است. به عبارتی در صورت استفاده از الگوریتم‌ها در پیش‌بینی مدیریت سود دقت پیش‌بینی با حذف متغیرهای ناکارآمد افزایش می‌یابد. افزون بر این یافته‌های پژوهش حاکی از عملکرد بهتر و مناسب الگوریتم رقابت استعماری نسبت به سایر الگوها در کارآمدی متغیرهای گروه مدیریتی با دقت (۹۵/۸٪) است.

(Tarjoa, 2015) در پژوهشی به بررسی توانایی مدل بنیش در شناسایی تقلب مالی پرداخته است. نتایج تحقیق ایشان نشان می‌دهد که مدل کلی بنیش(۱۹۹۹) قادر به تشخیص تقلب مالی هست. شاخص حاشیه ناخالص، شاخص استهلاک، شاخص فروش و شاخص هزینه اداری و کل اقلام تعهدی در شناسایی تقلب مالی بسیار مهم بود. شاخص فروش، شاخص کیفیت دارایی و شاخص اهرم مالی در تشخیص تقلب مالی به لحاظ آماری معنی_دار نبود. (Li et al, 2017) با تمرکز بر محیط اطلاعاتی شرکتی، به بررسی میزان دستکاری سود توسط شرکت‌هایی که در محیط اطلاعاتی ضعیف فعالیت می‌کنند پرداخته است. آن‌ها نشان دادند که شرکت‌هایی که دارای عدم تقارن اطلاعات بالایی هستند، و محیط اطلاعاتی آن‌ها ضعیف است، بستر مناسبی برای دستکاری سود دارند و مدیران این شرکت‌ها انگیزه بیشتری برای مدیریت سود دارند.

(Ramírez Orellana, Martínez Romero & Mariño Garrido, 2017) با هدف ارزیابی احتمال تقلب و مدیریت سود مدل بنیش (۱۹۹۹) را مورد آزمون قرار داده است؛ به‌عبارت‌دیگر از طریق مدل بنیش (۱۹۹۹) تقلب را سنجش کرده است. یافته‌های این مطالعه نشان می‌دهد که تمایل به انجام تقلب و انجام اقدامات جسورانه حسابداری قبل از افشای مشکلات مالی وجود دارد. و اقدامات حسابداری جسورانه را از طریق دستکاری روزهای فروش نسیه در شاخص بدهی و مجموع اقلام تعهدی به کل دارایی‌ها انجام داده است. (Aymen, A. & Aymen, H. 2017) دریافتند شرکت‌هایی که سود را مدیریت می-کنند اهدافشان در راستای مدیریت نقدینگی هست. بنابراین، نتایج تجربی نشان می‌دهد که شرکت‌هایی که مدیریت سود بیشتر را نشان می‌دهند با نقدینگی بازار پایین‌تر ارتباط دارند. این یافته‌ها با انتخاب نامطلوب مطابقت دارد و نقش تعیین کننده‌ای را در نظارت بر شرکت‌ها ایفا می‌کند.

۳. روش‌شناسی پژوهش

جامعه آماری پژوهش حاضر، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است. قلمرو زمانی پژوهش نیز یک دوره زمانی ۱۰ ساله از سال ۱۳۸۷ الی ۱۳۹۶ می‌باشد که به دلیل نیاز به داده‌های سال ۱۳۸۶ جهت محاسبه متغیرهای پژوهش داده‌های این سال نیز جمع‌آوری شده است. ولی بازه ۱۳۸۷ – ۱۳۹۶ به‌عنوان ورودی‌های شبکه عصبی تحلیل گردیده است. روش نمونه‌گیری تحقیق، روش حذف سیستماتیک شامل محدودیت‌های زیر است:

۱- اطلاعات موردنیاز پژوهش در دسترس باشد،

۲- جهت اطمینان از تداوم فعالیت شرکت‌ها طی دوره تحقیق برای مدت طولانی (شش ماه) معاملات آن‌ها متوقف نشده باشد.

۳- هر دو قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام برای شرکت مربوط موجود باشد.

۴- شرکت موردنظر قبل از سال مالی ۱۳۸۶ در بورس پذیرفته شده باشد.

۵- جزو بانک‌ها و مؤسسات مالی(شرکت‌های سرمایه‌گذاری ، واسطه‌گری مالی، شرکت‌های هلدینگ و لیزینگ‌ها) نباشد؛ زیرا افشای اطلاعات مالی و ساختارهای راهبری شرکتی در آن‌ها متفاوت است.

تعداد کل شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس طی سال‌های موردمطالعه ۳۱۲ است که بر اساس متغیرهای در دسترس مدل بنیش به تعداد ۲۱۹ شرکت و بر اساس متغیرهای در دسترس مدل پیشنهادی نیز این تعداد به ۱۸۴ شرکت یا به عبارتی ۱۸۴۰ داده سال _ شرکت طی دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۶کاهش یافت. در این پژوهش اطلاعات موردنیاز به روش کتابخانه‌ای و میدانی با مراجعه به سایت کدال ، نرم‌افزار ره‌آورد نوین، سایت بورس و کارگزاری مفید جهت استخراج قیمت پیشنهادی خریدوفروش روزانه، اطلاعات و صورت‌های مالی حسابرسی شده جمع‌آوری گردید. جهت جمع‌آوری داده‌ها، بنیش طی دوره ۱۹۸۲-۱۹۹۲ داده‌های ۷۴ شرکت دستکاری‌کننده سود شامل ۴۹ شرکت از طریق گزارش‌های SEC و ۲۵ شرکت باقیمانده را از طریق رسانه‌ها و مقالات افشا کننده شرکت‌های دستکاری‌کننده سود انتخاب نموده است. در ایران مرجع یا ارگان مستقلی شرکت‌های

دستکاری‌کننده سود را اعلام نمی‌کند تا بتوان همانند بنیش نمونه‌ها را به‌راحتی انتخاب نمود و در تحقیقات قبلی هم معمولاً از مدل‌های اقلام تعهدی شامل مدل جونز، جونز تعدیل‌شده ، کوتاری و غیره استفاده شده است که این مدل‌ها در شناسایی شرکت‌های دستکاری یا مدیریت‌کننده سود هم از متغیرهای مطابق با اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری(GAAP) و هم از متغیرهای متناقض با اصول عمومی پذیرفته‌شده حسابداری استفاده می‌نماید. از طرفی در پژوهش حاضر اگر برای انتخاب شرکت‌های نمونه دستکاری کننده سود از این مدل‌ها استفاده می‌شد نتایج پژوهش با ایراد مواجه می‌شد زیرا هدف این تحقیق آزمون مدل بنیش برای شرکت‌های دستکاری‌کننده سود است چون در شناسایی شرکت‌های دستکاری یا مدیریت کننده سود با استفاده از مدل‌های اقلام تعهدی از متغیرهایی استفاده می‌شود که در مدل بنیش هم از آن متغیرها استفاده شده است لذا نتایج تحقیق با ایراد مواجه می‌گشت. برای رفع اشکال اشاره شده راه‌حل جایگزینی که بتوان از آن استفاده کرد گزارش‌های حسابرسی است. زیرا در گزارش‌های حسابرسی بندهای شرط شاخص دستکاری سود مصداق متناقض بودن با GAAP تلقی شده و همچنین در ایران تنها مرجع مستقل نسبت به‌صورت‌های مالی تهیه‌شده توسط شرکت‌ها فقط حسابرسان هستند که در خصوص صورت‌های مالی اظهارنظر می‌کنند. در این پژوهش از گزارش حسابرس به‌عنوان راه‌حل جایگزین استفاده‌شده و فرایند بررسی هم به‌گونه‌ای بوده است که گزارش حسابرسی شرکت‌های نمونه به‌صورت کامل بررسی و مطالعه شده است و اگر بندی به‌عنوان شاخص دستکاری سود (صرف‌نظر از نوع گزارش مقبول – مشروط – مردود و عدم اظهارنظر) وجود داشته باشد به‌عنوان دستکاری‌کننده سود انتخاب و عدد ۱ جایگذاری می‌شود همچنین اگر بندهای شرط شاخص دستکاری سود وجود نداشته باشد؛ مثلاً گزارش به دلیل دیگری مشروط شده است به‌عنوان عدم دستکاری‌کننده سود انتخاب شده و عدد صفر جایگذاری می‌شود. (Asgari alouj et al, 2020).

در مرحله بعدی پس از تفکیک نمونه‌ها به دو سطح بالا و پائین دستکاری سود ، ابتدا دقت و خطای مدل‌های پژوهش با ترکیب شبکه عصبی پرسپترون چندلایه و دو الگوریتم رقابت استعماری و الگوریتم بهینه‌سازی حرکت تجمعی ذرات در پیش‌بینی سطوح

دستکاری سود برآورد گردیده، سپس توسط تحلیل راک وآزمون ویلکاکسون مورد مقایسه قرار خواهد گرفت. برای تعیین نقطه برش از روش حداکثر صحت استفاده خواهد شد. پس از جمع‌آوری اطلاعات متغیرهای تحقیق از طریق نرم‌افزار محاسبه و جهت پردازش نهایی وارد نرم‌افزار متلب خواهد گردید.

مدل اول: مدل بنیش (BM)

بنیش در مدل خود متغیرهای توضیحی هر دو گروه شرکت‌های دستکاری‌کننده و غیردستکاری‌کننده سود را با استفاده از تحلیل پروبیت بکار گرفت. وی به شرکت‌های دستکاری‌کننده عدد۱و شرکت‌های غیردستکاری‌کننده عدد صفر، را اختصاص داد و ضرایب متغیرهای مستقل را محاسبه کرد. نقطهٔ انقطاع این مدل ۱/۷۸- به دست آمد. بنابراین اگر امتیاز محاسبه‌شده (M-Score) بیشتر از ۱/۷۸ - باشد، به‌احتمال‌زیاد شرکت دستکاری‌کننده سود است. دقت کلی مدل ۷۶ درصد تأیید شد. مدل دستکاری سود بنیش طبق رابطه (۱) به شرح زیر است:

$$EM - Score = \alpha_0 + \beta_1 DSRI_{it} + \beta_2 GMI_{it} + \beta_3 AQI_{it} + \beta_4 SGI_{it} + \beta_5 DEPI_{it} + \beta_6 SGAI_{it} + \beta_7 ATA_{it} + \beta_8 LVGI_{it} \quad (۱)$$

که در آن M-Score امتیاز دستکاری سود است.متغیرهای مدل بنیش به شرح جدول ۱ عبارتند از

مدل دوم: مدل پیشنهادی یا توسعه‌یافته بنیش(DBM)

این پژوهش درصدد توسعه مدل بنیش مطابق با محیط اطلاعاتی حاکم بر شرکت‌ها و همچنین محیط رقابتی حاکم بر بازار محصول شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق تهران است تا مشخص شود آیا می‌توان بر اساس ترکیب متغیرهای عدم تقارن اطلاعاتی و رقابت در بازار محصول با مدل اصلی بنیش، الگویی برای کشف دستکاری سود در محیط اطلاعاتی و رقابتی ایران طراحی کرد؟ رابطه (۲) نشان‌دهنده توسعه مدل بنیش بر اساس دو متغیر عدم تقارن اطلاعاتی و رقابت در بازار محصول است:

جدول۱- متغیرهای مدل بنیش

نام شاخص	اجزای شاخص	رابطه
۱- شاخص روزهای فروش نسیه(DSRI[1]):	REC: شاخص مطالبات	$DSRI = \frac{REC_t / SALES_t}{REC_{t-1} / SALES_{t-1}}$
۲- شاخص حاشیه سود ناخالص(SGI[2]):	SALES: فروش سالانه COG: بهای تمام‌شده کالای فروش رفته	$GMI = \frac{(SALES_{t-1} - COG_{t-1}) / SALES_{t-1}}{(SALES_t - COG_t) / SALES_t}$
۳- شاخص کیفیت دارایی (AQI[3]):	CA: جمع دارائی جاری PPE: اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات ASSETS: مجموع دارائی‌ها	$AQI = \frac{1-(CA_t + PPE_t)/TotalASSETS_t}{1-(CA_{t-1} + PPE_{t-1})/TotalASSETS_{t-1}}$
۴- شاخص رشد فروش (GMI[4]):	SALES : میزان فروش سالانه	$SGI = \frac{SALES_t}{SALES_{t-1}}$
۵- شاخص هزینه استهلاک (DEPI[5]):	DEP: هزینه استهلاک دارائی ثابت مشهود PPE: ناخالص اموال و ماشین‌آلات و تجهیزات	$DEP = \frac{DEP_{t-1}/(DEP_{t-1} + PPE_{t-1})}{SEP_t/(DEP_t + PPE_t)}$
۶- شاخص هزینه‌های عمومی،اداری و فروش (SGAI[6]):	SGA.EXP: هزینه‌های عمومی و اداری و فروش SALES: فروش سالانه	$SGAI = \frac{(SGA, EXP_t)/TotalASSETS_t}{(SGA, EXP_{t-1})/TotalASSETS_{t-1}}$
۷- شاخص مجموع اقلام تعهدی به مجموع دارایی‌ها (ATA[7]):	ACC : اقلام تعهدی (تفاوت بین سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی) ASSETS: مجموع دارائی‌های سال جاری	$ATA = \frac{ACC_t}{TotalASSETS_t}$
۸- شاخص اهرم مالی (LVGI[8]):	LTD : جمع بدهی‌های بلندمدت CL : جمع بدهی‌های جاری ASSETS : مجموع دارائی‌ها	$LVGI = \frac{(LTD_t + CL_t)/TotalASSETS_t}{(LTD_{t-1} + CL_t)/TotalASSETS_{t-1}}$

منبع: بنیش ۱۹۹۹

$$EM_{ANN-BBO} = \alpha_0 + \beta_1 DSRI_{it} + \beta_2 GMI_{it} + \beta_3 AQI_{it} + \beta_4 SGI_{it} + \beta_5 DEPI_{it} + \beta_6 SGAI_{it} + \beta_7 ATA_{it} + \beta_8 LVGI_{it} + \beta_9 HHI_{it} + \beta_{10} BAS_{it} \quad (۲)$$

---

1 . Days' Sales in Receivables Index
2 . Gross Margin Index
3 . Asset Quality Index
4. Sales Growth Index
5. Depreciation Index
6. Sales, General, and Administrative Expens Ind
7 .Total Accruals to Total Assets Index
8. Leverage Index

که در آن BAS شاخص عدم تقارن اطلاعاتی و HHI شاخص رقابت در بازار محصول است. برای محاسبه اقلام تعهدی طبق تحقیق (Kordestani & Tatli, 2014) از تفاوت بین سود عملیاتی و جریان نقد عملیاتی استفاده خواهد شد. علاوه بر هشت متغیر مربوط به مدل بنیش، دو متغیر رقابت در بازار محصول و عدم تقارن اطلاعاتی شرکت به شرح رابطه‌های (۳) و (۴) در مدل پیشنهادی افزوده می‌شود:

رقابت در بازار محصول

$$HHI_{jt} = \sum_{i=1}^{n} S_{i,t}^{n} \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{sale_{i,j.t}}{SALE_{j.t}} \right)^2 \quad (۳)$$

جهت اندازه‌گیری رقابت در بازار از شاخص هرفیندال-هیرشمن(HHI) استفاده می‌شود. این شاخص میزان تمرکز صنعت را اندازه‌گیری و هر چه شاخص محاسبه‌شده بیشتر باشد میزان تمرکز بیشتر بوده و رقابت کمتری در صنعت وجود دارد و بر عکس (Dhaliwal, Huang, Khurana & Pereira, 2014). در این رابطه (HHI) شاخص هرفیندال – هیرشمن ، $sales_{ijt}$ فروش شرکت i در صنعت j در پایان سال t، $SALE_{jt}$ مجموع فروش تمام شرکت‌ها در صنعت j در پایان سال t و S_{it}^{n} سهم بازار شرکت i در صنعت j در پایان سال t است.

۲ - عدم تقارن اطلاعاتی

$$BAS_{i,t} = \frac{1}{D_{i,t}} \sum_{d=1}^{d_{i,t}} \frac{Ask_{i,d} - Bid_{i,d}}{\left(\frac{Ask_{i,d} + Bid_{i,d}}{2} \right)} \quad (۴)$$

برای اندازه‌گیری عدم تقارن اطلاعاتی (اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش) بر مبنای پژوهش (Cormier, Sylvain & Marie, 2013) از الگوی اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام استفاده می‌شود. هر چه دامنه تفاوت قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام عدد بزرگ‌تری باشد، حاکی از عدم تقارن اطلاعاتی بیشتر و درنتیجه محیط اطلاعاتی ضعیف تراست و برعکس آن‌هم صادق است. Setayesh, Mohammadian & (Mehtari, 2015). BAS_{it} عبارت است از اختلاف قیمت پیشنهادی خریدوفروش سهام، Ask_{id} ، بهترین(کم‌ترین) قیمت پیشنهادی فروش سهام روزانه شرکت i،

Bid_{id} بهترین (بیش‌ترین) قیمت پیشنهادی خرید سهام روزانه شرکت i است.

ترکیب شبکه عصبی مصنوعی با الگوریتم رقابت استعماری

عملکرد شبکه عصبی مصنوعی بر اساس آموزش وزن‌ها می‌باشد و مقادیر مربوط به وزن‌ها به‌صورت تصادفی توسط شبکه تعیین می‌شود، هر چه مقدار این وزن‌ها دقیق‌تر باشد عملکرد شبکه بهتر خواهد بود. برای تعیین بهترین وزن که عملکرد شبکه را بهبود بخشد، مقدار آن‌ها با استفاده از الگوریتم بهینه‌سازی رقابت استعماری و حرکت تجمعی ذرات آموزش داده‌شده و بهینه می‌شود.

الگوریتم رقابت استعماری[1]

در این روش نیز برای تعیین بهترین وزن و بهبود عملکرد شبکه، مقدار آن‌ها با استفاده از الگوریتم رقابت استعماری آموزش داده‌شده و بهینه می‌شود. پایه‌های اصلی این الگوریتم را سیاست همسان‌سازی، رقابت استعماری و انقلاب تشکیل می‌دهند (Atashpaz-Gargari, 2008).

در راستای سیاست همسان‌سازی طبق رابطه (۵)، کشور مستعمره، در جهت خط واصل مستعمره به استعمارگر حرکت کرده و به موقعیت جدیدکشانده می‌شود(Salehi, Garshasbi, 2019).

$$emp_{Col}\ (t+1) = emp_{Col}\ (t) + \beta\ .\vec{r}.(emp_{Imp} - emp_{Col}(t)) \quad (۵)$$

که در آن β عددی مابین ۱ و ۲ و emp_{Imp}استعمارگر امپراتوری و emp_{Col}مستعمره امپراتوری است. طبق روابط (۶) و (۷)، انقلاب با جابجایی تصادفی یک کشور مستعمره به یک موقعیت تصادفی جدید مدل‌سازی می‌شود (Atashpaz-Gargari, 2008).

$$emp_{Imp}(t+1) = emp_{Imp}(t) + \sigma.\vec{r}; \quad (۶)$$

$$emp_{Col}(t+1) = emp_{Col}(t) + \sigma.\vec{r}; \quad (۷)$$

σحاصل‌ضرب نرخ انقلاب در دامنه تغییرات متغیرهای تصمیم مسئله ،$\vec{r}$ بردار تصادفی می-

1 . Imperialist Competitive Algorithm

باشد. در حین حرکت مستعمرات به سمت کشور استعمارگر، بعضی از این مستعمرات بـه مـوقعیتی بهتر از استعمارگر رسیده و جای خود را با همـدیگر عـوض کـرده و اسـتعمارگر جدیـد شـروع بـه اعمال سیاست همگون‌سازی بر مستعمرات خـود مـی‌کنـد (Atashpaz-Gargari, 2008). قـدرت یک امپراتوری به‌صورت قدرت کشور استعمارگر، به اضافه درصدی از قدرت کل مستعمرات آن طبق رابطه (۸) تعریف می‌شود.

$$emp_{TotalCost} = emp_{Imp.Cost} + \zeta.mean([emp_{Col.Cost}]); \quad (۸)$$

کـه در آن $emp_{TotalCost}$ هزینـه کـل امپراتـوری ، ζ عـددی مثبـت بـین صـفر و یـک ، $emp_{Imp.Cost}$ هزینه استعمارگر امپراتوری ، $emp_{Col.Cost}$ هزینه مستعمره امپراتوری می‌باشد ابتدا تمامی امپراتوری‌ها بر اساس هزینه مرتب شـده و ضـعیف‌تـرین امپراتـوری انتخـاب مـی‌شـود .درصورتی‌که این امپراتوری دارای مستعمره باشد، به‌عنوان ضعیف‌ترین مستعمره انتخاب شده و به امپراتورهای قوی‌تر منتقل می‌شود. حذف مستعمرات تا زمانی که هیچ مسـتعمره‌ای در امپراتـوری ضعیف وجود نداشته باشد، ادامه می‌یابد.(Salehi et al, 2019).

الگوریتم بهینه‌سازی حرکت تجمعی ذرات

در این روش نیز برای تعیـین بهتـرین وزن و بهبـود عملکـرد شـبکه، مقـدار آن‌هـا بـا اسـتفاده از الگوریتم بهینـه‌سـازی حرکـت تجمعـی ذرات آمـوزش داده‌شـده و بهینـه مـی‌شـود. ذرات هریـک موقعیتی (یکی از راه‌حل‌های ممکن مسئله بهینه‌سازی) در فضای جسـتجو دارنـد و در ایـن فضـا در حرکت‌اند. قانون حرکتی این ذرات برای همه ثابـت اسـت و همگـی در حرکـت خـود از تجـارب قبلی خود و تجارب قبلی جمع بهره می‌برند تا زمانی که معیارهای مشخص شده به کمینه مقـدار یـا بیشینه مقدار خود برسند. هر ذره دارای پنج خاصیت است: ۱) موقعیت، ۲) مقدار تابع هدف متناظر با موقعی ،۳) سرعت، ۴) بهترین موقعیت تجربه‌شده توسط ذره تاکنون و۵) مقدار تابع هدف متناظر با بهترین موقعیت تجربه شده توسط ذره تاکنون .جهت بـه‌روزرسـانی موقعیـت و سـرعت ذرات از رابطه (۹) و(۱۰) استفاده می‌گردد:

$$v_i(t+1) = wv_i(t) + c_1r_1\left(x^{i.personal\ best} - x^j(t)\right) + c_2r_2\left(x^{global\ best} - x^i(t)\right) \quad (۹)$$

$$x^i(t+1) = x^j(t) + v^i(t+1) \quad (۱۰)$$

در رابطه (۹) ، w ضریب اینرسی، r_1 و r_2 دو بردار تصادفی بین ۰ و ۱ با توزیع یکنواخت، c_1 ضریب یادگیری شخصی و c_2 ضریب یادگیری جمعی ما بین ۰و۲ هستند.

پس از نرمال‌سازی داده‌ها به روش ماکس –مین ، ساختار شبکه عصبی به روش آزمون و خطا تعیین می گردد .در این مطالعه ساختار شبکه مدل بنیش و مدل پیشنهادی در روش MLP-ICA به ترتیب ۱-۱-۱۲-۸ [۱] و ۱-۱-۱۸-۱۰ [۲] و در روش MLP-PSO به ترتیب ۱-۱-۱۷-۸ [۳] و ۱-۱-۲۱-۱۰ [۴] تعیین گردید. در این مطالعه ۷۰ درصد از داده‌ها به‌عنوان داده‌های آموزشی و ۱۵درصد به‌عنوان داده‌های اعتبارسنجی و مابقی آن به‌عنوان داده‌های تست لحاظ گردیده است. پارامترهای شبکه عصبی مصنوعی مدل‌های پژوهش در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲- پارامترهای شبکه عصبی مصنوعی

پارامتر	مدل بنیش	مدل پیشنهادی
تعداد متغیرهای ورودی	۸	۱۰
تعداد متغیرهای خروجی	۱	۱
تعداد لایه‌های شبکه	۱۲ – ۱۷	۱۸ – ۲۱
تعداد گره‌های شبکه عصبی	۱۲۱ – ۱۷۱	۲۱۷ – ۲۰۵
حد پائین وزن شبکه عصبی	-۱/۵	-۱/۵
حد بالا وزن شبکه عصبی	۱/۵	۱/۵
حداکثر تعداد اجرا	۱	۱
نسبت داده‌های آموزش	٪ ۷۰	٪ ۷۰
نسبت داده‌های اعتبارسنجی	٪ ۱۵	٪ ۱۵
نسبت داده‌های تست	٪ ۱۵	٪ ۱۵
حد پائین متغیرهای تصمیم	-۱۰	-۱۰
حد بالا متغیرهای تصمیم	۱۰	۱۰

۱. ۸ متغیر مستقل ورودی مدل بنیش، ۱۲ نورون در لایه پنهان و ۱ متغیروابسته خروجی (دستکاری سود)

۲. ۱۰ متغیر مستقل ورودی مدل پیشنهادی، ۱۸ نورون در لایه پنهان و ۱ متغیروابسته خروجی (دستکاری سود)

۳. ۸ متغیر مستقل ورودی مدل بنیش، ۱۷نورون در لایه پنهان و ۱ متغیر وابسته خروجی (دستکاری سود)

۴. ۱۰ متغیر مستقل ورودی مدل پیشنهادی، ۲۱ نورون لایه پنهان و ۱ متغیر وابسته خروجی (دستکاری سود)

پس از تعیین پارامترهای شبکه عصبی پرسپترون چندلایه، پارامترهـای اصـلی الگـوریتم رقابـت استعماری و حرکت تجمعی ذرات مطابق جدول ۳ تنظیم گردید.

جدول ۳- پارامترهای اصلی الگوریتم رقابت استعماری و حرکت تجمعی ذرات

پارامترهای الگوریتم رقابت استعماری		پارامترهای الگوریتم حرکت تجمعی ذرات	
تعداد تکرار(نسل)	۱۰۰۰۰	تعداد تکرار (نسل)	۳۰۰
تعداد کشورهای اولیه (جمعیت اولیه)	۵۰	تعداد ذرات اولیه (جمعیت اولیه)	۵۰
تعداد امپراتوری‌ها	۱۰	ضریب اینرسی	۰/۵۱۰۹
تعداد مستعمره‌ها	۴۰	ضریب اینرسی در هر تکرار	۱
فشار انتخاب	۱	فاکتور یادگیری (شتاب) فردی	۱/۰۴۷۳
نرخ همسان‌سازی	۱/۵	فاکتور یادگیری (شتاب) جمعی	۱/۰۴۷۳
احتمال انقلاب	۰/۰۵		
نرخ انقلاب	۰/۱		
ضریب میانگین هزینه مستعمره	۰/۲		

۴. تجزیه‌وتحلیل داده‌ها

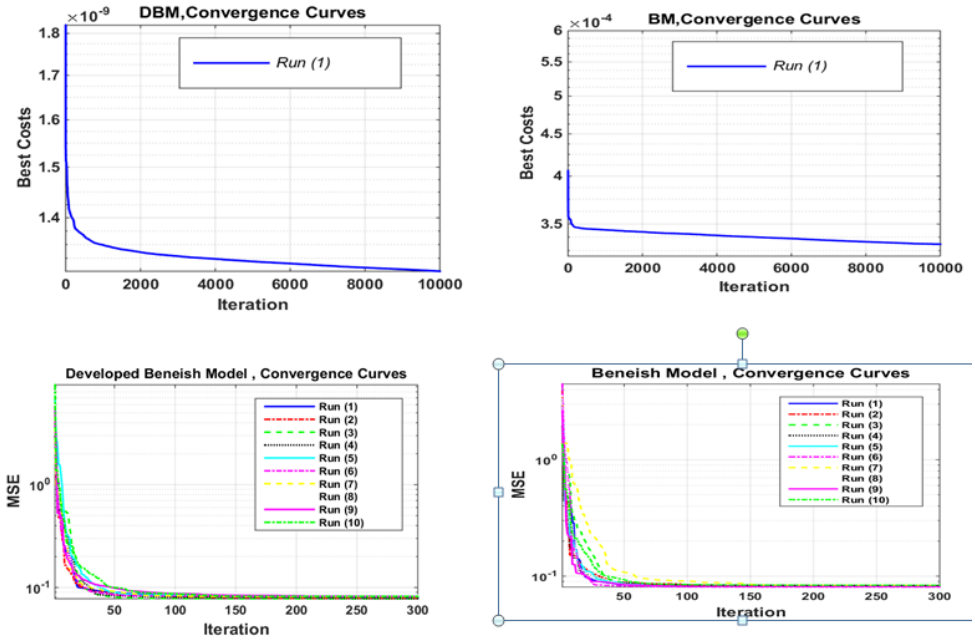
پس از بررسی و مطالعه کامل گزارش‌های حسابرسی شرکت‌هـای نمونـه از ۱۸۴۰ داده سال _ شرکت ۹۰۰ داده سال –شرکت در سطح پایین دسـتکاری‌کننـده سـود و ۹۴۰ داده سال –شرکت در سطح بالای دستکاری‌کننده سود قرار گرفتنـد. در جـدول۴ آمـاره‌هـای توصیفی به تفکیک سطوح دستکاری سود ارائه شده است. به باور بنیش (۱۹۹۹) بـزرگ بودن هر یک از شاخص‌ها، بیان‌کننده احتمال افزایش دسـتکاری سـود اسـت.با توجـه بـه جدول ۴می‌توان دریافت میانگین شاخص‌های روزهای فروش نسیه، حاشیه سود ناخالص، کیفیت دارائی، رشد فروش، مجموع اقلام تعهـدی در سـطح بـالا نسـبت بـه سـطح پـایین دستکاری سود، بیشتر است و برخلاف باور بنیش (۱۹۹۹) سایر شـاخص‌هـای مـدل بنـیش در سطح بالا نسبت به سطح پایین دستکاری سـود،کمتر اسـت. همچنـین بـا توسـعه مـدل، شاخص هرفیندال در سطح بالای دستکاری سـود نسـبت بـه سـطح پـایین دسـتکاری سـود بیشتر و عدم تقارن اطلاعاتی، در سطح بـالا نسـبت بـه سـطح پـائین دسـتکاری سـود،کمتر است.

جدول ۴- آمار توصیفی متغیرهای مدل برحسب سطوح دستکاری سود

سطح پائین دستکاری سود					
متغیر	سال-شرکت	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
شاخص روزهای فروش نسیه	۹۰۰	۰/۰۱	۹/۴۳	۱/۲۸۵	۱/۲۲
شاخص حاشیه سود ناخالص	۹۰۰	-۵/۹۵	۸/۲۹	۱/۰۱۲	۰/۷۵
شاخص کیفیت دارائی	۹۰۰	۰/۰۱	۹/۹۱	۱/۰۷۷	۰/۸۴
شاخص رشد فروش	۹۰۰	۰/۴۶	۳/۴۲	۱/۱۴۷	۰/۲۵
شاخص هزینه استهلاک	۹۰۰	۰/۰۰	۹/۳۳	۱/۱۳۴	۰/۷۱
شاخص هزینه‌های عمومی اداری فروش	۹۰۰	۰/۰۶	۹/۶۵	۱/۱۵۸	۰/۶۵
شاخص مجموع اقلام تعهدی به دارائی‌ها	۹۰۰	-۰/۷۵	۰/۴۹	۰/۰۰۸	۰/۱۲
شاخص اهرم مالی	۹۰۰	۰/۳۴	۳/۸۳	۱/۰۱۸	۰/۲۴
شاخص هرفیندال	۹۰۰	۰۱e+۱/۳	۰۴e+۱/۳	۰۲e+۹/۰	۰۳e+۱/۲
شاخص عدم تقارن اطلاعاتی	۹۰۰	۰/۰۰	۰/۶۴	۰/۰۲۵	۰/۰۳
سطح بالای دستکاری سود					
متغیر	سال-شرکت	کمینه	بیشینه	میانگین	انحراف معیار
شاخص روزهای فروش نسیه	۹۴۰	۰/۰۰	۹/۹۹	۱/۳۳۲	۱/۲۲
شاخص حاشیه سود ناخالص	۹۴۰	-۶/۳۶	۸/۶۴	۱/۰۱۳	۰/۸۵
شاخص کیفیت دارائی	۹۴۰	۰/۰۰	۸/۶۶	۱/۰۹۶	۰/۷۸
شاخص رشد فروش	۹۴۰	۰/۵۱	۴/۲۵	۱/۱۷۸	۰/۲۶
شاخص هزینه استهلاک	۹۴۰	۰/۰۰	۹/۸۲	۱/۰۹۰	۰/۸۱
شاخص هزینه‌های عمومی اداری فروش	۹۴۰	۰/۰۲	۹/۶۰	۱/۱۰۷	۰/۷۲
شاخص مجموع اقلام تعهدی به دارائی‌ها	۹۴۰	-۰/۸۵	۰/۹۸	۰/۰۲۸	۰/۱۳
شاخص اهرم مالی	۹۴۰	۰/۲۷	۲/۹۹	۱/۰۱۳	۰/۲۳
شاخص هرفیندال	۹۴۰	۰۰e+۹/۹	۰۳e+۹/۹	۰۳e+۱/۳	۰۳e+۱/۵
شاخص عدم تقارن اطلاعاتی	۹۴۰	۰/۰۰	۰/۱۱	۰/۰۲۳	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

نگاره ۱ فرایند آموزش شبکه‌های عصبی با الگوریتم رقابت استعماری و حرکت تجمعی ذرات را نشان می‌دهد. در الگوریتم رقابت استعماری در مقایسه با الگوریتم حرکت تجمعی ذرات همگرایی با تعداد تکرار بیشتر و زمان طولانی‌تری محقق گردید. الگوریتم رقابت استعماری یک بار با ۱۰۰۰۰ تکرار و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات ۱۰ باربا ۳۰۰ تکرار اجرا گردید. شکل ۵ حاکی از کاهش خطا با هر دو روش در مدل پیشنهادی به میزان بیشتر می‌باشد. همچنین میزان کاهش خطا در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم رقابت استعماری در مقایسه با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات بیشتر است.



نگاره ۱- همگرایی MSE مدل بنیش (راست) و مدل پیشنهادی (چپ)

منبع: یافته‌های پژوهش

همان‌طوری که در جدول ۵ قابل مشاهده است با توسعه مدل بنیش در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم رقابت استعماری خطای آموزش از ۳/۳e-۴ به ۱/۳۰ e-۹ و در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات از ۰/۰۸۰۷ به ۰/۰۷۷۷ کاهش یافته است.

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون مدل‌ها

روش	مدل پژوهش	خطای آموزش	خطای اعتبارسنجی	خطای تست
MLP-ICA	مدل بنیش	۴e -۳/۳	۴e-۳/۲۲	۴e-۳/۴
	مدل پیشنهادی	۹e -۱/۳۰	۹e-۱/۲	۹e-۳۲/۱
MLP-PSO	مدل بنیش	۰/۰۸۱۶	۰/۰۷۴۳	۰/۰۸۲۵
	مدل پیشنهادی	۰/۰۷۸۸	۰/۰۷۰۴	۰/۰۷۹۸

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول۶ نتایج نهایی آزمون تحلیل راک را در هر دو روش نشان می‌دهد. میزان AUC یا سطح زیرمنحنی مدل بنیش و پیشنهادی در روش MLP-ICA، به ترتیب ۰/۶۰۰۱، ۰/۶۸۱۰ و در

روش ترکیبی MLP-PSO، به ترتیب ۰/۵۵۳۸ و ۰/۶۳۳۵ برآورد گردید. سطح زیرمنحنی راک در مدل بنیش در محدوده ۰/۶ – ۰/۵ واقع گردیده و توانایی مدل بنیش در کشف دستکاری سود رد می‌گردد. این سطح در مدل پیشنهادی به ۰/۷ – ۰/۶ افزایش یافته و از محدوده رد آزمون به محدوده ضعیف بهبود یافته است، ولی همچنان نتیجه آزمون ضعیف می‌باشد و قدرت تفکیک دو گروه شرکت‌های دستکاری‌کننده سود و غیر-دستکاری‌کننده سود را به‌صورت کامل ندارد. یافته‌ها نشان می‌دهد که AUC در هر دو مدل با روش MLP-ICA بیشتر از روش MLP-PSO است و دلالت بر بهبود پیش‌بینی دستکاری سود دارد.

جدول۶- تحلیل منحنی راک

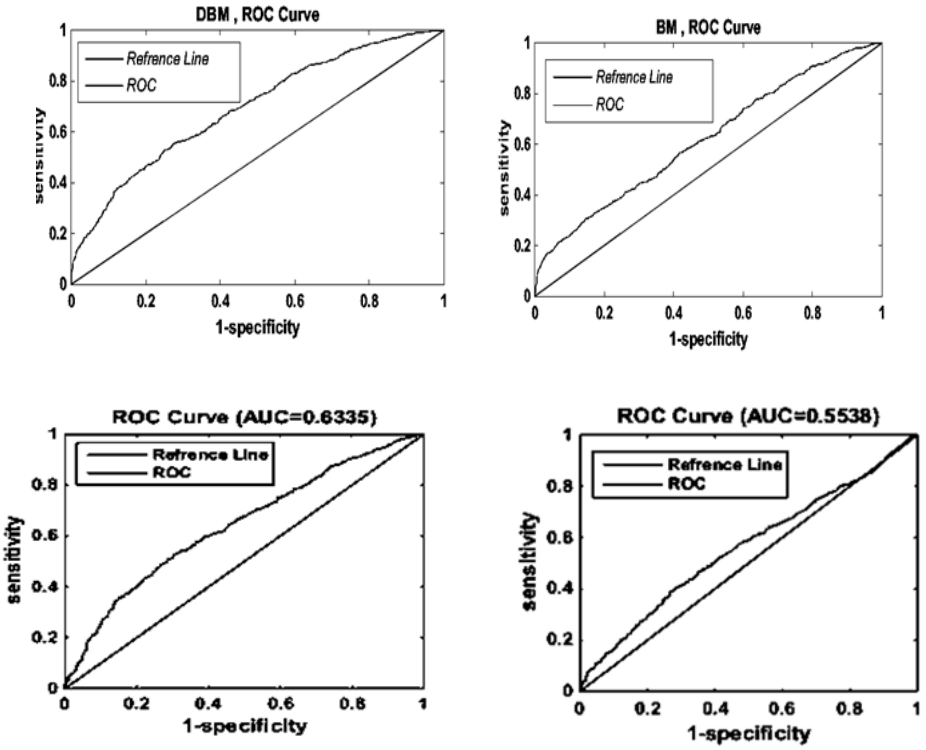
روش	مدل	AUC	انحراف معیار	فاصله اطمینان	AUC استاندارد	p-value
MLP-ICA	مدل بنیش	۰/۶۰۰۱	۰/۰۱۳۱	۰/۵۷۴ –۰/۶۲۶	۷/۶۳	*۱۴e-۱/۲
	مدل پیشنهادی	۰/۶۸۱۰	۰/۰۱۲۳	۰/۶۵۷ –۰/۷۰۵	۱۴/۶۷۹	۰ **
MLP-PSO	مدل بنیش	۰/۵۵۳۸	۰/۰۱۳۴	۰/۵۲۸ –۰/۵۸۰	۴/۰۲۸۷	*۵e-۲/۸
	مدل پیشنهادی	۰/۶۳۳۵	۰/۰۱۲۹	۰/۶۵۹ –۰/۶۰۸	۱۰/۰۰۹	۰ **

*نتیجه تحلیل راک : 'Fail test' **نتیجه تحلیل راک : 'Poor test'

منبع: یافته‌های پژوهش

با توجه به نتایج جدول ۶ و نگاره ۲ می‌توان دریافت که AUC با توسعه مدل افزایش یافته است. همچنین میزان این سطح در الگوریتم رقابت استعماری در مقایسه با الگوریتم حرکت تجمعی ذرات در هر دو مدل بیشتر است.

معیارهای اعتبارسنجی مدل در جدول ۷ نشان می‌دهد بهترین صحت پیش‌بینی مدل بنیش و پیشنهادی در روش MLP-ICA، به ترتیب ۵۷/۵۵، ۶۳/۸۶ درصد و در روش MLP-PSO به ترتیب ۵۵/۷۱ و ۵۹/۸۴ درصد است. در روش MLP-ICA میزان صحت مدل پیشنهادی در مقایسه با مدل بنیش از ۵۷/۵۵ به ۶۳/۸۶ درصد و در روش MLP-PSO از ۵۵/۷۱ به ۵۹/۸۴ درصد افزایش مشهود است. همچنین نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد که میزان صحت مدل‌های پژوهش به MLP-ICA در مقایسه با روش MLP-PSO بهبود یافته است.



نگاره ۲- تحلیل راک به تفکیک مدل و روش پژوهش. (نمودار بالا MLP-ICA، نمودار پائین MLP-PSO)

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول ۷- معیارهای اعتبارسنجی مدل‌های پژوهش

روش	مدل	بهترین صحت	بهترین حساسیت	بهترین ویژگی
MLP-ICA	مدل بنیش	۵۷/۵۵	۷۷/۷۷	۳۶/۴۴
	مدل پیشنهادی	۶۳/۸۶	۵۵/۵۳	۷۲/۵۶
MLP-PSO	مدل بنیش	۵۵/۷۱	۳۹/۰۴	۷۳/۱۱
	مدل پیشنهادی	۵۹/۸۴	۴۱/۳۸	۷۹/۱۱

منبع: یافته‌های پژوهش

به‌منظور قضاوت در مورد اینکه آیا نتایج مدل‌های پژوهش با روش MLP-ICA و نیز روش MLP-PSO تفاوت معنی‌داری دارد یا خیر، روش معنی‌داری آماری آزمون آماری ناپارامتریک ویلکاکسون در سطح معنی‌داری ۵ درصد انجام شد.

جدول ۸- نتایج حاصل از آماره آزمون ویلکاکسون من ویتنی

اجرا	تقریب توزیع	z-value	p-value یک‌طرفه	p-valueدوطرفه	نتیجه آزمون
MLP-ICA	نرمال	۵۴/۱۰۵	۰	۰	رد فرضیه صفر
MLP-PSO	نرمال	۱۴/۹۱	۰	۰	رد فرضیه صفر

منبع: یافته‌های پژوهش

نتایج حاصل از آزمون ویلکاکسون در جدول ۸ گزارش شده است . آماره نرمال آزمون ویلکاکسون در هر دو روش بیشتر از مقدار بحرانی ۱/۶۴ و سطح معنی‌داری کمتر از ۰/۰۵ می‌باشد. همچنین میانگین رتبه قبل از توسعه مدل ۵۴۸/۵ و پس از توسعه مدل ۵۵۴۹/۷ برآورد گردید، بنابراین فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود تفاوت معنی‌داری بین مدل‌های پژوهش رد شده و فرضیه پژوهشی تأیید می‌گردد.

بحث و نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش با دو روش ترکیب شبکه عصبی و الگوریتم‌های رقابت استعماری و حرکت تجمعی ذرات، توانایی پیش‌بینی کنندگی شرکت‌های دستکاری‌کننده سود بررسی و مقایسه‌ای میان میزان دقت مدل‌های پژوهش انجام گرفت. سطح زیرمنحنی مدل بنیش در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم رقابت استعماری ۰/۶۰۰۱ و در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات ۰/۵۵۳۸ برآورد گردید. سطح زیرمنحنی راک در مدل بنیش در محدوده ۰/۶– ۰/۵ واقع گردیده و نتیجه آزمون مدل بنیش در کشف و شناسایی شرکت‌های دستکاری‌کننده سود رد شده است. بنابراین می‌توان دریافت که تفکیک دو گروه شرکت‌های دستکاری‌کننده و غیردستکاری‌کننده سود تفاوت معنی‌داری با تفکیک شانسی ندارد و می‌توان بیان نمود که مدل بنیش در بازار بورس اوراق بهادار تهران یک مدل کاملاً تصادفی بوده و نمی‌توان از آن برای شناسایی شرکت‌های دستکاری‌کننده سود بهره برد. همچنین بهترین صحت پیش‌بینی مدل بنیش با دو روش ترکیبی شبکه عصبی با الگوریتم رقابت استعماری و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات، به ترتیب ۵۷/۵۵ درصد و ۵۵/۷۱ درصد برآورد گردیده است. یافته‌ها

نشان می‌دهد که خطای مدل اولیهٔ بنیش نسبتاً زیاد است. با وارد کردن متغیرهای محیطی رقابت در بازار محصول و عدم تقارن اطلاعاتی و توسعه مدل بنیش، سطح زیرمنحنی مدل پیشنهادی پژوهش در روش ترکیبی شبکه عصبی با الگوریتم رقابت استعماری ۰/۶۸۱۰ در فاصله اطمینان۰/۷۰۵- ۰/۶۵۷ و در روش ترکیبی شبکه عصبی با الگوریتم حرکت تجمعی ذرات ۰/۶۳۳۵ در فاصله اطمینان ۰/۶۰۸- ۰/۶۵۹برآورد گردید. این سطح در مدل پیشنهادی افزایش یافته است و در محدوده ضعیف ۰/۷- ۰/۶ قرارگرفته است. بنابراین نتیجه آزمون مدل پیشنهادی در کشف و شناسایی شرکت‌های دستکاری‌کننده سود از محدوده رد آزمون گذر کرده و تا محدوده ضعیف بهبود یافته است، ولی همچنان نتیجه آزمون ضعیف می‌باشد و می‌توان بیان نمود که مدل پیشنهادی نیز یک مدل تقریباً تصادفی است. همچنین بهترین صحت پیش‌بینی مدل پیشنهادی پژوهش با دو روش ترکیبی شبکه عصبی با الگوریتم رقابت استعماری و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات، به ترتیب ۶۳/۸۶ درصد و ۵۹/۸۴ درصد برآورد گردید.

همچنین مقایسه دو روش ترکیبی شبکه با الگوریتم رقابت استعماری و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات نشان می‌دهد که سطح زیرمنحنی راک در هر دو مدل، هم با روش ترکیبی شبکه عصبی با الگوریتم رقابت استعماری و هم با الگوریتم حرکت تجمعی ذرات افزایش یافته است. در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم رقابت استعماری بهبود میزان صحت مدل پیشنهادی در مقایسه با مدل بنیش از۵۷/۵۵ درصد به ۶۳/۸۶ درصد و در روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات از ۵۵/۷۱ درصد به۵۹/۸۴ درصد مشهود است. افزایش صحت پیش‌بینی مدل پیشنهادی،اثر-گذاربودن ورود متغیرهای محیطی به مدل بنیش را نشان می‌دهد، چراکه این موضوع کاهش نه‌چندان قابل‌توجهی را در خطای پیش‌بینی مدل با دو روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات و روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت رقابت استعماری به ترتیب، از ۴۴/۲۹ درصد به ۴۰/۵۲ درصد یا به عبارتی ۳/۷۷ درصد و از۴۲/۴۵ درصد به ۳۶/۳۲ درصد یا به عبارتی ۶/۱۳ درصد ایجاد کرده و قدرت پیش‌بینی کنندگی مدل بنیش را تا حدی بهبود بخشیده است.

با اینکه میزان کاهش خطای پیش‌بینی دستکاری سود با روش ترکیبی شبکه عصبی و

الگوریتم رقابت استعماری بیشتر از کاهش خطای پیش‌بینی دستکاری سود با روش ترکیبی شبکه عصبی و الگوریتم حرکت تجمعی ذرات است، ولی می‌توان دریافت که با تکیه صرف براین متغیرها نمی‌توان به‌راحتی شرکت‌های دستکاری‌کننده و غیردستکاری-کننده سود را شناسایی نمود. با توجه به اینکه مدل پیشنهادی با متغیرهای رقابت در بازار محصول و عدم تقارن اطلاعاتی باعث بهبود نه‌چندان معنی‌داری دقت پیش‌بینی مدل بنیش شده است می‌توان دریافت بین این متغیرها و متغیر دستکاری سود رابطه نه‌چندان معنی-داری وجود داشته که باعث بهبود دقت پیش‌بینی مدل بنیش شده است. در این راستا نتایج این پژوهش با یافته‌های (Rostami et al, 2015)، (Rotemberg et al, 1990)، (Laksmana et al, 2014) ، (Li etal, 2017) و(Heidarzadeh Hanzaei et al, 2019) مطابقت دارد. در اینکه مدل اولیه بنیش قدرت خوبی برای شناسایی سطوح دستکاری سود ندارد و دقت پائینی در پیش‌بینی دارد و روش‌های غیرخطی بر روش‌های خطی برتری دارند، می‌توان چنین اظهار نمود که نتایج این پژوهش با این یافته از مطالعه (et al, Kordestani 2014)، (Salehi et al, 2018)، (Pourali et al, 2020) و (Ghaderi et al, 2020) نیز هم‌راستا است. ولی در مورد اینکه مدل‌های تعدیل‌شده و توسعه‌یافته بنیش در مطالعات (kordestani et al, 2014)، (Sheri Anagiz et al, 2017)، (Pourali et al, 2020)، (Ghaderi et al, 2020) و(Tarjoa, 2015) قادر به شناسایی شرکت‌های دستکاری کننده و غیردستکاری‌کننده سود می‌باشند با یافته‌های این پژوهش در تناقض است.

برای استفاده‌کنندگان پیشنهاد می‌شود در کنار توجه به متغیرهای حسابداری و اقلام صورت‌های مالی در جهت کشف دستکاری سود به متغیرهای غیرحسابداری، انگیزشی، محیطی و... نیز توجه کافی داشته باشند. توجه و مطالعه سایر متغیرهای اثرگذار بر محیط اطلاعاتی (دفعات گردش سهام، معیار عدم نقد شوندگی، اندازه شرکت، فرصت‌های رشد شرکت، نوسان‌پذیری بازده سهام، مالکیت نهادی، تعداد سهامداران، عمر شرکت و...) در جهت توسعه مدل بنیش لازم و ضروری به نظر می‌رسد. به علاقه‌مندان همچنین پیشنهاد می‌شود با بهره‌مندی از سایر الگوریتم‌های فراابتکاری و مقایسه نتایج آن با الگوریتم‌های حرکت تجمعی ذرات و رقابت استعماری در جهت کاهش خطای پیش‌بینی

به مطالعه مدل‌سازی دستکاری سود بپردازند. عدم تهیه لیست شرکت‌های دستکاری کننده سود توسط موسسه یا ارگان خاصی در ایران از محدودیت‌های تحقیق تلقی می‌شود همچنین با توجه به شرایط حاکم بر محیط اقتصادی و گزارشگری ایران بندهای شرط حاوی دستکاری سود که به دلایل مختلف ازجمله رسیدگی نمونه‌ای در گزارش حسابرسی ممکن است افشاء نشود از دیگر محدودیت‌های تحقیق قلمداد می‌شود.

References

[1] 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).

[2] Atashpaz-Gargari, E. (2008). Development of social optimization algorithm and Its efficiency. M.Sc. Thesis, Faculty of Electrical and Computer Engineering, University of Tehran (in Persian).

[3] Aymen, A., & Aymen, H. (2017). Examining the relationship between Earning management and market liquidity. *Research in International Business and Finance*, *42*, 1164-1172.

[4] Bahri Sales, J., Pak Maram, A., & Qaderi, G. (2018). Explanation of the relationship between product market competition and corporate earnings management (Evidence from discretionary Accruals items). *Quarterly journal of Management Accounting*, 11 (*38*), 15-26 (in Persian).

[5] Barzegar, G., Taleb Tabar Ahangar, M., & Esabat Tabari, E. (2014). Investigating of the relationship between product market competition and earnings management (Case Study: Companies Listed in Tehran Stock Exchange). *Quarterly Journal of Financial Accounting Research*, 6 (*4*), 88-73 (in Persian).

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

[7] Cormier, D., Sylvain, H., & Marie, L. (2013). The incidence of earnings management on information asymmetry in a certain environment: Some Canadian evidence. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 22, 26– 38

[8] Dhaliwal, D., Huang, S., Khurana, I. K., & Pereira, R. (2014). Product market competition and accounting conservatism. *Review of Accounting Studies*, 19, 1309-1345.

[9] Ghaderi, E., Amini, P., Mohammadi Mlqrny, A. (2020). Application of artificial neural network hybrid models with metaheuristic algorithms (PSO, ICA) in earnings management forecast. *Empirical Research in Accounting*, 10(2), 213-248 (in Persian).

[10] Heidarzadeh Hanzaei, A., & Barati, L. (2019). Information environment and earnings management in companies to dual holdings. *Journal of Investment Knowledge*, 8(29), 315-332. (in Persian)

[11] Kordestani, G., & Tatli, R. (2014). Identification the efficient and opportunistic earnings management approaches in the earnings quality levels. *Accounting and Auditing Review*, 21(3), 293–312 (in Persian).

[12] Laksmana, I., & Yang, Y. W. (2014). Product market competition and earnings management: evidence from discretionary accruals and real activity manipulation. *Advances in Accounting*, 30(*2*), 263-275.

[13] Li, T., & Zaiats, N. (2017). Information environment and earnings management of dual class firms around the world. *Journal of Banking & Finance*, 74, 1-23.

[14] Mashayekhi, B., Beyrami, H., Beyrami, H., & Akhlaqi, S. (2012). Discovering profit management using neural networks. *Financial Engineering and Securities Management*, 3 (11), 63-79 (in Persian).

[15] Moradi, M. (2015). Designing earnings quality model in tehran stock exchange (TSE) with emphasizing on the role of accruals. *Journal of Accounting and Auditing Research*, 25, 76-99. (in Persian).

[16] Noravesh, I., Sepasi, S., & Nikbakht, M. R. (2005). Study of earnings management in listed companies in the stock Tehran. *Shiraz University Journal of Humanities and Social Sciences*, 22 (2), 165-177 (in Persian).

[17] Pourali, M.R., & Koucheki 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, Chalous (in Persian)

[18] Ramírez Orellana, A., Martínez Romero, M. J., & Mariño Garrido, T. (2017). Measuring fraud and earnings management by a case of study: evidence from an international family business. *European Journal of Family Business*, 7, 41-53.

[19] Rostami, W., Ghorbani, B., & Tadrisi, M. (2015). *The impact of product market competition on real profit management of companies listed in tehran stock exchange (TSE).* First International Conference on Management and Accounting with Value Creation Approach, Islamic Azad University of Fars, Shiraz (in Persian).

[20] Rotemberg, J., & Scharfstein, D. (1990). Shareholder value maximization and produc market competition. *Review of Financial Studies*, 3(*3*), 367–391.

[21] Salehi, M., & Farokhi Pile Rood, L. (2018). Predicting of earnings management using neural network and decision tree. *Quarterly Journal of Financial Accounting and Auditing Research*, 10 (37), 1-24 (In Persian).

[22] Salehi, M., & Garshasbi, F. (2019). Tehran stock exchange index forecasting using approach adaptive neural-fuzzy inference system and imperialist

competitive algorithm. *IT Management Studies*, 8(29), 5-34 (in Persian).
[23] Setayesh, M., Mohammadian, M., & Mehtari, Z. (2015). Extended abstract investigation of interactive effect accounting information quality and information asymmetry on inefficient investment tehran stock exchange (TSE). *Journal of accounting advances*, 7(1), 73-102 (in Persian).
[24] Sheikh, M. J., Najjari, M., Roozbakhsh, N., & Anvari Glojeh, A. (2013). *Predicting earnings management using artificial neural networks A case study on the Iranian Stock Exchange*. The first international conference on political epic (with an approach to Middle East developments) and economic epic (with an approach to management and accounting), Roodehen (in Persian).
[25] Sheri Anagiz, S., Rahimiyan, N., Salehi Sedghiyani, J., & Khorasani, A. (2017). Investigating and adjusting the accuracy of the results of beneish and modified beneish models based on iran's economic environment in discovering and disclosure of fraudulent financial reporting. *Quarterly Journal of Financial Management Outlook*, 7 (*18*), 105-123 (in Persian).
[26] Tarjoa, N. H. (2015). Application of beneish m-score models and data mining to detect financial fraud. *Social and Behavioral Sciences*, 211, 924 – 930.

تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران *

دکتر محسن پورعبادالهان کویچ [۱]
دانشیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز
دکتر الهام نوبهار [۳]
استادیار گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز
پریسا رحیمی [۴]
دانشجوی دکتری گروه توسعه اقتصادی و برنامه‌ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳

چکیده

مطالبات غیر جاری بانک‌ها تحت تأثیر عوامل مختلفی هستند که ازجمله آن‌ها می‌توان به ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی اشاره نمود. از یک‌سو، غالباً مشتریان پر ریسک حاضر به دریافت وام با نرخ‌های بهره بالاتر هستند و بانک‌ها به دلیل عدم وجود اطلاعات کافی در خصوص میزان ریسک‌پذیری مشتریان، ممکن است به‌منظور کسب درآمد بهره‌ای بالاتر، با اعطای وام به مشتریان پر ریسک، دچار ریسک کژگزینی گردند که این امر افزایش مطالبات غیر جاری را در پی خواهد داشت. از سوی دیگر، مدیران بانکی با

---

*- مقاله پژوهشی

2- Mohsen_p54@hotmail.com
3- Enobahar@gmail.com
4- Rahimi.p85@gmail.com
DOI: 10.22067/mfe.2021.16452.0

حصول اطمینان از امکان انتقال ریسک فعالیت خود به سپرده‌گذاران یا سهامداران بانک، معمولاً دچار ریسک کژمنشی شده و اقدام به اعطای وام، بدون دقت لازم در انتخاب مشتریان می‌کنند و بدین ترتیب، احتمال اعطای وام به مشتریان پر ریسک افزایش یافته و در پی آن، مطالبات غیر جاری افزایش می‌یابد. مطالعه حاضر به بررسی تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷ می‌پردازد. به‌منظور نمایش ریسک کژگزینی از شاخص نسبت درآمد بهره‌ای به کل وام‌های اعطا شده و برای نشان دادن ریسک کژمنشی بین مدیران بانک با سپرده‌گذاران و سهامداران به ترتیب از شاخص‌های نسبت نقدینگی و کفایت سرمایه بانک‌ها استفاده می‌شود. تخمین مدل با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی نشان می‌دهد که افزایش درآمد بهره‌ای و کاهش نسبت کفایت سرمایه، تأثیر مثبت بر مطالبات غیر جاری بانک‌های موردمطالعه دارد. لذا می‌توان نتیجه گرفت که ریسک کژگزینی و ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سهامداران بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران مؤثر می‌باشند، این در حالی است که شواهدی مبنی بر تأثیر ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سپرده‌گذاران بر مطالبات غیر جاری مشاهده نمی‌شود.

کلیدواژه‌ها: ریسک کژگزینی، ریسک کژمنشی، مطالبات غیر جاری، سیستم بانکی، روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی، ایران.
طبقه‌بندی JEL: G21, C23, H81, E44

۱- مقدمه

ایفای نقش مثبت بانک‌ها در توسعه اقتصادی کشور مستلزم سلامت سیستم بانکی است. یکی از مهم‌ترین معیارهای سنجش سلامت سیستم بانکی، نسبت مطالبات غیر جاری به کل مطالبات است که بالا بودن آن می‌تواند باعث ایجاد اخلال در نقش واسطه‌گری بانک‌ها گردد. از عمده‌ترین چالش‌های بانک‌ها در اجرای صحیح نقش واسطه‌گری، می‌توان به عدم تقارن اطلاعات اشاره کرد. بانک‌ها در زمان اعطای تسهیلات، بر اطلاعاتی همچون توانایی مالی مشتری و کفایت ضمانت‌های وی تکیه می‌کنند که معمولاً دست‌یابی به آن‌ها آسان است، اما کسب اطلاعاتی در خصوص صداقت مشتری، امانت‌داری و انگیزه‌های واقعی او، که دارای تأثیر زیادی در بازپرداخت تسهیلات هستند، غالباً برای بانک‌ها دشوار است (Toghyani, et al., 2015). از همین روی، بانک‌ها در عقد قرارداد اعطای تسهیلات، ناگزیر از رویارویی با ریسک‌هایی هستند که خاستگاه آن‌ها، نبود تقارن اطلاعاتی است.

در شرایط اطلاعات نامتقارن، بانک معمولاً اطلاعات کمتری نسبت به فرد وام‌گیرنده دارد و ممکن است در اعطای وام، دچار ریسک انتخاب نادرست شده و به فردی با ریسک‌پذیری بالا وام دهد. از چنین وضعیتی در اقتصاد تحت عنوان ریسک کژگزینی یا انتخاب نامساعد[1] یاد می‌شود. در ریسک کژگزینی، بانک‌ها فاقد امکانات دسترسی سریع و دقیق به اطلاعاتی درست و قابل‌اتکا، درباره ویژگی‌های اعتباری، توانایی‌ها و میزان ریسک‌پذیری متقاضیان تسهیلات و نیز ویژگی‌هایی همچون ریسک و بازدهی طرح‌های آن‌ها می‌باشند تا بتوانند با توجه به آن‌ها، شناخت درستی از متقاضیان و طرح‌های آنان پیدا نمایند و تصمیم درستی در خصوص اعطای تسهیلات اتخاذ کنند. ریسک دومی که احتمال بروز آن در اعطای تسهیلات وجود دارد، ریسک کژمنشی یا مخاطرات اخلاقی[2] نام دارد. معمولاً فرض می‌شود که مدیران بانک‌ها در زمان اعطای تسهیلات، حداکثر تلاش خود را در انتخاب مشتریان مطمئن انجام می‌دهند، اما گاهی اوقات، مدیران بنا به دلایل مختلف، دقت کافی را در انتخاب مشتریان انجام نداده و وام‌ها را در اختیار مشتریان پر ریسک قرار می‌دهند که این امر نیز به‌نوبه خود موجب افزایش مطالبات غیر جاری می‌شود. علت این مسئله را بایستی در اطمینان مدیران از امکان انتقال ریسک به سپرده‌گذاران یا سهام‌داران بانک جستجو کرد.

وجود نسبت بالای مطالبات غیر جاری، نه‌تنها در سطح بانکی احتمال ورشکستگی بانک را افزایش می‌دهد، بلکه در سطح کلان نیز می‌تواند باعث به هم خوردن کل سیستم مالی و درنهایت کاهش رشد اقتصادی شود. بالا بودن نسبت مطالبات غیر جاری مهم‌ترین مسئله‌ای است که بانک‌های کشور در شرایط حاضر با آن مواجه هستند. مطابق گزارش بانک مرکزی، نسبت مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران در پایان سال ۱۳۹۶ برابر ۱۰/۳ درصد بوده است، این در حالی است که نسبت مذکور در نظام بانکی بین‌الملل بین ۲ تا ۵ درصد می‌باشد. بالا بودن نسبت مطالبات غیر جاری در کشور، نشان از وجود مشکل در تخصیص بهینه منابع و یا به‌عبارت‌دیگر، تخصیص منابع پولی به اهداف غیر سودآور و غیر ارزش‌آفرین است. با عنایت به این‌که مطالبات غیر جاری می‌تواند موجبات بحران مالی در کل اقتصاد را فراهم آورده و مشکلات عدیده‌ای را

1- Adverse Selection
2- Moral Hazard

برای رشد اقتصادی کشور رقم زند، لذا لازم است که دلایل افزایش مطالبات غیر جاری مورد کنکاش قرار گیرد و ازآنجایی‌که ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی می‌توانند ازجمله دلایل افزایش مطالبات غیر جاری باشند، لذا مطالعه حاضر به بررسی تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷ می‌پردازد.

سازماندهی این مطالعه بدین ترتیب است که بعد از مقدمه حاضر، در بخش دوم به مروری بر ادبیات تحقیق که شامل مبانی نظری و پیشینه تجربی است، پرداخته می‌شود. در بخش سوم، روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها می‌پردازد و درنهایت، بخش پنجم به نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی اختصاص دارد.

۲- مروری بر ادبیات تحقیق

۲-۱- مبانی نظری

ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی ازجمله شایع‌ترین ریسک‌هایی هستند که در بانک‌ها به‌صورت‌های مختلف اتفاق می‌افتند. در ذیل به توضیح اجمالی این ریسک‌ها پرداخته می‌شود.

۲-۱-۱- ریسک کژگزینی در بانک‌ها

ریسک کژگزینی در بانک‌ها می‌تواند در دو نوع مختلف مطرح گردد. نوع اول این ریسک در رابطه بین بانک و سرمایه‌گذاران اتفاق می‌افتد. در این حالت، بانک‌ها اعتبار وثیقه‌های دریافت شده بابت تسهیلات اعطا شده را در بازار ثانویه به فروش می‌رسانند و سرمایه‌گذاران اقدام به خرید آن‌ها می‌نمایند. بانک‌ها به‌عنوان طرف آگاه، اطلاعات بیشتری در مورد کیفیت دارایی‌های خود در اختیار دارند، این در حالی است که سرمایه‌گذاران به‌عنوان طرف نامطلع، اطلاعاتی در مورد کیفیت دارایی‌های مزبور ندارند و ممکن است در انتخاب دارایی‌ها، دچار ریسک کژگزینی شده و دارایی‌های کم‌کیفیت[1] را انتخاب نمایند (Duran & Vivas, 2013).

نوع دوم و مهم‌تر ریسک کژگزینی که در بانک‌ها به‌وفور یافت می‌شود، در رابطه بین وام‌گیرندگان و بانک رخ می‌دهد. این نوع ریسک کژگزینی با توجه به رسالت بانک‌ها در

1- Lemon

جمع‌آوری منابع سرگردان از جامعه و مصرف آن به شکل اعطای تسهیلات اتفاق می‌افتد، بدین ترتیب که بانک به دلیل نداشتن اطلاعات کامل، به هنگام قرارداد مبادلات وام، دچار انتخاب نامناسب وام‌گیرندگان می‌شود. بانک‌ها با وام‌گیرندگانی با درجات متفاوت ریسک مواجه هستند و هرچند شخص وام‌گیرنده از درجه ریسک‌پذیری خود آگاه است، اما بانک در مورد میزان ریسک‌پذیری وی آگاهی نداشته و حداکثر می‌تواند در مورد توزیع ریسک وام‌گیرندگان اطلاعات داشته باشد (Stiglitz & Weiss, 1981). به هنگام ارائه خدمات تسهیلات، ازآنجایی‌که بانک‌ها نمی‌توانند مشتریان با ریسک‌های متفاوت را از هم تشخیص دهند و با در نظر گرفتن این مسئله که مشتریان پر ریسک معمولاً تمایل بیشتری برای دریافت وام دارند، لذا به‌احتمال‌زیاد، بانک‌ها گرفتار انتخاب نامناسب وام‌گیرندگان خواهند شد. با عنایت به این امر که میزان وثیقه دریافتی از وام‌گیرندگان مختلف نیز یکسان می‌باشد، لذا وثیقه، روش مناسبی برای تشخیص وام‌گیرندگان خوب نخواهد بود. این عدم تقارن اطلاعاتی و انتخاب‌های نامناسب مرتبط با آن، سبب خواهد شد که افراد با ریسک‌پذیری پایین، از بازار تسهیلات خارج شده و تنها افراد با ریسک‌پذیری بالا باقی بمانند و این امر چه‌بسا می‌تواند موجبات از هم پاشیدن بازار را فراهم آورد (Zanghaneh & Nahtani, 2017).

مشکل کژگزینی در بازار وام ازآنجا ناشی می‌شود که همواره میزان تقاضا برای وام بیش از میزان اعتبار موجود برای وام‌دهی می‌باشد و بانک بایستی در این خصوص که از بین متقاضیان وام، به چه کسانی وام اعطا شود، تصمیم‌گیری نماید. دلیل اصلی مازاد تقاضای مزبور نیز وجود اطلاعات نامتقارن می‌باشد، چراکه در صورت وجود اطلاعات کامل، بازار اعتبارات به حالت رقابت کامل نزدیک گشته و برابری عرضه و تقاضا از طریق مکانیسم قیمت صورت می‌پذیرفت؛ اما به دلیل وجود اطلاعات نامتقارن، نرخ بهره به‌عنوان مکانیسم قیمت در بازار اعتبارات، وظیفه خود را به‌درستی انجام نداده و همواره تقاضای وام بیشتر از عرضه آن می‌باشد. در شرایط اطلاعات نامتقارن، نحوه کارکرد نرخ بهره در بازار اعتبارات به ترتیبی است که تعادل در بازار وام، تنها از طریق سهمیه‌بندی اعتباری به دست می‌آید (Stiglitz & Weiss, 1981).

همچنین در فرایند اعطای وام، هر یک از بانک‌ها، وام‌هایی با نرخ بهره‌های متفاوت ارائه می‌دهند. افزایش نرخ بهره وام‌ها باعث می‌شود که وام‌گیرندگان خوب، که درجه ریسک‌پذیری پایین‌تری دارند، از صف متقاضیان وام خارج شوند، چراکه به خاطر ریسک‌پذیری کمتر، قادر به

پرداخت وام با بهره‌های بالا نیستند[۱]. با صرف نظر کردن وام‌گیرندگان خوب از دریافت وام‌هایی با نرخ بهره‌های بالا، متقاضیان چنین وام‌هایی به‌احتمال‌زیاد، افراد با ریسک‌پذیری بالا خواهند بود. این نوع افراد به امید بازدهی بیشتر، در پروژه‌هایی با ریسک بالا سرمایه‌گذاری می‌کنند که در آن‌ها، احتمال مواجهه با شکست و عدم امکان بازپرداخت تسهیلات، بالا می‌باشد. افزایش تعداد وام‌گیرندگان با ریسک‌پذیری بالا، موجب افزایش پروژه‌های پر ریسک در سبد دارایی بانک‌ها شده و به‌تبع آن، مطالبات غیر جاری بانک‌ها افزایش می‌یابد.

بدین ترتیب از یک‌سو، به دلیل غیرقابل مشاهده بودن درجه ریسک‌پذیری وام‌گیرندگان، بانک‌ها قادر به تشخیص افراد کم‌ریسک از افراد پر ریسک نبوده و از سوی دیگر با افزایش نرخ بهره وام‌ها، نسبت افراد با ریسک‌پذیری بالا در صف متقاضیان وام افزایش می‌یابد. لذا، به‌احتمال‌زیاد، بانک‌ها به‌طور ناخواسته به افراد با ریسک‌پذیری بالا وام خواهند داد که پیامد آن در افزایش مطالبات غیر جاری بانک‌ها مشاهده خواهد شد.

۲-۱-۲- ریسک کژمنشی در بانک‌ها

ریسک کژمنشی در بانک‌ها نیز در دو نوع متفاوت مطرح گردیده است. نوع اول ریسک کژمنشی مربوط به وام‌گیرنده می‌باشد، جایی که بانک نمی‌تواند رفتارهای وام‌گیرنده را پیگیری نماید (Banerji & Basu, 2015). این نوع ریسک، ناشی از عدم مصرف وام در محل مقرر و یا نتیجه پذیرش ریسک‌های اضافی توسط وام‌گیرندگان است که به دلیل نبود نظارت کافی بانک‌ها اتفاق می‌افتد.

نوع دوم ریسک کژمنشی مربوط به بانک می‌باشد که از آن، تحت عنوان انتقال ریسک نیز یاد می‌شود. این نوع ریسک، به‌صورت انتخاب وام‌گیرندگان پر ریسک توسط مدیران بانک و انتقال ریسک حاصله به سپرده‌گذاران یا سهام‌داران بانک ایجاد می‌شود (Banerji & Basu, 2015). در خصوص این نوع ریسک کژمنشی باید گفت که معمولاً فرض بر آن است که مدیران بانک‌ها در

۱- معمولاً افراد با ریسک‌پذیری کم، در پروژه‌هایی با ریسک بالا (هر چند دارای بازدهی بالایی باشند)، سرمایه‌گذاری نمی‌کنند.

زمان اعطای تسهیلات، حداکثر تلاش خود را در انتخاب مشتریان کم‌ریسک به کار می‌گیرند، این در حالی است که در عمل، مدیران لزوماً دقت کافی را در این زمینه به خرج نمی‌دهند، چراکه از امکان انتقال ریسک کار خود به سپرده‌گذاران و سهام‌داران بانک مطمئن هستند و سپرده‌گذاران و سهام‌داران مزبور، به‌عنوان صاحبان اصلی دارایی بانک، فاقد ابزار لازم برای نظارت بر رفتار مدیران بانک‌ها می‌باشند. علت پیدایش این نوع ریسک کژمنشی را بایستی در تفاوت منافع بین مدیران بانک‌ها در یک‌طرف، و سپرده‌گذاران و سهام‌داران بانک‌ها در طرف دیگر جستجو کرد. سپرده‌گذاران و سهام‌داران بانک‌ها همواره به دنبال سود بیشتر بوده و در بلندمدت، استراتژی‌های محافظه‌کارانه در پیش می‌گیرند، این در حالی است که مدیران بانک‌ها در پی پاداش بیشتر، اتاق کار مجهزتر، و محبوبیت بیشتر برای دوره مدیریت خود بوده و ترسی از انجام استراتژی‌های پر ریسک همچون اعطای وام به افراد پر ریسک ندارند. اعطای وام به افراد پر ریسک نیز ضمن به خطر انداختن منافع سپرده‌گذاران و سهام‌داران، افزایش مطالبات غیر جاری بانک را سبب می‌شود.

۲-۲- پیشینه تجربی

Duran & Vivas (2013) با استفاده از اقلام خارج از ترازنامه به بررسی نوع اول ریسک کژگزینی در رابطه بین بانک و سرمایه‌گذاران در نمونه‌ای از بانک‌های ۲۷ کشور اتحادیه اروپا طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۶ پرداختند. وجود ریسک کژگزینی مزبور با استفاده از رابطه بین سه ریسک نقدینگی، اعتباری و ورشکستگی با اقلام خارج از ترازنامه مورد آزمون قرار گرفت. نتایج نشان می‌داد که هرچقدر بانک‌ها، اقلام خارج از ترازنامه بالاتری داشته باشند، ریسک کژگزینی مزبور کمتر خواهد بود، چراکه بانک‌های سالم‌تر تمایل بیشتری به مشارکت در بازارهای ثانویه به جهت فروش دارایی‌های خود به سرمایه‌گذاران دارند و بانک‌های مذکور دارایی‌های با کیفیت‌تری در این بازارها ارائه می‌نمایند.

Shahchera, et al.,(2013) در مطالعه‌ای به بررسی وجود ریسک کژمنشی نوع اول در بانکداری ایران پرداختند. آن‌ها برای این منظور از داده‌های ۱۷ بانک طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۲۰۰۰ و روش داده‌های تابلویی پویا بهره گرفتند. برای بررسی وجود ریسک کژمنشی در میان اعتباردهندگان بانک‌ها، از نرخ رشد سپرده بانک‌ها و برای بررسی وجود ریسک کژمنشی در مدیریت بانک‌ها، از نسبت سرمایه بانک‌ها و شاخص Z-score استفاده گردید. نتایج نشان می‌داد

که ریسک کژمنشی در مدیریت بانک‌ها وجود دارد اما در میان اعتباردهندگان بانک‌ها مشاهده نمی‌شود.

Zhang, et al., (2016) وجود ریسک کژمنشی نوع دوم را با استفاده از رفتار وام‌دهی بانک‌های چینی مورد مطالعه قرار دادند. در مطالعه آن‌ها، تأثیر نسبت مطالبات غیر جاری ۸۷ بانک بر رفتار وام‌دهی آن‌ها طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۶، با استفاده از مدل رگرسیون آستانه‌ای موردبررسی قرار گرفت. نتایج نشان می‌داد که هرچقدر نسبت مطالبات غیر جاری بالاتر باشد، اعطای وام‌های پر ریسک افزایش می‌یابد.

Sarlak & Johari (2016) وجود ریسک کژگزینی نوع اول را در رابطه بین اقلام خارج از ترازنامه و سه نوع ریسک نقدینگی، اعتباری و ورشکستگی ۹ بانک تجاری ایران موردبررسی قرار دادند. نتایج حاکی از آن بود که رابطه‌ای بین اقلام خارج از ترازنامه و سه نوع ریسک بانکی مزبور وجود ندارد و فرضیات وجود ریسک کژگزینی نوع اول در بانک‌های مزبور رد می‌شود.

Cincinelnli & Piatti (2016) به‌منظور مطالعه ریسک کژمنشی نوع دوم، به بررسی حساسیت رفتار وام‌دهی بانک‌ها نسبت به بالا بودن سطح مطالبات غیر جاری، با استفاده از رویکرد داده‌های تابلویی آستانه‌ای برای ۲۹۸ بانک ایتالیایی طی دوره زمانی ۲۰۱۴-۲۰۰۶ پرداختند. نتایج حاکی از آن بود که بانک‌هایی که نسبت مطالبات غیر جاری بالایی دارند، می‌توانند از طریق اعطای وام بیشتر و پذیرش ریسک بالاتر، نسبت مطالبات غیر جاری خود را به‌طور موقت کاهش دهند، لذا وجود ریسک کژمنشی نوع دوم در بانک‌های مذکور مورد تأیید قرار می‌گرفت.

Uchida, et al., (2017) به بررسی وجود مخاطرات اخلاقی و انتخاب نامناسب در قراردادهای مالی با در نظر گرفتن وثیقه و بدون وثیقه در بانک‌های ژاپن پرداختند. آن‌ها در ابتدا وجود اطلاعات نامتقارن در صنعت بانکداری ژاپن را با استفاده از مدل‌های همبستگی شرطی بررسی نمودند. سپس با استفاده از مدل اثرات ثابت، به بررسی وجود مخاطرات اخلاقی و انتخاب نامناسب پرداختند. برای این منظور، آن‌ها رفتار وام‌گیرندگان را قبل و بعد از معرفی وام‌های بدون وثیقه بررسی نمودند. نتایج نشان می‌داد که ریسک اعتباری بعد از معرفی وام‌های بدون وثیقه، که منجر به بروز مخاطرات اخلاقی می‌شود، افزایش می‌یابد. در مقابل، شواهدی مبنی بر وجود انتخاب نامناسب یافت نگردید.

Rodoni & Yaman (2018) به بررسی انتخاب نامناسب و مخاطرات اخلاقی در بانک‌های

اندونزی پرداختند. سپس با استفاده از یک مدل تصحیح خطا[1]، اثر این شاخص‌ها را بر مطالبات غیر جاری بانک‌های مزبور موردبررسی قرار دادند. نتایج نشان می‌داد که شاخص در نظر گرفته شده برای انتخاب نامناسب (نرخ تقسیم سود) دارای تأثیر مثبت بر مطالبات غیر جاری بانک‌ها در بلندمدت می باشد، این در حالی است که شاخص در نظر گرفته شده برای مخاطرات اخلاقی (حاشیه مرابحه، تأمین مضاربه و مرابحه) دارای اثر معنی‌دار بر مطالبات غیر جاری بانک‌ها نیست.

Shahidul Islam & Nishiyama (2019) با بهره‌گیری از داده‌های تابلویی پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته، عوامل مؤثر بر مطالبات غیر جاری را در سه سطح بانک، صنعت بانکداری و اقتصاد کلان برای چهار کشور بنگلادش، هند، نپال و پاکستان طی دوره زمانی ۲۰۰۰-۱۹۹۷ موردبررسی قرار دادند. آن‌ها از طریق نسبت درآمد بهره‌ای به بررسی تأثیر ریسک کژگزینی نوع دوم بر مطالبات غیر جاری و از طریق نسبت نقدینگی و نسبت حقوق صاحبان سهام به بررسی تأثیر ریسک کژمنشی نوع دوم بر مطالبات غیر جاری پرداختند. نتایج، تأثیر هر دو ریسک کژگزینی و کژمنشی مذکور را بر مطالبات غیر جاری در بانک‌های چهار کشور مزبور مورد تأیید قرار می‌داد.

مطالعات داخلی موجود در خصوص مطالبات غیر جاری بانک‌ها، به‌صورت مستقیم به ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی نپرداخته‌اند. ازجمله این مطالعات می‌توان به Heydari, et al., (2010)، Novrouzi (2014) و Mirzayi, et al., (2016) اشاره نمود. برخی مطالعات موجود در زمینه بررسی ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی همچون Keshavarz Hadad & Zomordi Anbaji (2009) نیز مربوط به حوزه‌های دیگر مثل صنعت بیمه بوده است. Abrishami, et al., (2016) تنها مطالعه مرتبط با موضوع مطالعه حاضر می‌باشد که به بررسی ریسک کژمنشی در عملیات بانکی بدون ربا پرداخته است. در مطالعه مذکور، مطالبات غیر جاری بانکی به‌عنوان معیاری برای ارزیابی ریسک کژمنشی نوع دوم در بانکداری در نظر گرفته شده است. بر اساس یافته‌ها، بانک‌های خصوصی با بیشترین و بانک‌های تخصصی با کمترین ریسک کژمنشی مواجه بوده‌اند. در بین انواع تسهیلات نیز، تسهیلات قرض‌الحسنه دارای کمترین ریسک کژمنشی بوده است. بدین ترتیب به نظر می‌رسد که مطالعه جامعی در خصوص تأثیر انواع ریسک‌های کژگزینی

1- ECM

و کژمنشی بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران وجود ندارد و همین امر، موضوع موردبررسی مطالعه حاضر خواهد بود.

۳- روش‌شناسی تحقیق

مطابق مبانی نظری، ریسک کژگزینی نوع دوم و ریسک کژمنشی نوع دوم ازجمله مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر مطالبات غیر جاری می‌باشند. در مطالعه حاضر، تأثیر این ریسک‌ها بر مطالبات غیر جاری سیستم بانکی ایران موردبررسی قرار می‌گیرند[۱]. در ادامه، به‌منظور سادگی، از عناوین ریسک کژگزینی و ریسک کژمنشی به ترتیب به‌جای ریسک کژگزینی نوع دوم و ریسک کژمنشی نوع دوم استفاده می‌شود.

برای نشان دادن ریسک کژگزینی، از شاخص نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی بهره گرفته می‌شود. در خصوص چرایی این امر باید گفت که میزان نرخ بهره‌ای که بانک برای وام‌های خود تعیین می‌کند، به‌مانند یک شمشیر دولبه عمل می‌نماید، بدین ترتیب که با افزایش نرخ بهره، درآمد بهره‌ای بانک بالا می‌رود، اما ازآنجایی‌که وام‌های با نرخ بهره بالا معمولاً توسط افراد پر ریسک انتخاب می‌شود، لذا ریسک کژگزینی افزایش می‌یابد و ازآنجایی‌که افراد پر ریسک، به‌احتمال‌زیاد قادر به بازپرداخت وام دریافتی نخواهند بود و مطالبات غیر جاری افزایش خواهد یافت.

به‌منظور نمایش ریسک کژمنشی بین مدیران بانک با سپرده‌گذاران و سهامداران بانک نیز به ترتیب از شاخص‌های نسبت نقدینگی و کفایت سرمایه بانک استفاده می‌شود. در خصوص علت این امر نیز باید گفت که بالا بودن نسبت نقدینگی (که از نسبت دارایی‌های نقد به کل سپرده‌ها به دست می‌آید) باعث کاهش ریسک نقدینگی و افزایش توانایی مدیران بانک‌ها برای اعطای تسهیلات بیشتر می‌شود و ازآنجایی‌که سپرده‌گذاران فاقد ابزارهای لازم برای نظارت کافی بر رفتار مدیران می‌باشند و مدیران از امکان انتقال ریسک اعطای وام به سپرده‌گذاران مطمئن هستند، لذا

۱- در این مطالعه، نوع اول ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی مورد بررسی قرار نمی‌گیرند؛ چرا که ریسک کژگزینی نوع اول، به دلیل عدم وجود بازار ثانویه برای خرید و فروش وثیقه‌های دریافت شده توسط بانک‌ها، در ایران موضوعیت نداشته و ریسک کژمنشی نوع اول نیز به خاطر عدم دسترسی به اطلاعات تک‌تک وام‌گیرندگان در سیستم بانکی ایران، قابلیت بررسی ندارد.

دچار ریسک کژمنشی می‌شوند، بدین مفهوم که در اعطای تسهیلات، دقت لازم را به خرج نداده و وام‌ها را به افراد پر ریسک تخصیص می‌دهند و متعاقب آن، مطالبات غیر جاری بانک‌ها افزایش می‌یابد. کفایت سرمایه (که از نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها به دست می‌آید) نیز شاخص مناسبی برای نشان دادن ریسک کژمنشی بین مدیران و سهام‌داران بانک‌ها می‌باشد، چراکه بالا بودن کفایت سرمایه به مفهوم آن است که آورده صاحبان سهام، درصد بالایی از دارایی‌های بانک را به خود اختصاص می‌دهد و صاحبان سهام مزبور، به‌منظور حفاظت از سرمایه خویش، کنترل بیشتری بر رفتار مدیران بانک در زمینه اعطای وام‌ها خواهند داشت. این در حالی است که در صورت پایین بودن کفایت سرمایه، کنترل کافی بر روی رفتار مدیران بانک‌ها وجود نداشته و مدیران مذکور با عنایت به کسب اطمینان خاطر از امکان انتقال ریسک اعطای تسهیلات به سهام‌داران، اقدام به اعطای وام به افراد پر ریسک می‌نمایند که متعاقب آن، مطالبات غیر جاری بانک‌ها افزایش می‌یابد.

بدین ترتیب، مدل مطالعه حاضر که برگرفته از مطالعه Shahidul Islam & Nishiyama (2019) می‌باشد، به‌صورت زیر ارائه می‌شود:

$$NPL_{it} = \alpha + \beta IL_{it} + \varphi LR_{it} + \gamma ER_{it} + \omega X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \varepsilon_{it} = v_i + u_{it} \quad (۱)$$

که در آن، اندیس‌های i و t به ترتیب نشان‌دهنده بانک و دوره زمانی (سال) بوده و متغیرهای مدل به شرح زیر معرفی می‌شوند:

NPL: نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی

IL: نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی (شاخص ریسک کژگزینی)

LR: نسبت دارایی‌های نقد به کل سپرده‌ها (شاخص ریسک کژمنشی بین مدیران و سپرده‌گذاران بانک)

ER: نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها (شاخص ریسک کژمنشی بین مدیران و سهام‌داران بانک)

X: بردار سایر متغیرهای کنترلی است که در برگیرنده متغیرهای سطح بانکی همچون نسبت بازدهی به دارایی و نسبت هزینه به درآمد، متغیرهای در سطح صنعت بانکداری همچون شاخص نسبت تمرکز سه بانک بزرگ‌تر، به همراه متغیرهای در سطح اقتصاد کلان همچون نرخ تورم و رشد اقتصادی می‌باشد.

D: متغیر مجازی است که اگر بانک دارای تسهیلات تبصره‌ای باشد مقدار یک و در غیر این صورت، مقدار صفر می‌گیرد.

ε_{it} جمله خطای مدل است که در آن، v_i اثرات غیر قابل‌مشاهده خاص بانکی بوده و u_{it} خطای تصادفی می‌باشد. اجزاء خطای مزبور به‌صورت $v_i \sim IIN(0, \sigma_v^2)$ و $u_{it} \sim IIN(0, \sigma_u^2)$ و مستقل از یکدیگر توزیع شده‌اند.

در این مطالعه، تصریح پویای مدل مزبور اتخاذ می‌شود که در آن، وقفه متغیر وابسته در سمت راست مدل به همراه متغیرهای مستقل آورده می‌شود تا اثرات متغیرهای توضیحی حذف شده را در بر گرفته و مطابق ادبیات اخیر در مطالعات مرتبط داده‌های تابلویی[۱]، پایداری زمانی[۲] مطالبات غیر جاری را مجاز شمرد. روش داده‌های تابلویی پویا به روش‌های سنتی اثرات ثابت و اثرات تصادفی ترجیح داده می‌شود، چراکه قادر است مسائل درون‌زایی و یا مشکلات علیت برعکس را مدیریت نماید، درحالی‌که مدل‌های رقیب در حوزه‌های مذکور ناکارا می‌باشند؛ به‌عبارت‌دیگر، روش مزبور در صورت وجود مشکل همخطی، قوی‌تر و کاراتر عمل می‌کند (Atoi, 2018). تصریح پویای مدل مطالعه حاضر به‌صورت زیر می‌باشد:

$$NPL_{it} = \alpha + \delta NPL_{i,t-1} + \beta IL_{it} + \varphi LR_{it} + \gamma ER_{it} + \boldsymbol{\omega} \boldsymbol{X}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن، $NPL_{i,t-1}$ وقفه یک دوره‌ای نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی بوده و δ سرعت تعدیل به سمت تعادل می‌باشد. مقدار $0 < \delta < 1$ بر پایداری زمانی NPL در سیستم بانکی، و درعین‌حال، تمایل به بازگشت آن به سطح نرمال دلالت می‌کند. مدل (۲) با استفاده از آمار و اطلاعات ۱۹ بانک دولتی و خصوصی[۳] طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷، و با

۱- به عنوان نمونه به مطالعات Sales & Saurina (2002)، Merkl & Stolz (2009) و Louzis, et al., (2012) مراجعه شود.

2- Time Persistence

۳- بانک‌های اقتصاد نوین، پارسیان، پاسارگاد، پست بانک، تجارت، توسعه صادرات، رفاه کارگران، سامان، سپه، سرمایه، سینا، صادرات، صنعت و معدن، مهر ایران، کارآفرین، کشاورزی، مسکن، ملت و ملی، ۱۹ بانک مورد استفاده در این مطالعه می‌باشند. علت انتخاب بانک‌های فوق، محدودیت وجود اطلاعات برای دیگر بانک‌های کشور طی دوره زمانی مورد بررسی بوده است.

بهره‌گیری از روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی[1] معرفی شده توسط Arellano & Bover (1995) و Blundell & Bond (1998) تخمین زده می‌شود. روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی با بهبود دقت و کاهش تورش حجم نمونه، برآوردهای کاراتر و دقیق‌تری در مقایسه با روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضلی ارائه می‌کند (Baltaji, 2005). روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی برای داده‌هایی با دوره زمانی کمتر و تعداد مقاطع نسبتاً بیشتر نتایج بهتری ارائه می‌دهد. همچنین ضرایب تخمینی در این مدل نسبت به سایر تخمین‌زن‌های پانلی سازگارتر و کاراتر می‌باشند و مشکلات مربوط به اثرات ثابت و درون‌زایی متغیرهای کنترل در این روش از بین می‌روند (Berk, et al., 2018).

به‌منظور حصول اطمینان از سازگاری ضرایب تخمینی در مدل گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی بایستی نکات کلیدی زیر موردبررسی قرار گیرند. ۱- عدم وجود خودهمبستگی جملات اخلال ۲- عدم وجود همبستگی بین متغیرهای ابزاری و جملات اخلال ۳- معتبر بودن سایر محدودیت‌های گشتاوری بلاندل و باند ۴- تعداد متغیرهای ابزاری کوچک‌تر و یا مساوی تعداد گروه‌های موجود در تخمین باشد (Chaibi & Ftiti, 2015).

۴- تجزیه‌وتحلیل یافته‌ها

سازگاری تخمین‌ها در روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی به دو عامل بستگی دارد: اول اینکه جملات اخلال دارای مشکل خودهمبستگی سریالی نبوده و دوم اینکه متغیرهای ابزاری معتبر باشند. برای بررسی مشکل خودهمبستگی سریالی جملات اخلال از آزمون آرلانو – باند و برای بررسی اعتبار متغیرهای ابزاری از آزمون هانسن و آزمون تفاضل هانسن استفاده می‌شود. با عنایت به نتایج ارائه شده در جدول (۱)، بر اساس آزمون آرلانو- باند، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی مرتبه دوم تفاضل جملات اخلال را نمی‌توان رد نمود. همچنین بر اساس آزمون‌های هانسن و تفاضل هانسن، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همبستگی متغیرهای ابزاری با اجزاء اخلال رد نمی‌شود، لذا متغیرهای ابزاری به کار رفته در مدل، معتبر می‌باشد.

1- System Generalized Method of Moments

جدول ۱- نتایج برآورد مدل تحقیق

متغیر	توضیح متغیر	ضرایب
CON	جزء ثابت	۰/۲۱ (۰/۰۰)
NPL (-1)	وقفه نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی	۰/۳۱ (۰/۰۱)
IL	نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی	۰/۱۵۳ (۰/۰۰)
LR	نسبت دارایی‌های نقد به کل سپرده‌ها	-۰/۱۲۵ (۰/۴)
ER	نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌ها	-۰/۱۴ (۰/۰۱)
ROA	نسبت بازدهی به دارایی	-۲/۰۷۳ (۰/۰۰)
CTI	نسبت هزینه به درآمد	۰/۰۰۳ (۰/۱۷)
CR	نسبت تمرکز سه بانک بزرگ‌تر	۰/۰۰۰۳ (۰/۰۰)
INF	نرخ تورم	۰/۰۰۱ (۰/۱۱)
GROWTH	رشد اقتصادی	۰/۰۰۰۰۵ (۰/۸۷)
D	متغیر مجازی	-۰/۰۶۹ (۰/۰۰)
آزمون والد		۱۶۶/۲۷ (۰/۰۰)
آزمون آرلانو- باند		-۱/۴۹ (۰/۱۴)
آزمون سارگان		۹/۰۸ (۰/۲۵)
آزمون هانسن		۶/۷۶ (۰/۴۵)
آزمون تفاضل هانسن برای ابزارهای GMM		۴/۵۵ ۰/۴۷
آزمون تفاضل هانسن برای ابزارهایIV		۶/۷۶ ۰/۴۵
تعداد متغیرهای ابزاری		۱۹

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز نشان‌دهنده سطح معنی‌داری می‌باشند.

در ادامه، بر اساس نتیجه آزمون والد، فرضیه صفر مبنی بر صفر بودن تمام ضرایب در سطح

معنی‌داری یک درصد رد شده و درنتیجه، اعتبار ضرایب برآورد شده تأیید می‌شود. بر اساس مباحث فوق، نتایج ضرایب برآورد شده از نظر آماری مورد تأیید قرار گرفته و قابل تفسیر می‌باشند.

مطابق نتایج برآورد مدل، وقفه متغیر وابسته اثر مثبت بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی دارد. ازآنجایی‌که ضریب این متغیر بین صفر و یک قرار دارد، لذا می‌توان گفت که در بلندمدت، نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی به سطح تعادلی خود همگرا می‌شود. اندازه ۰/۳۱ ضریب متغیر مزبور، نشان‌دهنده درجه متوسطی از پایداری مطالبات غیر جاری در بانک‌های موردبررسی است. سطح پایداری مطالبات غیر جاری در بانک‌های موردبررسی، مشابه نتایج مطالعه Shahidul Islam & Nishiyama (2019) می‌باشد.

متغیر نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی (به‌عنوان شاخص ریسک کژگزینی) دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی دارد. مقدار ضریب این متغیر ۰/۱۵۳ می‌باشد. این نتیجه حاکی از آن است که با افزایش نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی (که به مفهوم کسب درآمد بهره‌ای بالاتر برای بانک‌ها است)، بانک‌ها اقدام به اعطای وام به مشتریان پر ریسک که تمایل بیشتری برای دریافت وام با نرخ بهره‌ای بالاتر دارند، می‌کنند. بدین ترتیب ریسک کژگزینی بانک‌ها افزایش می‌یابد و ازآنجایی‌که احتمال بازپرداخت تسهیلات اعطایی توسط مشتریان پر ریسک اندک می‌باشد، لذا مطالبات غیر جاری بانک‌ها افزایش یافته و نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی بانک‌ها افزایش می‌یابد.

همچنین مطابق نتایج جدول، متغیر نسبت نقدینگی (به‌عنوان شاخص ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سپرده‌گذاران) که از تقسیم دارایی‌های نقد به کل سپرده‌های بانک به دست می‌آید، تأثیر معنی‌داری بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی ندارد. این در حالی است که متغیر کفایت سرمایه (به‌عنوان شاخص ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سهام‌داران) که از نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌های بانک به دست می‌آید دارای تأثیر منفی و معنی‌دار بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی است. مقدار ضریب این متغیر ۰/۱۴- می‌باشد. این بدان معنی است که با افزایش نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی بانک‌ها، مدیران کمتر می‌توانند ریسک ناشی از اعطای وام به مشتریان پر ریسک را به سهام‌داران منتقل نمایند. این امر که به مفهوم کاهش ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سهام‌داران می‌باشد،

موجب می‌شود که مدیران بانک‌ها با دقت بیشتری وام‌گیرندگان را انتخاب نمایند. لذا مطالبات غیر جاری و درنتیجه نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی کاهش می‌یابد.

در مطالعات بانکداری، نسبت بازدهی به دارایی، به‌عنوان شاخصی از عملکرد بانک‌ها در نظر گرفته می‌شود (Shahidul Islam & Nishiyama, 2019, Louzis, et al., 2011). مطابق نتایج جدول، نسبت بازدهی به دارایی تأثیر منفی و معنی‌دار بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی داشته و ضریب آن برابر ۲/۰۷۳- می‌باشد. بدین ترتیب با افزایش نسبت بازدهی به دارایی، نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی کاهش می‌یابد؛ بنابراین افزایش شاخص فوق که نشان دهنده بهبود عملکرد بانک‌ها و ارتقا کیفیت مدیریت بانک‌ها می‌باشد، منجر به کاهش سطح نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی می‌شود.

همچنین در مطالعات بانکداری، نسبت هزینه به درآمد، به‌عنوان شاخصی از ناکارایی هزینه‌ای سیستم بانکی در نظر گرفته می‌شود. مطابق نتایج جدول، تأثیر متغیر مزبور بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است.

نسبت تمرکز سه بانک بزرگ‌تر کشور، یکی دیگر از متغیرهای مورداستفاده در مطالعه حاضر می‌باشد که درجه تمرکز در صنعت بانکداری را نشان می‌دهد. این نسبت از مجموع سهم بازاری دارایی‌های سه بانک بزرگ‌تر موردبررسی بر اساس دارایی‌های آن‌ها به دست می‌آید. به‌طورکلی، افزایش درجه تمرکز به معنی افزایش قدرت بازاری بانک‌ها می‌باشد و بر اساس فرضیه ساختار – رفتار – عملکرد، بانک‌ها تمایل به افزایش تمرکز دارند که منجر به افزایش قدرت بازاری آن‌ها می‌شود. با عنایت به ضریب مثبت و معنی‌دار متغیر فوق، می‌توان گفت که افزایش در درجه تمرکز بانک‌ها منجر به افزایش نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی می‌شود.

نرخ تورم و رشد اقتصادی به‌عنوان دو متغیر کلان اقتصادی می‌باشند که در مطالعه حاضر به‌عنوان عوامل مؤثر بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی مدنظر قرار گرفته‌اند، اما تأثیر آن‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار نبوده است.

درنهایت، ضریب منفی و معنی‌دار برآورد شده برای متغیر مجازی، نشان‌دهنده تأثیر منفی وجود تسهیلات تبصره‌ای بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی می‌باشد.

۵- نتیجه‌گیری و ارائه توصیه‌های سیاستی

مطالعه حاضر با استفاده از برآورد داده‌های تابلویی پویا در چارچوب روش گشتاورهای تعمیم یافته سیستمی، به بررسی تأثیر ریسک‌های کژگزینی و کژمنشی بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی ۱۹ بانک ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۸۷ پرداخته است. برای نشان دادن ریسک کژگزینی از نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی و برای نمایش ریسک کژمنشی بین مدیران بانک با سپرده‌گذاران و سهامداران بانک نیز به ترتیب از شاخص‌های نسبت نقدینگی و کفایت سرمایه بانک استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که طی سال‌های موردبررسی، متغیر نسبت درآمد بهره‌ای به کل تسهیلات اعطایی اثر مثبت و معنی‌دار بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی داشته است. افزایش متغیر فوق که بیانگر افزایش ریسک کژگزینی در سیستم بانکی ایران می‌باشد، نشان می‌دهد که با افزایش نرخ وام‌دهی بانک‌ها، وام‌گیرندگان با ریسک بالاتر تمایل بیشتری به دریافت وام داشتند. بانک‌ها نیز به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مشتریان، با انتخاب نامناسب وام‌گیرندگان مواجه شده‌اند. با عنایت به این امر که منبع اصلی درآمد بانک‌ها درآمد بهره‌ای است، لذا بانک‌ها برای جلوگیری از هدر رفتن سرمایه و درآمد خود، بایستی با شناخت بیشتری مشتریان خود را انتخاب نمایند. به‌علاوه، می‌توان بانک‌ها را تشویق کرد که در پروژه‌هایی با ریسک بالا مشارکت ننمایند. همچنین مطابق نتایج، نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی‌های بانک تأثیر منفی و معنی‌دار بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی بانک‌ها داشته است؛ بنابراین با افزایش نسبت حقوق صاحبان سهام به کل دارایی بانک‌ها، ریسک کژمنشی بین مدیران بانک و سهامداران کاهش یافته و نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی کاهش می‌یابد. بانک‌های دارای سرمایه بیشتر، به دلیل ارزش فرانشیز[1] که بیان می‌کند بانک‌ها با ارزش فرانشیز بالاتر باید هزینه فرصت بیشتری برای ورشکستگی پرداخت کنند، تمایل کمتری به شرکت در پروژه‌هایی با ریسک بالاتر خواهند داشت. درنتیجه هرچقدر میزان حقوق صاحبان سهام بالاتر باشد، بانک‌ها با دقت بیشتری وام‌گیرندگان را انتخاب نموده و نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی کاهش خواهد یافت. با عنایت به تأثیر منفی نسبت

۱- ارزش فرانشیز یا ارزش چارتر بیانگر ارزش حال تمام سودهای انتظاری بانک در آینده می‌باشد.

بازدهی به دارایی (به‌عنوان شاخص عملکرد بانک‌ها) می‌توان با ارتقا عملکرد سیستم بانکی و بهبود کیفیت مدیریت بانک‌ها شرایط مناسب برای کاهش نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی را فراهم آورد. درنهایت اینکه، با توجه به تأثیر مثبت تمرکز بر نسبت مطالبات غیر جاری به کل تسهیلات اعطایی، می‌بایست هر چه بیشتر در مسیر فراهم آوردن ایجاد شرایط رقابتی در سیستم بانکداری ایران گام برداشت.

References

[1] Abrishami, H., Mehrara, M. and Tamadonnejad, A. (2009). Investigating the relationship between foreign trade and economic growth in developing countries: Generalized method of moments. Journal of Knowledge and Development. 16(26), 44-62. (in Persian)

[2] Abrishami, H., Tohidinia, A. and Heshmati Molaei, A. (2017). Ethical risk in interest-free banking operations. Quarterly Journal of Environmental Risk Management. 7(1), 47-60. (in Persian)

[3] Aghaei, M. and Rezagholizadeh, M. (2016). Investigating the factors affecting the volume of NPL of selected branches of Sepah Bank. Quarterly Journal of Islamic Financial Studies and Banking. 3(2), 95-111. (in Persian)

[4] Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of Specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. Review of Economic Studies, 58(2), 277-279.

[5] Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. Journal of Econometrics, 68(1), 29-51.

[6] Atoi, N. V. (2018). Non-performing loan and its effects on banking stability: Evidence from national and international licensed banks in Nigeria. CBN Journal of Applied Statistics, 9(2), 43-74.

[7] Banerji, S. F. and Basu, P. (2015). Borrower's moral hazard, risk premium, and welfare: A comparison of universal and stand-alone banking systems. The Journal of Economic Asymmetries, 12(1), 61-72.

[8] Berk, I., Kasman, A. and Kilinc, D. (2018). Towards a common renewable future: The system-GMM approach to assess the convergence in renewable energy consumption of EU countries. The Journal of Energy Economics. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.013

[9] Chaibi, H. and Ftiti, Z. (2015). Credit risk determinants: Evidence from a cross-country study. The journal of Research in International Business and Finance, 33(2), 1-16.

[10] Duran, M. A. and Vivas, A. L. (2013). Off-balance-sheet activity under adverse selection: The european experience. Journal of Economic Behavior and Organization, 85(1), 176–190.

[11] Engle, R., Moshirian, F., Sahgal, S., and Zhang, B. (2014). Banks non-interest

income and global financial stability. The Centre for International Finance and Regulation (CIFR). WORKING PAPER.
[12] Farhang, A., Asnaashari, A., Abolhassani, A., Ranjbar, F and, Biabani, M., (2016). Non-profit income, risk and profitability in the banking industry. Economic Modeling Quarterly Journal. 10(35). 47-70. (in Persian)
[13] Hakimipour, N., (2018). Assessing how banking factors affect non-performing loans of Iranian 9 banks (GMM dynamic panel model approach). Quarterly Journal of Financial Economics. 12(42). 99-120. (in Persian)
[14] Heydari, H., Zavarian, Z. and Nourbakhsh, I. (2010). Investigating the effect of macroeconomic indicators on non-performing loans. Journal of Money and Economics. 9(4). 20-49. (in Persian)
[15] Hsiao, C. (1986). Analysis of panel data. Cambridge University Press.
[16] Louzis, D. P., Vouldis, A. T., and Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios. Journal of Banking and Finance. 36(4), 1012-1027.
[17] Nazarpour, M. and Olad, M. (2017). Moral hazard and adverse selection and how to manage them in specialized banks and the proposal of the islamic consultative assembly. Journal of Religion and Law. 4(15), 9-42. (in Persian)
[18] Mehrara, M. and Ali Rezaei, A. (2010). Quality of institutions and effects of trade liberalization in selected developing countries. Quarterly Journal of Business Research. 8(14), 1-32. (in Persian)
[19] Merkl C. and Stolz, S. (2009). Banks' regulatory buffers, liquidity networks and monetary policy transmission. Applied Economics, 41(16), 2013-2024.
[20] Nguyen, T. C., VO, D. V., and Nguyen, V. C. (2015). Risk and income diversification in the Vietnamese banking system. Journal of Applied Finance and Banking, 5(1), 99-115.
[21] Rodoni, A. and Yaman, D. (2018). Asymmetric information and non-performing financing: Study in the Indonesian islamic banking industry. AlIqtishad Journal of Islamic Economics, 10(1), 416-430.
[22] Salas, V. and Saurina, J. (2002). Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings bBanks. Journal of Financial Services Research, 22(3). pp. 203-224.
[23] Sarlak, A. and Johari, F. (2016). The analysis of the existence of the hypothesis of adverse selection on the relationship between off-balance-sheet items and the bank's risk. Advances in Mathematical Finance and Applications, 1(1), 85-94.
[24] Shahchera, M., Arbabian, S., and Shadrokh, M. (2013). Identification of moral hazard in the banking system of iran. Journal of Money and Economy, 8(3), 63-87.
[25] Shahidul Islam, Md. And Nishiyama, I. SH. (2019). Non-performing loans of commercial banks in south asian countries: Adverse selection and moral hazard issues. Asian Economic and Financial Review, 9(9), 1091-1106.
[26] Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect

information. The American Economic Review, 71(3), 393-410.
[27] Toghyani, M., Samadi, S. and Sadeghi, Z. (2015). Analyzing the issue of asymmetric information in interest-free banking partnership agreements and its solutions. Islamic Economics Knowledge Quarterly. 6(1), 5-34. (in Persian)
[28] Uchida, H., I. Uesugi and H. Iwaki. (2017). Adverse selection versus moral hazard in financial contracting: Evidence from collateralized and non-collateralized loans. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI). WORKING PAPER.
[29] Yavari, K and Ashrafzadeh, S. (2005). Economic integration of developing countries, application of gravity model with integrated data by GMM method and convergence. Quarterly Journal of Business Research. 3(36). 1-28. (in Persian)
[30] Zanganeh, I. and Nahtani, N. (2017). The role of asymmetric information in banks' financial decisions and the risk of improper selection. 10th International Conference on Economics and Management. Islamic Azad University, Rasht Branch

بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی در ایران؛ رویکرد ARDL

محمدشریف کریمی[۱]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه رازی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی
مریم حیدریان[۲]
دانش آموخته دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه رازی، دانشکده اقتصاد و کارآفرینی
مسعود چشم‌اغیل[۳]
دانشجوی دکتری اقتصاد بخش عمومی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، دانشکده مدیریت و اقتصاد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳

چکیده

بخش بانکی در ایران به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه با پدیده‌هایی مانند هجوم بانکی و ورشکستگی بانک‌ها مواجه نشده است، ولی همواره با کسری و نشانه‌هایی از بحران همراه بوده‌اند و حتی در سال‌های اخیر این بحران‌ها در برخی از مؤسسات مالی نمودار شد. با توجه به اثرات اقتصادی و اجتماعی توزیع درآمد در بهبود رفاه اجتماعی و ارتباط آن با بحران‌های مالی ازجمله بحران بانکی، در این مطالعه تلاش بر آن است به بررسی اثرات نابرابری درآمدها بر بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۹ پرداخته شود. لذا از متغیرهای ضریب جینی برای شاخص نابرابری درآمد و از نسبت حجم اعتبارات به

---

*- مقاله پژوهشی

1- s.karimi@razi.ac.ir
2- m.heidarian@razi.ac.ir
3- masoudcheshmaghil@gmail.com
DOI: 10.22067/mfe.2020.39556

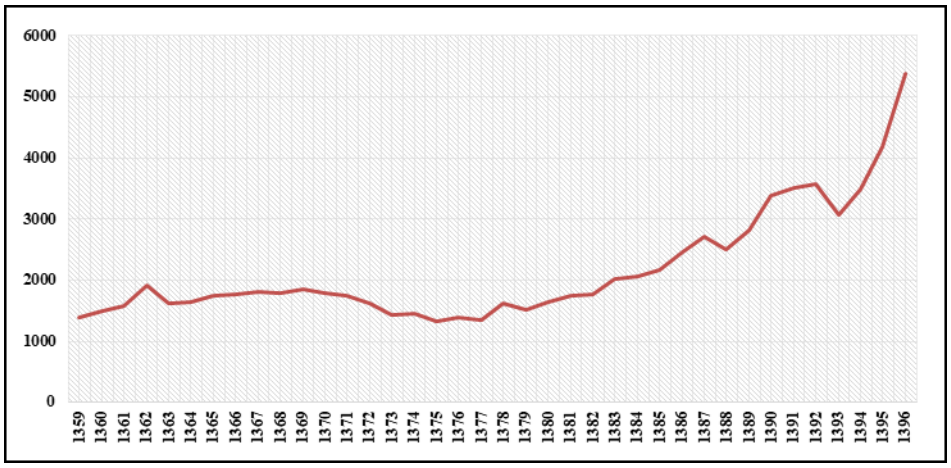
تولید ناخالص داخلی برای شاخص بحران بانکی و همچنین با بهره‌گیری از رویکرد خودرگرسیون با وقفه-های توزیعی کراندار استفاده شده است. نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت حاکی از نبود رابطه معناداری بین متغیرهای مستقل و وابسته بود ولی در بلندمدت این روابط معنادار برقرار هستند. به‌گونه‌ای که افزایش نابرابری درآمدی در ایران، موجب افزایش اعطای تسهیلات، افزایش بدهی‌های بانکی و درنتیجه بروز بحران بانکی شده است. نمودارهای ثبات مدل نیز نشان از وجود ثبات ساختاری در مدل برآوردی هستند.

کلیدواژه‌ها: نابرابری درآمد، بحران بانکی، مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار، ایران.
طبقه‌بندی JEL: I32، G21، D31، C22

۱-مقدمه

تا اوایل قرن ۲۱، تحقیقات در خصوص بحران بانکی اغلب متکی بر تجربه به دست آمده از بحران‌های قرن نوزدهم و اوایل قرن بیستم، به‌ویژه رکود بزرگ بود تا اینکه ورشکستگی‌های متعدد بانکی در کشورهای مختلف در دوران اخیر زمینه تحقیقات جدید را در این زمینه فراهم ساخت (Bernanke, 1983; Haubrich, 1990; Calomiris & Mason,1997). ازجمله این تحقیقات، موضوعات نابرابری درآمد و بحران‌های پولی و بانکی می‌باشد. نابرابری درآمد تقریباً بلافاصله قبل از بحران وام مسکن در ایالات متحده گسترش یافت. نقش نابرابری درآمد در پیش بینی بحران مالی در مطالعات نظری و تجربی، از زمان آغاز بحران موردتوجه قرار گرفته است. راجان (۲۰۱۰) مسیری را از نابرابری اقتصادی به بحران مالی در بخش بحران وام مسکن ارائه داد که نشان می‌دهد سطح بالایی از نابرابری، فشار سیاسی را برای سیاست‌های توزیع مجدد افزایش می‌دهد، این در حالی است که دولت تمایل دارد تا وام گرفتن خانوارهای کم‌درآمد را به‌جای توزیع مجدد تسهیل کند؛ چراکه این سیاست از لحاظ سیاسی بسیار پرهزینه است و منجر به نوعی بحران اعتباری و انفجار که موجب بروز بحران مالی خواهد شد. از سوی دیگر، استیگلیتز (۲۰۱۲) تأثیر سیاسی ثروت در بازارهای مالی در طول بحران مالی را خاطرنشان می‌کند. او بیان می‌کند، ثروتمندان ممکن است انگیزه‌ای برای کاهش مقررات و نظارت مالی جهت افزایش ثروت خود داشته باشند، بنابراین سیستم مالی را بی‌ثبات می‌کنند. استیگلیتز (۲۰۱۲) استدلال می‌کند که مقررات‌زدایی در بخش مالی ممکن است به دلیل تلاش های کوته‌نگرانه حداکثرسازی سود در میان ثروتمندان، منجر به آسیب‌پذیری مالی و درنتیجه بحران مالی شود (Rhee and Kim, 2018).

بانک‌ها در ایران نیز مانند سایر کشورهای درحال‌توسعه، به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس تری در خصوص تأمین مالی برخوردار هستند؛ بنابراین وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد (Zarei & Komijani, 2015). از مهم‌ترین علائم بروز بحران بانکی، هجوم یکباره سپرده گذاران به بانک‌ها برای برداشت سپرده‌هایشان می‌باشد که به دلیل حمایت‌های دولت، هیچ‌گاه بخش بانکی ایران با تقاضای یکباره سپرده گذاران مواجه نشده است؛ اما بانک های کشور تحت تأثیر مالکیت دولتی از اواسط دهۀ ۱۳۸۰، حجم اعتبارات اعطایی خود را افزایش دادند که حجم بالای بدهی‌های معوق را به همراه داشت و سیستم بانکی ایران، از فصل اول سال ۱۳۸۴ تا فصل دوم سال ۱۳۸۸به طور مداوم با بحران روبه رو بوده است (shajari & Mohebbi Khah, 2010).



نمودار ۱- روند نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی طی دوره زمانی (۱۳۹۶-۱۳۵۹)

منبع: بانک مرکزی ایران

مطالعات اندکی در ایران به بررسی عوامل مؤثر بر بحران‌های بانکی در ایران پرداخته‌اند، بااین وجود متغیر نابرابری درآمد به‌عنوان عاملی مؤثر در بروز بحران بانکی همواره از دید پژوهشگران و اقتصاددانان مغفول مانده است. لذا اهمیت پرداختن به این موضوع باعث شد تا در این پژوهش، به این سؤال مهم پرداخته شود: آیا نابرابری درآمد منجر به بروز بحران بانکی می-

شود؟ در این راستا از شاخص ضریب جینی برای نشان دادن نابرابری درآمد و از شاخص نسبت اعتبارات بانکی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی استفاده شده و با بهره‌مندی از مدل‌های خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار تلاش شده است، اثرات کوتاه و بلندمدت نابرابری بر بحران بانکی طی دوره زمانی ۱۳۹۸-۱۳۵۹ مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد.

سازماندهی این مقاله به این صورت است که در ادامه، در بخش دوم به مبانی نظری ارتباط نابرابری درآمد و بحران بانکی پرداخته خواهد شد، در بخش سوم، مطالعات تجربی انجام شده در داخل و خارج از ایران بررسی و در بخش چهارم، روش تحقیق، مدل و متغیرهای موردبررسی در این پژوهش معرفی خواهد شد. در بخش پنجم یافته‌های تجربی پژوهش مورد تجزیه‌وتحلیل قرار خواهد گرفت و درنهایت در بخش ششم نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی ارائه می‌شود.

۲-مبانی نظری

۲-۱- مروری بر مفاهیم بحران بانکی و نابرابری درآمد

بحران بانکی: بوریو و همکاران (۲۰۰۱)، یک بحران بانکی را بدین‌صورت تعریف می‌کنند: «یک دوره فشار و اضطرار مالی که به‌قدر کافی شدید است که منجر به فرسایش اکثر یا همهٔ سرمایه در نظام بانکی شود.»

بحران بانکی یکی از انواع بحران‌های مالی (بحران بانکی، بحران تراز پرداخت‌ها، بحران ارزی، بحران پولی و بحران بدهی) است که در آن بانک‌ها با هجوم ناگهانی سپرده‌گذاران برای برداشت سپرده‌هایشان (هجوم بانکی) مواجه می‌شوند. از دلایل عمده بروز ناگهانی و ریشه‌های بحران بانکی می‌توان به ریسک نقدینگی (Diamond & Dybvig, 1983 & Santos, 2001) ، ریسک اعتباری (Herring &Wachter, 1998; Borio et al., 2001; Davis & Zhu, 2004_2005)، ضعف سیستم‌های حسابرسی و مدیریتی (Perez-Campanero & Leone, 2004)، اثر شوک‌های بین‌المللی و افزایش نرخ‌های بهرهٔ بین‌المللی (Kunt & Detragiache, 1997)، ساختار بانک‌ها و مداخلات دولت در سیستم بانکی(Porta et al., 2002; Caprio & Peria, 2000) ، آزادسازی مالی (Caprio & Summers, 1993; Stiglitz & Allen 2005) و درنهایت نظام‌های ارزی و نوسانات نرخ ارز (Domac & Peria, 2003) اشاره نمود.

نابرابری درآمد: توزیع درآمد را می‌توان ازجمله متغیرهای مهم اقتصادی و اجتماعی دانست

که همواره یکی از دغدغه‌های اقتصاددانان و سیاست‌گذاران بوده است. معروف‌ترین شاخص اندازه‌گیری نابرابری درآمدی، ضریب جینی است که به‌صورت اندازه نسبت میزان نابرابری درآمد در جامعه مفروض به حداکثر اندازه ممکن نابرابری در یک الگوی توزیع درآمد کاملاً ناعادلانه تعریف شده است. یکی از شیوه‌های بررسی آن بر حسب منحنی لورنز (۱۹۰۵) است که به‌وسیله درصدهای جمعیت از فقیرترین به غنی‌ترین روی محور افقی و درصدهای درآمدی جمعیت روی محور عمودی نشان داده می‌شود. ضریب جینی فضای بین منحنی لورنز و خط ۴۵ درجه را نسبت به کل فضای زیر خط ۴۵ درجه می‌سنجد (Mehregan et al., 2015).

۲-۲- ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران بانکی

با توجه به اینکه در کنار بازار پول به‌عنوان یک ابزار برای تأمین مالی بنگاه‌ها، بازار مربوط به ارز نیز فعال است، بنابراین در شرایطی که به دلیل نوسانات زیاد در بازار اخیر یک شرایط غیر ایمن و مملو از نااطمینانی در فضای کسب‌وکار پیش می‌آید، ریسک اعتباری بنگاه‌ها افزایش می‌یابد و در این شرایط بنگاه‌ها که از اعتبارات و تسهیلات بانکی به‌عنوان منبع تأمین هزینه‌های سرمایه‌گذاری جهت توسعه واحدهای تولیدی استفاده می‌کنند ممکن است در بازپرداخت این تسهیلات دچار مشکل شوند و درنتیجه به دلیل ناتوانی بنگاه‌ها در اجرای تعهداتشان، موازنه بین دارایی‌ها و بدهی‌های بانک‌ها به هم می‌خورد و زمینه برای وقوع بحران بانکی فراهم می‌شود.

در شرایطی که نوسانات نرخ ارز زیاد است، و به‌ویژه در حالتی که نرخ ارز به‌صورت سرسام‌آوری افزایش می‌یابد، بنگاه‌ها ممکن است در تأمین مواداولیه موردنیاز در تولید با مشکل مالی مواجه شوند و درنتیجه مجبور به تعدیل نیرو و یا تعطیلی بنگاه و اخراج کلیه پرسنل شوند. در این حالت بازپرداخت دیون مالی مربوط به بنگاه نیز به دلیل کاهش شدید منابع مالی امکان‌پذیر نبوده و این خود شرایط وقوع بحران بانکی را فراهم می‌کند.

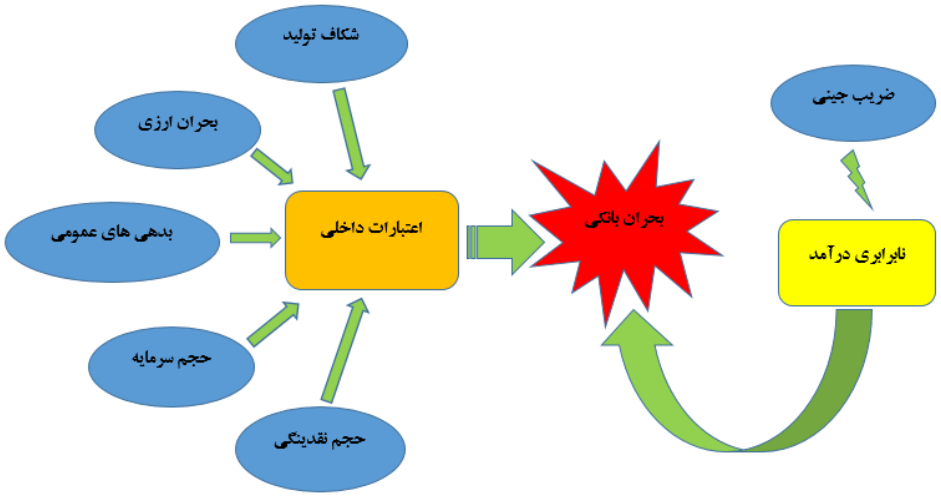
از طرفی نااطمینانی حاصل از این نوسانات که در بازار مالی حاکم می‌شود منجر به این خواهد شد که مردم برای دریافت سپرده‌هایشان به بانک‌ها هجوم ببرند و به تشدید بحران بانکی دامن بزنند.

یکی دیگر از عواملی که به بحران بانکی دامن می‌زند، شکاف تولید است. هنگامی‌که رکود در اقتصاد ایجاد می‌شود، کمبود تقاضا و بیکاری می‌تواند زمینه‌های بروز بحران بانکی را در اقتصاد ایجاد کند.

بدهی‌های عمومی نیز از دیگر عاملی است که می‌تواند به بحران بانکی منجر شود. در این زمینه می‌توان گفت که با افزایش بدهی‌های عمومی از یک‌سو تقاضا برای تسهیلات افزایش‌یافته و از سوی دیگر هجوم سپرده‌گذاران برای دریافت سپرده‌هایشان به بانک‌ها صورت می‌گیرد و درنتیجه بانک‌ها با بحران مواجه خواهند شد.

سیاست‌های پولی دولت‌ها در زمینه افزایش حجم نقدینگی نیز بر گسترش اعتبارات تأثیر ویژه‌ای دارد، به‌طوری که با افزایش حجم نقدینگی در اقتصاد، توانایی سیستم بانکی برای پاسخگویی به تقاضای مشتریان افزایش می‌یابد و این خود می‌تواند از بروز بحران جلوگیری کند.

در یک چارچوب مفهومی می‌توان عوامل مؤثر بر حجم اعتبارات داخلی را برشمرد. همان‌طور که از نمودار زیر مشاهده می‌شود، عوامل مختلفی بر حجم اعتبارات داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی تأثیرگذار است و رونق اعتبارات داخلی در اقتصاد درنهایت منجر به وقوع بحران بانکی خواهد شد.



مدل مفهومی پژوهش

از طرفی ضریب جینی به عنان معیاری شناخته شده در اندازه‌گیری نابرابری درآمد، با بحران بانکی در ارتباط است. به‌نحوی‌که با افزایش نابرابری در جامعه فاصله میان دهک‌های درآمدی بیشتر می‌شود و سپرده‌گذارانی که در دهک‌های درآمدی پایین قرار دارند ممکن است برای

دریافت سپرده‌هایشان به سمت بانک‌ها روانه شوند و از طرفی با کاهش سهم درآمدی دهک‌های پایین و ناتوانی آنان در پرداخت دیون اعتباریشان بحران بانکی تشدید می‌شود.

برخلاف اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) که هیچ ارتباط واضحی بین افزایش نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی سیستمی مشاهده نمی‌کنند، بلتین و دلبونو (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که تعداد زیادی از بحران‌های بانکی بین سال‌های ۱۹۸۲ و ۲۰۰۸ تحت تأثیر سطوح بالای نابرابری درآمد به وقوع پیوسته است.

بلتین و دلبونو بر این باورند که یک عنصر مهم از رابطه بین نابرابری و بحران‌های بانکی در تحقیقات اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) نادیده گرفته شده است. به‌طور خاص، آن‌ها معتقدند که سطوح نابرابری درآمد اهمیت کمتری نسبت به تغییر در تلاش برای درک ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی (و اقتصادی) ندارد. ازاین‌رو با هدف تکمیل مقاله اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱)، با اشاره به سطوح نابرابری درآمد برای زیر مجموعه‌ای از دوره‌های بحران‌های بانکی با انجام یک تجزیه‌وتحلیل آماری در همان خطوط اتکینسون و مورلی، بررسی می‌کنند که چه تعداد از کشورهایی که دچار بحران بانکی شده‌اند از میانگین نابرابری درآمد مربوط به کشورهای OECD که به‌عنوان معیار استفاده می‌شوند بالاتر یا پایین‌تر هستند. با وجود محدودیت‌های شدید ایجاد شده ناشی از در دسترس بودن داده‌های سازگار با ضرایب جینی، نتیجه‌گیری آنان در مورد ارتباط بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی به‌طور قابل‌توجهی با اتکینسون و مورلی متفاوت است.

مبنای عمل بلتین و دلبونو به شرح زیر می‌باشد:

(i) آنان معیارهای مشابه اتکینسون و مورلی را برای شناسایی بحران‌های بانکی سیستمی اتخاذ می‌کنند.

(ii) از مقدار ضریب جینی به‌عنوان معیاری برای نابرابری کلی درآمد قابل تصرف خانوار استفاده می‌کنند.

(iii) برای هر بحران بانکی، میانگین مقدار ضریب جینی بین (T-10) و (T-1) را محاسبه می‌کنند، جایی که T سال شروع بحران بانکی است و قرار است فقط یک سال طول بکشد. این بدان معناست که حداکثر، به‌طور متوسط ۱۰ مقدار موجود است، اگرچه در بسیاری از موارد باید به مشاهدات کمتری اعتماد کرد.

(iv) برای هر بحران، میانگین مقدار ضرایب جینی (برای کشوری که بحران بانکی در آن اتفاق افتاده است) را با مقدار مربوط به میانگین جینی برای کشورهای OECD مقایسه می‌کنند. وقتی فاصله زمانی مربوطه شامل دو میانگین OECD باشد (معمولاً هر ۵ سال یکبار در دسترس است)، برای به دست آوردن آستانه، از آن‌ها میانگین می‌گیرند.

v) با استفاده از مرحله (iv)، بسته به اینکه مقدار متوسط جینی بالاتر یا کمتر از آستانه ارائه شده توسط میانگین OECD باشد، بحران‌های بانکی را به دو گروه طبقه‌بندی می‌کنند.

نقطه شروع کار بلتین و دلبونو با زیرمجموعه‌ای از ۲۶ بحران بانکی گزارش شده در مقاله اتکینسون و مورلی (۲۰۱۱) برای دوره پس از ۱۹۴۵ ارائه شده است. در واقع، مرحله (iii) بالا و الزامات در مورد کیفیت مجموعه دادها این امکان را برای آنان فراهم می‌کند تا اطلاعات مربوط به نابرابری درآمد پس از مالیات درآمد را فقط برای ۱۴ بحران در ۱۲ کشور در دوره ۱۹۸۴–۲۰۰۸ جمع‌آوری کنند. ۹ کشور (از ۱۲ کشور) عضو OECD و ۱۱ (از ۱۴) بحران بانکی در کشورهای OECD به وقوع پیوسته بود.

بلتین و دلبونو با ادامه مراحل، با توجه به مراحل (iv) - (ii)، شاخص‌های جینی مربوطه و مقادیر معیارهای OECD را محاسبه می‌کنند. مدت‌زمان مربوطه برای ما، با توجه به سال قبل از شروع بحران، به نه سال برمی‌گردد. ازاین‌رو،

$$G_i = \sum_{t=T-10}^{T-1} G_{it}/N_i \qquad (۲)$$

در رابطهٔ بالا Ni تعداد مشاهدات کشور iام در دوره مربوطه است، G_{OT} میانگین ضرایب جینی کشورهای OECD می‌باشد در بازه زمانی t1 تا t2 است، که در آن $t_1 \geq$ T-10 ($t_2 \leq T$ - 1) اولین (آخرین) سالی است که برای محاسبه G_i استفاده می‌شود. استدلال آنان به این صورت است که، برای بحران پدید آمده در زمان T در کشور iام اگر $G_i > G_{OT}$ باشد، درنتیجه این کشور، نابرابری درآمد زیادی را قبل از بحران بانکی تجربه کرده است درحالی‌که اگر $G_i \leq G_{OT}$ چنین نیست؛ بنابراین درحالی‌که اتکینسون و مورلی به تغییرات کوتاه‌مدت در سطوح نابرابری درآمد نگاه می‌کند، این دو در مقایسه با سطوح مربوط به میانگین OECD، روی سطوح بلندمدت نابرابری درآمد تمرکز می‌نمایند(Bellettini & Delbono, 2013) .

راجان (۲۰۱۰) و استیگلیتز (۲۰۱۲) هر دو این فرضیه را مطرح می‌کنند که نابرابری درآمد، با رفع محدودیت مالی یا آزادسازی مالی که به بحران مالی منجر می‌شود، ارتباط تنگاتنگی دارد. بااین‌حال، رفع محدودیت مالی تنها واسطهٔ بالقوه بین نابرابری درآمد و بحران مالی نیست. استیگلیتز (۲۰۱۲) و استوکهامر (۲۰۱۵) این احتمال را که افزایش نابرابری به افزایش سفته‌بازی‌های مالی منجر می‌شود، بررسی کردند؛ زیرا گروه کوچکی از ثروتمندان تمایل به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های ریسکی دارند و طبیعت ناپایدار سرمایه‌گذاری‌های احتمالی منجر به بحران مالی می‌شود. استیگلیتز (۲۰۱۲) همچنین استدلال می‌کند که بانک‌های مرکزی ممکن است سیاست‌های پولی ضعیفی را در کشورهای دارای نابرابری زیاد اجرا کنند و سیاست‌های پولی ضعیف احتمال بحران‌های مالی را در بلندمدت افزایش می‌دهند (Rhee & Kim, 2018). بحران مالی دارای ابعاد مختلفی است که یکی از مهم‌ترین ابعاد آن، بحران بانکی می‌باشد. بحران بانکی وضعیتی است که توانایی بانک‌ها در اجرای نقش واسطه‌ای به‌شدت آسیب دیده باشد (Davis & Karim, 2008)، در این شرایط ورشکستگی بانک‌ها گسترش یافته و بانک‌ها قادر به پرداخت دیون خود نمی‌باشند.

خصوصیات دیگر بازارهای پولی در جهان سوم وجود دوگانگی مالی است که اشاره به همزیستی نرخ‌های بهره ناهمگن در بازارهای مالی سازمان‌یافته و غیرسازمان‌یافته دارد. در بازارهای غیرسازمان‌یافته با وجود یک ترکیب انحصاری و ریسک بالاتر، نرخ‌های بهره به‌مراتب بالاتر از نرخ‌های بازار سازمان‌یافته می‌باشد. نرخ‌های بهره در این بازارها با تغییر ریسک و بازده دارایی‌های واقعی تغییر می‌یابد. تحت چنین شرایطی عرضه پول به‌طور معنی‌داری بر نرخ‌های بهره تأثیر مهمی نخواهد داشت. ازاین‌رو از قدرت ابزار پولی در ایجاد رشد اقتصادی و اشتغال می‌کاهد. اگرچه بین بازارهای سازمان‌یافته و غیرسازمان یافته ارتباط وجود دارد، اما این ارتباط چندان قوی نیست و سیاست‌گذاری‌ها در بازار سازمان‌یافته غالباً بدون توجه به عملکرد بازار غیررسمی طراحی می‌شود. به‌این‌ترتیب بجای اینکه نرخ بهره در یک بازار سازمان‌یافته تعیین و کنترل شود، تنها بر آن نظارت می‌شود. لذا آثار عملکرد قوانین عرضه و تقاضای پول به‌طور کامل در نرخ بهره منعکس نمی‌شود (Mishkin, 2001).

با توجه به موارد فوق، با این فرض که بازارهای سرمایه ناقص‌اند، اولاً به ازای سطح معینی از کمبود در بازارهای سرمایه، توزیع متعادل‌تر ثروت در ارتباط با نرخ بالاتر سرمایه‌گذاری است.

ثانیاً در هر سطح مشخصی از توزیع ثروت، کامل‌تر بودن بازارهای سرمایه در ارتباط با نرخ‌های بالاتر سرمایه‌گذاری بوده است. بالاخره لحاظ کردن فرضی بی‌ثباتی سیاسی به‌عنوان عامل مهم و مؤثر بر سرمایه‌گذاری از اهمیت توزیع ثروت در تحت تأثیر قرار دادن سرمایه‌گذاری می‌کاهد (parvin & Taherifard, 2008).

به‌طورکلی می‌توان گفت نابرابری از دو کانال، بر میزان بدهی اثرگذار است؛ نخست با توجه به انگیزه‌ای که افراد به جهت هم‌تراز کردن سطح زندگی خود با دیگران دارند، به گرفتن وام روی می‌آورند. دوم، سیاست‌گذاری‌های سیستم مالی در راستای حمایت از افراد کم‌درآمد در شرایط نابرابری درآمدی در جهتی است که افزایش عرضه اعتبارات را تحت‌الشعاع قرار می‌دهد (Marchionne & Parekh, 2015).

۳-مروری بر مطالعات تجربی

۳-۱- مطالعات تجربی خارجی

مطالعات بسیاری در زمینهٔ شناسایی عوامل مؤثر بر بروز بحران بانکی صورت گرفته است که از آن جمله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

گلدشتاین و تورنر (۱۹۹۶) در مطالعه‌ای بر روی کشورهای درحال‌توسعه و توسعه‌یافته، متغیرهای کلان شامل بی‌ثباتی ترازتجاری، بی‌ثباتی نرخ بهره بین‌المللی، بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی، کاهش رشد تولید ناخالص داخلی و تورم و متغیرهای اقتصاد خرد، شامل آزادسازی مالی، مشکلات دولت، چهارچوب ضعیف حسابرسی، افشاگری و مقررات و عدم تطابق سررسیدها را از عوامل ایجاد بحران بانکی دانسته‌اند.

کامینسکی و همکاران (۱۹۹۹) با استفاده از روش سیگنالی جهت بررسی بحران‌های پولی در ۱۵ کشور درحال‌توسعه و ۵ کشور توسعه‌یافته نشان‌دادند که صادرات، انحراف نرخ واقعی ارز از روند، نسبت نقدینگی به ذخایر خارجی، تولید ناخالص ملی و قیمت سهام به‌عنوان شاخص‌های پیشرو بحران‌های بانکی هستند. آن‌ها در سال ۱۹۹۹ با استفاده از این رویکرد به‌خوبی توانستند بحران مالی آسیا را در دورهٔ زمانی ۱۹۹۸-۱۹۹۷ پیش‌بینی نمایند و آزادسازی مالی را به‌عنوان یکی از دلایل اصلی وقوع بحران در مطالعهٔ خود می‌دانستند.

کانت و دتراگیاچ (۲۰۰۵)، با مطالعه بر روی ۷۷ بحران بانکی، نشان دادند که کاهش تولید

ناخالص داخلی، نرخ بهره و تورم بالا، کسری بودجه، نسبت نقدینگی به ذخایر، نسبت تسهیلات پرداختی به بخش خصوصی به GDP و وقفه نرخ رشد اعتبارات متغیرهای پیشرو در احتمال وقوع بحران بانکی هستند.

هاگن و هو (۲۰۰۷)، در مطالعه‌ای بر روی ۴۷ کشور منتخب به این نتیجه رسیدند که متغیرهای کلان، شامل رکود شدید، تورم بالا، کسری بودجه، تقویت بیش‌ازحد نرخ ارز حقیقی، نرخ بهرهٔ حقیقی و کاهش رشد اقتصادی و متغیرهای خرد اقتصادی، شامل بیمه سپرده‌ها در ایجاد بحران بانکی مؤثر بوده‌اند و متغیرهای رشد اعتبارات، رشد پایه پولی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نسبت به تولید ناخالص داخلی در مدل معنادار نبوده‌اند.

بارل و همکاران (۲۰۱۰)، با استفاده از آزمون هشدارهای اولیه و رویکرد کانت و دیتراگیاچ (۲۰۰۵) و دیویس و کریم (۲۰۰۸) نشان دادند، شاخص‌هایی همچون نسبت سرمایه و نسبت نقدینگی و رشد قیمت مسکن می‌توانند از عوامل مؤثر در احتمال وقوع بحران بانکی در کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه (OECD) باشند.

نتایج پژوهش بابسکی و همکاران (۲۰۱۲) در کشورهای منطقهٔ یورو و کشورهای عضو سازمان همکاری اقتصادی و توسعه نشان داد که قیمت مسکن، قیمت سهام و رشد اعتبارات و اعطای تسهیلات به بخش خصوصی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر وقوع بحران بانکی در کشورهای یاد شده هستند.

همان‌طور که ملاحظه می‌شود تا سال ۲۰۱۲ هیچ مطالعه‌ای در خصوص رابطهٔ بین نابرابری درآمد و بحران‌های بانکی صورت نگرفته است و بررسی چنین رابطه‌ای همواره از حیطهٔ پژوهش اقتصاددانان به دور مانده است؛ تا اینکه سرانجام بورودو و ماینسن (۲۰۱۲) نخستین آزمایش تجربی در خصوص رابطهٔ علّی بین نابرابری درآمد و بحران مالی را با استفاده از داده‌های پانل در ۱۴ اقتصاد پیشرفته، طی دورهٔ ۱۹۲۰ تا ۲۰۰۰ را انجام دادند. آن‌ها هیچ رابطهٔ علّی بین ریسک‌های اعتباری و نابرابری درآمد پیدا نمی‌کنند، اما تأیید می‌کنند که روندهای اعتباری منجر به بحران مالی می‌شوند.

در مقابل پروجینی و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از داده‌های پانل در ۱۸ کشور OECD طی سال‌های ۱۹۷۰ تا ۲۰۰۷، یک رابطهٔ مثبت بین میزان درآمد و بدهی در بخش خصوصی پیدا می‌کند. مطالعات بورودو و ماینسن و پروجینی و همکاران، هر دو اقتصادهای پیشرفته را

موردبررسی قرار داده‌اند و بررسی رابطهٔ مذکور برای کشورهای درحال‌توسعه هنوز عملی شده بود.

ری و کیم (۲۰۱۸) به بررسی رابطهٔ بین نابرابری درآمد و بروز بحران بانکی در کشورهای درحال‌توسعه پرداختند. آن‌ها کار خود را بر مبنای استفاده از داده‌های پانلی در ۶۸ کشور جهان (شامل ۲۱ کشور پیشرفته و ۴۷ کشور درحال‌توسعه) طی دوره ۲۰۱۰-۱۹۷۳ انجام دادند.

بلتینی و همکاران (۲۰۱۹)، در مطالعه‌ای به تحلیل تجربی رابطه بین نابرابری درآمد و وقوع بحران‌های بانکی در ۳۳ کشور پیشرفته طی دوره زمانی ۲۰۱۱-۱۹۷۰ پرداختند. نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه معنادار و مثبت بین شاخص جینی و احتمال بحران‌های بانکی وجود دارد. این نتایج وقتی‌که توزیع درآمد بالاتر از یک درصد سهم درآمد است، مورد تأیید قرار می‌گیرد.

پاول (۲۰۲۰)، در مطالعه‌ای به بررسی الگوهای تاریخی نابرابری و بهره‌وری در طی بحران‌های مالی پرداختند. در این مقاله، برای درک عوامل تعیین‌کننده بحران‌های مالی، بر روی تحقیقات قبلی متمرکز شده و در مقابل تغییرات گرایشی در اقتصاد واقعی به‌عنوان عوامل بی‌ثباتی مالی در نظر گرفته شده است. نتایج نشان می‌دهد که افزایش نابرابری درآمد بالا و رشد بهره‌وری پایین به‌عنوان پیش‌بینی‌کننده‌های بحران هستند.

۳-۲- مطالعات تجربی داخلی

در داخل کشور، تاکنون مطالعه مستقیمی به بررسی بحران بانکی و توزیع درآمد نپرداخته است ولی در ادامه به مطالعات مشابهی در این حوزه پرداخته خواهد شد.

پروین و طاهری‌فرد (۲۰۰۸)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر فقر و توزیع-درآمد با استفاده از روابط رگرسیونی پرداخته‌اند و نتایج گویای آن است که سیاست‌های پولی در راستای کاهش فقر عمل نمی‌کند.

عصاری‌آرانی و همکاران (۲۰۰۹)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح برداری پرداختند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که تأثیر سیاست‌های پولی بر توزیع درآمد در ایران در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت متفاوت است.

ابراهیمی و آل‌مراد (۲۰۱۰)، در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر توسعه بازار پول بر توزیع درآمد در ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۴۵ با استفاده از الگوی خودرگرسیونی باوقفه گسترده پرداخته‌اند. نتایج نشان‌دهنده این است که توسعه بازار پول در بلندمدت و کوتاه‌مدت سبب کاهش نابرابری

درآمد می‌شود.

مشیری و نادعلی (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای به شناسایی عوامل مؤثر در بروز بحران بانکی در اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۸۷-۱۳۵۲ با استفاده از دو مدل لاجیت و مدل با احتمالات وقوع بحران به‌عنوان متغیر وابسته و از روش‌های حداکثر درست‌نمایی و حداقل مربعات وزنی پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان می‌دهد، متغیرهای تورم و مجذور آن، نرخ سود حقیقی و نسبت اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی نسبت به GDP، با احتمال وقوع بحران بانکی در ایران رابطه معناداری دارند.

زارعی و کمیجانی (۲۰۱۵)، در مطالعه‌ای به شناسایی و پیش‌بینی بحران‌های بانکی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۲-۱۳۶۹ با تواتر فصلی و با رهیافت چرخشی مارکف پرداختند. مدل تصریح شده در این روش توانسته است در ۷۷ درصد مواردی که بحران اتفاق افتاده است، وقوع بحران را با احتمال بالای ۴۰ درصد پیش‌بینی نماید و تنها ۱۲ درصد سیگنال اشتباه داشته است.

مرور مطالعات تجربی نشان می‌دهد، توزیع نامناسب درآمد و به دنبال آن فقر، موضوعی است که سیاست‌های مالی و پولی دولت در کاهش و یا تشدید آن نقش بسزایی دارند و از سوی دیگر همین نابرابری در درآمدهای می‌تواند زمینه‌های بروز بحران‌های پولی و مالی را ایجاد نماید. بانک‌ها در ایران مانند سایر کشورهای درحال‌توسعه، به علت محدودیت فعالیت‌های سایر مؤسسات مالی از نقش حساس‌تری در خصوص تأمین مالی برخوردار هستند؛ بنابراین وقوع بحران در این بخش، می‌تواند ثبات مالی را به مخاطره اندازد. لذا نوآوری این پژوهش در بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت نابرابری درآمد بر بحران بانکی به‌عنوان یکی از بحران‌های مهم در ایران می‌باشد که تلاش شده است در قالب روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار مورد تجزیه‌وتحلیل قرار گیرد.

۴-روش‌شناسی پژوهش، معرفی مدل و متغیرها

۴-۱- روش‌شناسی پژوهش

الف) آزمون خودبازگشتی با وقفه‌های گسترده (ARDL): در این مقاله از رویکرد مدل

خودبازگشتی باوقفه‌های گسترده[1] (ARDL)، معرفی شده توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱)، برای بررسی همجمعی و نیز تخمین روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین متغیرها استفاده شده است. این روش مزیت‌های زیادی نسبت به سایر تکنیک‌های مرسوم دارد و لذا به‌طور گسترده در مطالعات تجربی مورد استفاده قرار می‌گیرد. مهم‌ترین مزیت رویکرد ARDL این است که این روش صرف‌نظر از این‌که متغیرهای مدل I(۰) یا I(۱) هستند، قابل کاربرد است. دلیل دیگر این‌که، این روش در نمونه‌های کوچک یا محدود کارایی نسبتاً بیشتری در مقایسه با روش‌های دیگر دارد. هم‌چنین در این روش علاوه بر محاسبهٔ روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان محاسبه روابط پویا و کوتاه‌مدت وجود دارد. ضمن آن‌که سرعت تعدیل به تعادل بلندمدت پس از شوک‌های کوتاه‌مدت، با افزودن مدل ECM قابل محاسبه است. افزون بر این مشکل درونزایی به دلیل همبسته نبودن جملات اخلال در رویکرد ARDL بروز نمی‌کند (Pesaran and Shin, 1999).

ب) آزمون خودبازگشتی باوقفه‌های توزیعی کرانه‌ها (ARDL Bounds Test): روش آزمون ARDL Bound، براساس تخمین OLS یک الگوی تصحیح خطای نامقید[2](UECM) برای تحلیل هم‌انباشتگی بنا شده است. از مدل ARDL می‌توان یک مدل تصحیح خطای پویا(ECM) استخراج نمود(Bannerjee et al., 1993)، که ECM، پویایی‌های کوتاه‌مدت را با تعادل بلندمدت بدون از دست دادن اطلاعات بلندمدت ادغام می‌کند (Shrestha & Chowdhury, 2005). براساس کار پسران و رسران (۱۹۹۷) و پسران و شین (۲۰۰۱) مدل $\mathrm{ARDL}(p, q_1, q_2, \ldots, q_n)$ به‌صورت زیر بیان می‌شود:

$$\emptyset(L,p)y_t = c_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i (L,q_i)x_{it} + \delta_t w_t + u_t \qquad ; \qquad t = 1, \ldots, n \tag{۲}$$

که y_t متغیر وابسته، c_0 عرض از مبدأ، x_{it} متغیرهای مستقل، L عملگر وقفه و w_t شامل متغیرهای از پیش تعیین شده مانند متغیرهای دامی، متغیر روند و سایر متغیرهای برون‌زا با وقفه ثابت می‌باشند مدل الگوی تصحیح خطای نامقید مدل ARDL مزبور به‌وسیله بازنویسی معادله به‌صورت زیر به دست می‌آید:

1- Auto-Regressive Distributed Laged
2- Unrestricted Error Correction Model

$$Dy_t = c_0 + c_1 t + \lambda_{yx} z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t \quad (۳)$$

که D عملگر تفاضل مرتبه اول، t روند و $z_t = (y_t , \quad _{it})$ می‌باشند و γ_i پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل را نشان می‌دهد. با اعمال $c_0 \neq 0$ و $c_1 = 0$ رابطه را به‌صورت زیر خواهیم داشت:

$$Dy_t = c_0 + \lambda_{yy} y_{t-1} + \lambda_{yx} x_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dy_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \, Dx_{t-i} + \delta_t w_t + u_t \quad (۴)$$

برای اجرای رویکرد آزمون ARDL سه گام ضروری است. گام نخست تعیین وجود رابطه هم‌جمعی بلندمدت در بین متغیرهای معادله است. در این مرحله، براساس سطوح معنی‌داری مرسوم (۱٪، ۵٪ و ۱۰٪)، آمارهٔ F محاسباتی، با مورد مربوط به مقادیر بحرانی Bounds که در جدول پسران و همکاران(۲۰۰۱) آورده شده است، مقایسه می‌شود. اگر آمارهٔ F تخمین زده شده، بیش‌تر از مقدار بحرانی باشد، آن گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم هم‌انباشتگی رد می‌شود. اگر آمارهٔ F تخمین زده شده کم‌تر از کرانهٔ پایینی مقدار بحرانی باشد، آن‌گاه فرضیه صفر، مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی، نمی‌تواند رد شود. هر چند اگر آمارهٔ F محاسباتی بین کرانه بالایی و پایینی قرار گیرد، تصمیم قطعی نخواهد بود. در اینجا مرتبهٔ انباشتگی متغیرهای توضیحی I(d)، برای هر نتیجه‌ای باید شناخته شده باشد. در این وضعیت، اگر متغیرها I(۰) باشند، بر اساس کرانهٔ پایینی هم‌انباشته خواهند بود و برعکس(Shrestha & Chowdhury, 2005 & Tong, 2003) .

گام دوم، تخمین کشش‌های روابط بلندمدت و تعیین مقادیر آن‌هاست. کشش‌های بلندمدت، از ضرایب تخمین زده شدهٔ متغیرهای توضیحی (مستقل) در سطح با یک وقفه تقسیم بر متغیر وابسته در با یک وقفه، ضرب در یک علامت منفی، محاسبه می‌شوند (Bardsen, 1989). مقدار بلندمدت برای متغیر مجازی مستقیماً از معادلهٔ تخمین زده شده به دست می‌آید (Choong et al., 2005). گام دوم تنها درصورتی اجرا می‌شود که در گام اول، رابطهٔ بلندمدت وجود داشته باشد (Marashdeh, 2005).

سرانجام در گام سوم، کشش‌های کوتاه‌مدت از ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرهای مدل ARDL به دست می‌آیند. ضرایب تفاضل مرتبه اول متغیرها در UECM تخمین زده شده، نشان دهندهٔ کشش‌های کوتاه‌مدت هستند (Tong, 2003). زمانی‌که بیش از یک ضریب برای متغیر

مشخص وجود داشته باشد، آن‌ها با هم جمع می‌شوند و معنی‌داری مشترک آن‌ها با آزمون ضرایب Wald، آزمون می‌شود.

۴-۲- معرفی مدل و متغیرها

جهت بررسی رابطه بین نابرابری درآمد و بحران بانکی در ایران طی دورهٔ ۱۳۹۸-۱۳۵۹، مدل زیر با الهام از مطالعهٔ ری و کیم (۳)، مورد استفاده قرار گرفته است (معادله (۲)). در این مدل لگاریتم نسبت اعتبار داخلی به تولید ناخالص داخلی تعدیل شده (اعتبار داخلی حقیقی) به‌عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. همچنین به منظور نشان دادن میزان نابرابری از شاخص مشهور جینی بهره گرفته شده است. متغیرهای توضیحی مدل علاوه بر شاخص جینی شامل لگاریتم تولید ناخالص داخلی، لگاریتم حجم نقدینگی، لگاریتم تشکیل سرمایه ناخالص حقیقی، لگاریتم نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی، لگاریتم نرخ ارز حقیقی و شکاف تولید می‌باشد.

در این پژوهش برای بررسی ارتباط بین متغیرها در اقتصاد ایران از مدل خودبازگشتی با وقفهٔ گسترده و آزمون کرانه‌ها استفاده شده است که فرم عمومی آن به‌صورت زیر است:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \, Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{q} \lambda_j X_{t-j} + U_t \qquad (۵)$$

که در آن Y متغیر وابسته و X متغیر مستقل است. U_t نیز جزء اخلال می‌باشد.

به منظور بررسی ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه از فرم تصریح شده ARDL(1, 0, 0, 0, 1, 1, 0, 0) در این پژوهش بهره گرفته می‌شود که به‌صورت معادله (۶) نمایش داده شده است:

$$LCREDGDP_t = C + \gamma_1 \, LCREDGDP_{t-1} + \lambda_0 \, GINI_t + \xi_0 \, LDEBGDP_t + \rho_0 \, LGDP_t + \tau_0 \, LINV_t + \tau_1 \, LINV_{t-1} + \phi_0 \, LREX_t + \phi_1 \, LREX_{t-1} + \psi_0 \, OUTGAP_t + \omega_0 \, LM_t + U_t \qquad (۶)$$

که در آن:

$LCREDGDP$: لگاریتم نوسانات نسبت اعتبار داخلی به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج و به‌عنوان شاخص بحران بانکی در نظر گرفته شده است.

$GINI$: نشان‌دهندهٔ شاخص جینی می‌باشد که بین دو مقدار صفر و یک قرار می‌گیرد، که

هرچه مقدار این شاخص به صفر نزدیک‌تر باشد نشان‌دهندهٔ نابرابری کمتر و مقادیر نزدیک به واحد بیانگر نابرابری بیشتر می‌باشد؛ که داده‌های آن از بانک مرکزی ایران گرفته شده است.

$LDEBGDP$: بیانگر لگاریتم نوسانات نسبت بدهی عمومی به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج شده است.

$LGDP$: بیان‌کنندهٔ لگاریتم تولید ناخالص داخلی واقعی براساس شاخص قیمت سال پایه ۱۳۹۰ و برحسب میلیارد ریال

$LINV$: نشانگر نوسانات لگاریتم نسبت تشکیل سرمایه ناخالص به تولید ناخالص داخلی که آمار مربوط به هرکدام از بانک مرکزی و برحسب میلیارد ریال می‌باشند. نوسانات این نسبت براساس فیلتر هادریک-پرسکات استخراج شده است.

$LREX$: بیان‌کنندهٔ لگاریتم نرخ ارز حقیقی است. چنین داده‌ای با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات بر روی داده‌های نرخ ارز اسمی که از بانک مرکزی گردآوری شده، بدست آمده است.

$OUTGAP$: بیانگر شکاف تولید بوده و با استفاده از روش فیلتر هودریک-پرسکات بدست آمده است. داده های مربوط به شکاف تولید بر اساس تعریف درنبوش و فیشر از تفاضل تولید واقعی از تولید بالقوه به دست آمده است. (شکاف مثبت نشان‌دهندهٔ رکود و شکاف منفی نشان‌دهندهٔ تورم است).

و LM: معرف لگاریتم حجم نقدینگی و برحسب میلیارد ریال می‌باشد که اطلاعات آن از بانک مرکزی گردآوری شده است.

۵-یافته‌های پژوهش

۵-۱- آمار توصیفی متغیرها

قبل از هر چیز لازم است برای توصیف بهتر داده‌های مورد استفاده، به بررسی میانگین، انحراف معیار و مقادیر حداکثر و حداقل متغیرهای مدل پرداخته شود.

جدول ۱- آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشترین مقدار	کمترین مقدار	انحراف معیار	ضریب چولگی	ضریب کشیدگی	تعداد مشاهدات
LCREDGDP	۱۴/۵۲۰۹	۱۴/۳۸۸۷	۱۵/۴۹۶۴	۱۴/۰۹۵۷	۰/۳۵۳۳	۱/۰۲۱۸	۳/۱۱۹۱	۴۰
GINI	۰/۳۹۰۱	۰/۳۹۹۴	۰/۴۵۴۰	۰/۰۳۸۷	۰/۰۶۰۹	−۵/۱۹۲۶	۳۰/۷۱۱۶	۴۰
LDEBGDP	−۱/۴۶۶۵	−۱/۴۷۱۰	−۰/۶۷۸۹	−۲/۲۹۲۵	۰/۵۹۵۳	−۰/۰۰۰۴	۱/۴۱۴۷	۴۰
LGDP	۸/۵۴۲۱	۸/۴۸۲۰	۸/۸۴۶۰	۸/۱۹۹۸	۰/۱۷۲۵	۰/۰۱۲۴	۲/۰۲۰۹	۴۰
LINV	۳۴/۸۵۹۹	۳۴/۸۸۷۴	۳۵/۴۵۸۶	۳۳/۶۷۹۷	۰/۵۰۶۷	−۰/۵۴۷۸	۲/۲۹۰۴	۴۰
OUTGAP	۰/۰۱۵۹	−۰/۰۰۷۲	۰/۳۰۱۸	−۰/۰۹۴۷	۰/۰۸۴۲	۱/۸۲۹۱	۷/۰۲۵۱	۴۰
LM	۱۱/۹۹۹۷	۱۱/۸۹۶۷	۱۶/۳۴۳۹	۸/۱۷۴۷	۲/۵۳۱۸	۰/۱۳۷۳	۱/۷۱۷۷	۴۰

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۱) خلاصه‌ای از آمار توصیفی متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش را ارائه می‌دهد. چولگی برابر با گشتاور سوم نرمال شده است. چولگی در حقیقت معیاری از وجود یا عدم تقارن توزیع می‌باشد. برای یک توزیع کاملاً متقارن صفر و برای یک توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر بالاتر چولگی مثبت و برای توزیع نامتقارن با کشیدگی به سمت مقادیر کوچک‌تر مقدار چولگی منفی است. داده‌های مورد مطالعه در این پژوهش به غیر از ضریب جینی، بدهی به GDP، و سرمایه‌گذاری، همگی چوله به راست هستند.

کشیدگی برابر با گشتاور چهارم نرمال شده است؛ به عبارت دیگر معیاری از تیزی منحنی در نقطه ماکزیمم است. برای مثال ضریب جینی، اعتبارات به GDP به ترتیب دارای کشیدگی ۵/۱۹ و ۱/۷۱ هستند که از کشیدگی توزیع نرمال (مقدار کشیدگی توزیع نرمال برابر ۳ می‌باشد) کمتر است و سایر متغیرها دارای کشیدگی بیشتر از کشیدگی توزیع نرمال هستند. با توجه به اینکه حجم نمونه‌ها در این پژوهش برای هر متغیر ۴۰ داده است، لذا طبق قضیه حد مرکزی، داده‌ها از توزیع نرمال برخوردار هستند.

۵-۲- بررسی مانایی متغیرها

در روش‌های سری زمانی گام نخست بررسی مانایی متغیرها می‌باشد. با توجه به نامانایی اکثر سری های زمانی در اقتصاد کلان، بکارگیری اقتصادسنجی متداول برای تحلیل کمی روابط اقتصادی تردیدآمیز جلوه می کند. در واقع نامانایی سری‌های زمانی(داشتن ریشه واحد) ممکن است منجر به رگرسیون کاذب شود. لذا قبل از تحلیل‌های هم‌انباشتگی، ابتدا خواص مانایی کلیهٔ

متغیرهای مدل به وسیلهٔ روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) آزمون می‌شود.

جدول ۲- آزمون ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته (باعرض از مبدأ و روند)

متغیر	آماره آزمون ADF	سطوح بحرانی		سطح احتمال	نتیجه
		سطح ۵٪	سطح ۱۰ ٪		
LCREDGDP	۳/۱۸۵۷	-۱/۹۵۰۱	-۱/۶۱۱۳	۰/۹۹۹۴	نامانا
D(LCREDGDP)	-۲/۴۲۹۹	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۰۱۶۵	I(1)
GINI	۲/۲۷۵۶	-۲/۹۶۰۴	-۲/۶۱۹۲	۰/۹۹۹۹	نامانا
D(GINI)	-۴/۲۴۸۵	-۳/۵۸۷۵	-۳/۲۲۹۲	۰/۰۰۲۲	I(1)
LDEBGDP	-۱/۸۸۵۷	-۱/۹۵۱۳	-۱/۶۱۰۷	۰/۰۵۷۵	نامانا
D(LDEBGDP)	-۲/۶۰۷۶	-۱/۹۵۱۳	-۱/۶۱۰۷	۰/۰۰۹۸	I(1)
LGDP	-۰/۵۳۱۶	-۲/۹۴۳۴	-۲/۶۱۰۳	۰/۸۷۳۵	نامانا
D(LGDP)	-۵/۵۷۸۴	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵	۰/۰۰۰۰	I(1)
LINV	-۰/۵۶۸۸	-۲/۹۵۱۱	-۲/۶۱۴۳	۰/۸۶۴۷	نامانا
D(LINV)	-۴/۳۱۷۲	-۲/۹۵۱۱	-۲/۶۱۴۳	۰/۰۰۱۷	I(1)
LREX	-۱/۵۰۵۶	-۲/۹۴۸۴	-۲/۶۱۲۹	۰/۵۱۹۱	نامانا
D(LREX)	-۶/۲۰۱۹	-۲/۹۴۸۴	-۲/۶۱۲۹	۰/۰۰۰۰	I(1)
OUTGAP	۱/۶۴۶۷	-۱/۹۵۳۸	-۱/۶۰۹۶	۰/۹۷۲۵	نامانا
D(OUTGAP)	-۵/۲۶۶۰	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۰۰۰۰	I(1)
LM	۳/۵۴۶۴	-۱/۹۵۰۴	-۱/۶۱۱۲	۰/۹۹۹۸	نامانا
D(LM)	-۳/۵۲۳۶	-۲/۹۴۵۸	-۲/۶۱۱۵	۰/۰۰۲۹	I(1)

منبع: یافته‌های تحقیق

همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، کلیه متغیرهای مدل در سطح نامانا هستند و قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته محاسبه شده برای آن‌ها در سطح از قدرمطلق مقادیر بحرانی کوچکتر بوده و بنابراین فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان رد کرد؛ بنابراین با یکبار تفاضل‌گیری از این متغیرها، قدرمطلق آماره دیکی-فولر تعمیم‌یافته برای آن‌ها از قدرمطلق مقادیر بحرانی بزرگتر شده و ایستا بودن آن‌ها را به اثبات می‌رساند. با توجه به اینکه کلیه متغیرها I(1) هستند، بایستی با استفاده از روش مناسب، وجود رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرها مورد بررسی قرار گیرد.

۵-۳- تعیین و شناسایی بردار هم‌انباشتگی

در اغلب متغیرهای سری‌زمانی اقتصادی گرایش به حرکت هم‌جهت وجود دارد و این به دلیل

وجود روند مشترکی است که در غالب آنها مشاهده می‌شود. به‌طورکلی متغیرهای اقتصادی که خصوصیات آماری آن‌ها (مثل میانگین و واریانس) تابعی از زمان باشد، متغیرهای نامانا می‌نامند. تخمین مدل رگرسیون با استفاده از متغیرهای نامانا را رگرسیون کاذب می‌نامند، زیرا استناد به نتایج چنین مدلی به نتایج گمراه‌کننده‌ای منجر خواهد شد. یک راه برای اجتناب از رگرسیون کاذب، تفاضل‌گیری و استفاده از تفاضل متغیرها در مدل است. ولی چنین مدلی هیچ‌گونه اطلاعاتی در خصوص رابطهٔ بلندمدت متغیرها ارائه نمی‌کند. تحت چنین شرایطی، می‌توان به روش‌های هم انباشتگی (همجمعی) متوسل شد و مدل مورد نظر را به دور از کاذب بودن بر اساس سطح متغیرها برآورد کرد.

در این پژوهش جهت بررسی رابطهٔ بلندمدت میان متغیرهای مدل از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن استفاده شده است که نتایج آن در جدول (۳) نمایش داده شده است. نتایج نشان می‌دهد، بر اساس آمارهٔ آزمون اثر، می‌توان نتیجه گرفت که حداقل ۷ بردار هم‌انباشته در سطح معناداری ۵٪ وجود دارد.

جدول ۳- آزمون هم‌انباشتگی یوهانسن

احتمال	مقدار بحرانی ۵٪	آمارهٔ آزمون اثر	فرضیه مقابل	فرضیه صفر
۰/۰۰۰۰	۱۵۹/۵۲۹۷	۵۱۷/۶۷۳۳	$K = ۱$	$K = ۰$
۰/۰۰۰۰	۱۲۵/۶۱۵۴	۳۳۵/۳۳۷۶	$K = ۲$	$K \leq ۱$
۰/۰۰۰۰	۹۵/۷۵۳۷	۲۲۴/۳۱۶۶	$K = ۳$	$K \leq ۲$
۰/۰۰۰۰	۶۹/۸۱۸۹	۱۳۱/۴۹۹۷	$K = ۴$	$K \leq ۳$
۰/۰۰۰۰	۴۷/۸۵۶۱	۷۹/۹۸۵۷	$K = ۵$	$K \leq ۴$
۰/۰۰۱۰	۲۹/۷۹۷۱	۴۲/۷۷۲۷	$K = ۶$	$K \leq ۵$
۰/۰۱۵۳	۱۵/۴۹۴۷	۱۸/۷۹۹۲	$K = ۷$	$K \leq ۶$
۰/۰۹۹۸	۳/۸۴۱۵	۲/۷۰۹۲	$K = ۸$	$K \leq ۷^{*}$

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۴- برآورد مدل به روش ARDL

به منظور تخمین مدل ARDL(۱,۰,۰,۰,۱,۱,۰,۰) فرم محاسباتی روش خودرگرسیونی توزیعی

باوقفه در نظر گرفته می‌شود که به‌صورت زیر نوشته شده است.

$$\Delta Y = \beta_0 + \sum_{i=1}^{p} \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_2 X_{t-j} + \theta_1 Y_{t-i} + \theta_2 X_{t-j} + U_t \quad (۷)$$

در رابطهٔ فوق جزء $\sum_{i=1}^{p} \beta_1 Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \beta_2 X_{t-j}$ نشان‌دهندهٔ رابطه کوتاه‌مدت میان متغیرهای مدل است و جزء $\theta_1 Y_{t-i} + \theta_2 X_{t-j}$ رابطهٔ بلندمدت میان متغیرها را نشان می‌دهد. U_t نیز بیانگر جزء اخلال است.

برای تخمین مدل فوق ابتدا وجود رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرها بررسی می‌شود، سپس به آزمون وجود یا عدم وجود رابطهٔ بلندمدت پرداخته می‌شود.

جهت شناسایی روابط کوتاه مدت و بلندمدت میان متغیرها، فرضیهٔ صفر مبنی بر عدم وجود رابطهٔ کوتاه مدت یا بلندمدت، در مقابل فرضیه وجود رابطه کوتاه مدت یا بلندمدت مورد آزمون واقع می‌شود. چنانچه P-Value کوچک‌تر از ۵٪ باشد فرضیهٔ صفر رد می‌شود و وجود رابطهٔ کوتاه‌مدت یا بلندمت میان متغیرها تأیید می‌شود.

نتایج رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان متغیرها، به ترتیب در جداول ۴ و ۵ نشان داده شده‌اند.

جدول ۴- رابطهٔ کوتاه مدت در مدل ADRL

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
D(GINI)	۰/۴۹۷۹	۱/۷۳۴۴	۰/۰۹۴۷
D(LDEBGDP)	۰/۱۲۸۰	۱/۲۰۶۴	۰/۲۳۸۵
D(LGDP)	۱/۲۹۹۱	۳/۴۹۱۰	۰/۰۰۱۷
D(LINV)	۰/۰۶۳۶	۰/۶۱۱۴	۰/۵۴۶۲
D(LREX)	-۰/۲۰۴۹	-۲/۲۹۰۷	۰/۰۳۰۳
D(OUTGAP)	۰/۷۶۰۹	۲/۷۵۲۳	۰/۰۱۰۶
D(LM)	-۰/۰۲۲۲	-۱/۸۲۶۴	۰/۰۸۰۲
CointEq(-1)	-۰/۳۵۷۳	-۳/۱۸۰۵	۰/۰۰۳۸

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول (۴)، وجود رابطهٔ کوتاه‌مدت بین متغیرهای مستقل تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز حقیقی و شکاف تولید با متغیر وابستهٔ نسبت اعتبار داخلی به GDP تأیید می‌شود. به عبارتی در کوتاه‌مدت، با افزایش تولید ناخالص داخلی و شکاف تولید از مقدار بالقوه خود، میزان اعتبار داخلی به تولید افزایش یافته، و منجر به بروز بحران بانکی خواهد شد.

از سوی دیگر به دلیل معنادار نبودن متغیر ضریب جینی، ارتباط این متغیر در کوتاه‌مدت با

نسبت اعتبارات به GDP برقرار نیست. ضریب تعدیل (ECM) که در سطر آخر جدول ۴ نشان داده شده است، منفی و در حدود (۰/۳۶) برآورد شده است و نشان می‌دهد که در صورت وارد شدن شوک و انحراف از تعادل، ۳۶ درصد از عدم تعادل تابع مورد نظر از مسیر بلندمدتش، در دورهٔ بعد توسط متغیرهای الگو تصحیح می‌شود.

جدول ۵ نیز رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مستقل با متغیر وابسته را ارائه می‌دهد.

جدول ۵- رابطهٔ بلند مدت در مدل ADRL

متغیر	ضریب	آمارهٔ t	احتمال
GINI	۱/۳۹۳۶	۲/۵۳۹۳	۰/۰۱۵۸
LDEBGDP	۰/۳۵۸۲	۲/۳۳۹۱	۰/۰۲۲۱
LGDP	۳/۶۳۶۰	۲/۷۴۰۸	۰/۰۱۰۹
LINV	۰/۲۴۹۶	۴/۷۷۷۲	۰/۰۰۰۰
LREX	-۰/۰۰۹۷	-۴/۱۱۸۹	۰/۰۰۰۰
OUTGAP	۲/۱۲۹۵	۲/۳۸۴۷	۰/۰۲۴۷
LM	-۰/۰۶۲۱	-۵/۵۷۷۳	۰/۰۰۰۰
C	-۷/۵۰۷۴	-۰/۶۹۳۴	۰/۴۹۴۲

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج ارائه شده در جدول ۵ حاکی از آن است که در بلندمدت، میان تمامی متغیرهای مستقل مدل با متغیر وابسته رابطه وجود دارد. نتایج رابطه ضریب جینی و شاخص بحران بانکی نیز نشان از رابطه مثبت و معنادار است که به دلیل افزایش نابرابری‌های درآمدی و تقاضای مردم برای تسهیلات، حجم اعتبارات اعطایی افزایش یافته و انتظار افزایش بدهی‌ها را می‌توان داشت، لذا این موضوع به تشدید بحران بانکی در کشور منتهی خواهد شد.

از سوی دیگر با افزایش بدهی‌های عمومی، همانطور که در بالا نیز اشاره شد، میزان درخواست تسهیلات بانکی افزایش یافته و لذا شاخص بحران بانکی را تحریک می‌نماید. با افزایش تولید ناخالص داخلی، حجم اعتبارات داخلی نیز افزایش یافته و این به نوبه خود می‌تواند منجر به ایجاد بحران بانکی شود.

با افزایش سرمایه‌گذاری و تشدید شکاف تولید نیز حجم اعتبارات داخلی به تولید افزایش یافته و بحران بانکی را ناشی می‌شود. ولی افزایش نرخ ارز (به دلیل کاهش ارزش پول ملی) و نقدینگی باعث کاهش اعطای تسهیلات شده و انتظار می‌رود برروی بحران بانکی نیز اثر منفی داشته باشد.

بر اساس جداول ۴ و ۵ الگوی مورد بررسی، به‌صورت معادلهٔ (۸) تخمین زده می‌شود:

$$D(LCREDGDP) = -۷/۵۰۷ + ۰/۴۹۸\ D(GINI) + ۰/۱۲۸\ D(LDEBGDP) + ۱/۲۹۹\ D(LGDP) + ۰/۰۶۴\ D(LINV) - ۰/۲۰۵\ D(LREX) + ۰/۷۶۱D(OUTGAP) - ۰/۰۲۲\ D(LM) + ۱/۳۹۴GINI + ۰/۳۵۸\ LDEBGDP + ۳/۶۳۶LGDP + ۰/۲۵۰LINV - ۰/۰۱۰LREX + ۲/۱۲۹OUTGAP - ۰/۰۶۲LM + U \quad (۸)$$

۵-۵- آزمون ARDL Bound

جهت پیدا کردن رابطهٔ هم‌جمعی بین متغیرها از آمارهٔ حد بالا و پایین باندز که توسط شین و پسران ارائه شده‌است استفاده می‌کنیم. برای آزمون وجود یا عدم وجود رابطه‌ی هم‌جمعی بین متغیرهای مدل فروض زیر را در نظر می‌گیریم.

H_0 : رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت وجود ندارد

H_1 : رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت وجود دارد

یافته‌های حاصل از تخمین آزمون ARDL Bounds در جدول ۶ به نمایش گذاشته شده است. بر اساس آزمون ARDL Bounds هرگاه مقدار آمارهٔ F بزرگ‌تر از حد بالای باند باشد، فرضیهٔ صفر رد شده و در نتیجه رابطهٔ هم‌جمعی بلندمدت بین متغیرها وجود دارد.

نتایج آزمون ARDL Bounds که در در جدول ۶ ارائه شده است نشان می‌دهد که مقدار آمارهٔ F در تمام سطوح معنادار بزرگ‌تر از حد بالای ارزش بحرانی است و بنابراین رابطه هم‌جمعی بلندمدت میان متغیرها وجود خواهد داشت.

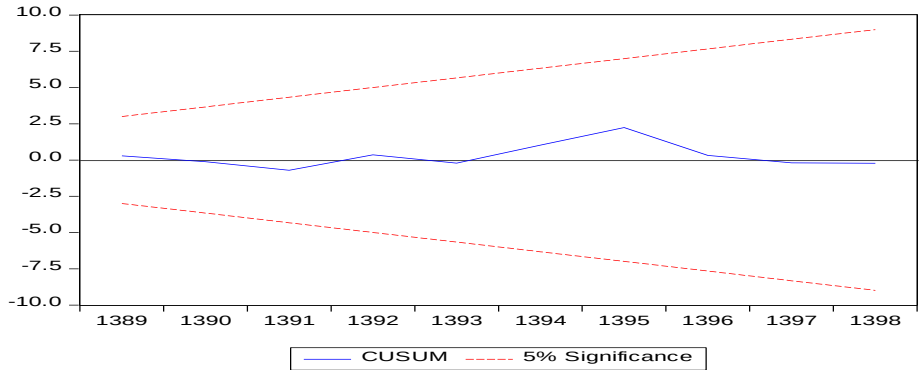
جدول ۶- آزمون باند برای وجود یک رابطه هم‌انباشتگی در بلندمدت

آماره F	مقادیر بحرانی کراندار			نتیجه
	سطح اطمینان	I0 Bound	I1 Bound	
۶/۵۷۲۴	٪۱۰	۱/۹۲	۲/۸۹	رد فرضیهٔ صفر
	٪۵	۲/۱۷	۳/۲۱	رد فرضیهٔ صفر
	٪۲/۵	۲/۴۳	۳/۵۱	رد فرضیهٔ صفر
	٪۱	۲/۷۳	۳/۹	رد فرضیهٔ صفر

منبع: یافته‌های تحقیق

۵-۶- آزمون‌های ثبات ساختاری مدل

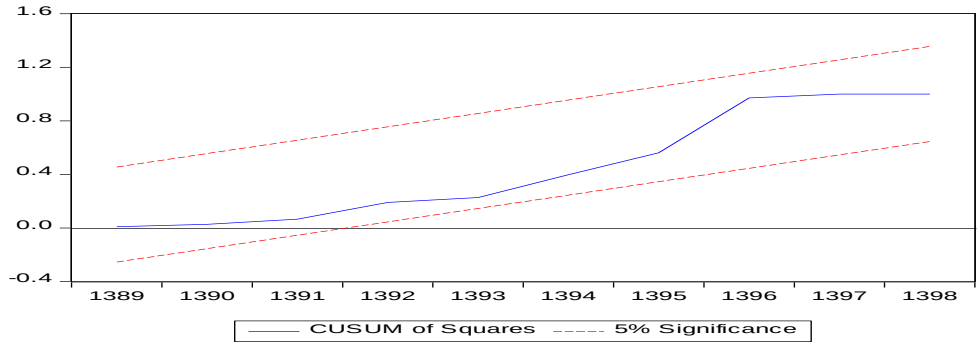
برای اطمینان از ثبات ساختاری مدل، آزمون‌های CUSUM، CUSUMSQ را که منعکس کننده ثبات در ضرایب تخمینی در طول دوره مورد بررسی هستند، انجام شده است. این آزمون که توسط هنسن[1] (۱۹۹۲) ارائه گردید، بیان می‌کند پارامترهای تخمین زده شده در یک سری زمانی ممکن است در طی زمان تغییر کنند و پارامترهای بی‌ثبات نیز ممکن است به عدم تشخیص صحیح منجر شوند. لذا انجام آزمون ثبات پارامتری ضروری به نظر می‌رسد. برای این منظور از آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی(CUSUM) و مجذور پسماند تجمعی بازگشتی(CUSUMSQ) که توسط براون و دیگران[2] (۱۹۷۵) ارائه شده، استفاده خواهد شد. اگر نمودارهای ارائه شده داخل فاصله اطمینان ۹۵٪ باشند، فرضیه صفر مبنی بر وجود ثبات ساختاری را نمی‌توان رد کرد و اگر نمودارها از فاصله اطمینان بیرون زده باشند یا به عبارتی فاصله اطمینان را قطع کرده باشند، فرضیه صفر را می‌توان رد کرد.



نمودار۲- آزمون مجموع پسماند تجمعی بازگشتی (CUSUM) مربوط به ثبات ساختاری مدل

مأخذ: محاسبات پژوهش

1-Hansen
2-Brown et al.



نمودار ۳- آزمون مجذور پسماند تجمعی بازگشتی (*CUSUMSQ*) مربوط به ثبات ساختاری مدل

مأخذ: محاسبات پژوهش

همانطور که مشاهده می‌گردد هر دو نمودار در بین دو خطی می‌باشند که ناحیه بحرانی را در سطح خطای ۵٪ تعیین کرده‌اند، بنابراین در سطح اطمینان ۹۵٪ می‌توان گفت که مدل از ثبات ساختاری برخوردار است.

۶- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تأمین عدالت اجتماعی و رفع فقر و محرومیت از طریق ایجاد تعادل در توزیع درآمد و ثروت میان آحاد جامعه موردتوجه و تأکید قانون اساسی می‌باشد. از این‌رو ضروری است راهبردهای توسعه کشور مبتنی بر رشد سریع اقتصادی و کاهش بحران‌های مالی و بانکی و توزیع عادلانه درآمد باشد و برنامه‌ریزی و سیاست‌گزاری براساس اهداف فوق صورت گیرد. در این میان دو مقوله بحران بانکی و توزیع درآمد چندان در مطالعات تجربی مورد بررسی قرار نگرفته است درحالی که با توجه به تضاد و ناسازگاری که بین نابرابری درآمد و افزایش بدهی‌های بانکی و در نتیجه اثرات آن بر روی بحران بانکی به‌عنوان یکی از متغیرهای کاهنده رشد اقتصادی، می‌توان گفت افزایش نابرابری‌های درآمدی می‌تواند در تشدید بحران بانکی اثرگذار باشد.

برو (۱۹۷۴)، اشاره می‌کند که با توجه به افزایش تسهیلات و به نوبه آن استفاده‌های بدهی، قرض‌گیری خانوارها به افراد اجازه می‌دهد که مصرف خودشان را هنگام مواجهه با درآمدهای متغیر هموار سازند. به شرکت‌ها اجازه می‌دهد تا سرمایه‌گذاری و تولید خود را در مواجهه با تغییرات فروش هموار سازند و به دولت‌ها اجازه می‌دهد که درآمدهای مالیاتی را در مواجهه با

مخارج مختلف پایدار سازند. همچنین قرض‌گیری، بهره‌وری تخصیص سرمایه در میان استفاده‌های محتمل مختلف در کشور را بهبود می‌بخشد؛ بنابراین به جرات می‌توان گفت بدون بدهی، اقتصاد رشد نمی‌یابد و نوسانات اقتصادی بیش از مقدار موردانتظار خواهد بود.

در مقابل افزایش ارائه تسهیلات و انباشت بدهی با ریسک همراه است. هنگامی که سطح اعطای تسهیلات و بدهی‌ها افزایش یابد، توانایی قرض‌گیرندگان به جهت بازپرداخت به‌طور تدریجی نسبت به کاهش درآمد و فروش و همچنین نسبت به افزایش نرخ‌های بهره حساس‌تر می‌شود. هنگام هر شوک، بدهی بالا احتمال نکول بالاتری را در پی دارد، حتی در ازای یک شوک خفیف نیز قرض‌گیرندگان با بدهی بالا، ممکن است دیگر به‌عنوان یک متعهد مالی معتبر به حساب نیایند و زمانی که قرض‌گیرندگان قرض‌دهی را متوقف می‌سازند، مصرف و سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد؛ بنابراین اگر رکود به اندازه کافی بالا باشد، نکول‌ها، کمبود تقاضا و بیکاری بالا ممکن است پیامد منفی در اقتصاد به دنبال داشته باشد. براین اساس به جای رشد بالا و پایدار با تورم پایین و با ثبات، بدهی می‌تواند به معنی چرخه‌های مالی مختل‌کننده‌ای باشد که در آن اقتصادها یکی در میان بین رونق تجدید اعتبار و ورشکستگی‌های ناشی از نکول بده-بستان کنند و زمانی که رکودها به اندازه کافی عمیق هستند، سیستم مالی با شکست مواجه می‌شود و می‌تواند ورشکستگی اقتصاد حقیقی را هم به دنبال خواهد داشت.

در این راستا این مطالعه درصدد پاسخ‌گویی به این سؤال برآمد که آیا نابرابری درآمدی منجر به بروز بحران بانکی خواهد شد؟ برای این منظور با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی کراندار و در دوره زمانی ۱۳۹۶-۱۳۵۹، به بررسی اثرات کوتاه و بلندمدت ضریب جینی به‌عنوان شاخص نابرابری درآمدی بر نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص بحران بانکی پرداخته شد.

نتایج برآورد مدل در کوتاه‌مدت حاکی از عدم وجود رابطه معنادار بین نابرابری درآمدی و بحران بانکی است، ولی در بلندمدت این رابطه به‌صورت اثرگذاری مثبت خود را نشان داده است؛ به‌گونه‌ای که با افزایش یک درصد در ضریب جینی، ۱/۳۹ درصد در نسبت اعتبارات داخلی به تولید افزایش ایجاد شده و منجر به بروز بحران بانکی شده است.

در مورد سایر متغیرها نیز می‌توان گفت با افزایش تولید، سرمایه‌گذاری، شکاف تولید، بحران بانکی تشدید شده ولی با افزایش نرخ ارز و نقدینگی، این اثر روند کاهشی خواهد داشت.

به‌طور واضح پیشنهاد سیاستی به دست آمده از این مطالعه، توسعه مؤسسات و ابزارهای مالی و افزایش کیفیت و کارایی نهادهای مالی موجود برای کاهش نابرابری توزیع درآمد موجود در اقتصاد ایران است. توزیع عادلانه اعتبارات یکی از مواردی است که می‌تواند بر کاهش نابرابری مؤثر باشد و پیشنهاد می‌شود که بانک مرکزی تدابیر لازم برای توزیع عادلانه اعتبارات در نظام بانکی را عملیاتی نماید. همچنین اقدام برای گسترش بازار سرمایه، به‌ویژه ایجاد امکان دسترسی تمامی افراد به بازار سرمایه می‌تواند ازجمله اقدام‌های دیگری باشد که به‌منظور بهبود وضعیت بخش مالی و به دنبال آن بهبود وضع توزیع درآمد توصیه شود.

References

[1] Development of financial markets and income inequality in Iran

[۲] توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران

[3] Development of financial and income inequality markets in Iran

[۴] توسعه بازارهای نابرابری مالی و درآمدی در ایران

[5] Can't load full results
[6] Try again
[7] Retrying...
[8] Retrying...

[9] Development of financial markets and income inequality in Iran

[۱۰] توسعه بازارهای مالی و نابرابری درآمدی در ایران

[11] Development of financial and income inequality markets in Iran

[۱۲] توسعه بازارهای نابرابری مالی و درآمدی در ایران

[13] Can't load full results
[14] Try again
[15] Retrying...
[16] Retrying...

[17] Assari Arani, A. Agheli, L & Shafiei, S. 2014. "The Impact of monetary policies on Income distribution in Iran". Quarterly Journal of Quantitative Economics. 2014. Vol. 6, Issue 22, pp: 105-128. (In Persian).

[18] Babecký, J.; Havránek, T.; Matějů, J.; Rusnák, M.; Šmídková, K. & Vašíček, B. (2012). "Leading indicators of crisis incidence: Evidence from developed countries". Journal of International Money and Finance, Issue 35, pp: 1-19.

[19] Bannerjee, A.; Dolado, J. J.; Galbraith, J. W. & Hendry, D. F. (1993). "Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data". Oxford: Oxford University Press.

[20] Bardsen, G. (1989). "Estimation of Long -Run Coefficients in Error Correction Models". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 51, pp: 345– 350.

[21] Barrell, R.; Davis, E.; Karim, D. & Liadze, I. (2010). "Bank regulation, property prices and early warning systems for banking crises in OECD countries". Journal of Banking & Finance, 2010, vol. 34, issue 9, PP: 2255-2264.

[22] Bellettini, G. & Delbono, F. (2013). "Persistence of High Income Inequality and Banking Crises: 1980-2010". Fiscal Policy, Macroeconomics and Growth. CESIFO WORKING PAPER, NO. 4293

[23] Bellettini, G.; Delbono, F.; Karlström, P. & Pastorello, S. (2019). "Income inequality and banking crises: Testing the level hypothesis directly". Journal of macroeconomics, Vol. 62.

[24] Bernanke, B.S. (1983). "Nonmonetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression", American Economic Review, vol.73, pp: 257–76.

[25] Bordo, M.D. & Meissner, C.M., 2012. "Does inequality lead to a financial crisis?". Journal of Money Finance, Vol. 31, 2147–2161.

[26] Borio, C.; Furfine, C. & Lowe, P. (2001). "Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options". BIS papers, Vol 1, pp: 1-57.

[27] Calomiris, C. & Mason, J.R. (1997), "Contagion and bank failures during the Great Depression: the Chicago 1932 bank panic", American Economic Review, Vol.87, Issue 5, pp: 63_883.

[28] Caprio, G. & Martinez-Peria, M. S. (2000). "Avoiding disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises". Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.

[29] Caprio, G. & Summers, L. (1993). "Finance and Its Reform: Beyond Laissez-Faire". World Bank Policy Research Working Paper, 1171.

[30] Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (www.cbi.ir). (In Persian)

[31] Choong, C. K.; Law, S. H.; Yusop, Z. & Choo, S. S. (2005). "Export-led Growth Hypothesis in Malaysia: A Revisit". The ICFAI Journal of Monetary Economics4, No. 3, pp: 26–42.

[32] Davis, E. P. & Karim, D. (2008). "Comparing early warning systems for banking crises". Journal of Financial stability, Issue 4(2), pp: 89-120.

[33] Davis, E.P. & Zhu, H. (2004). "Bank lending and commercial property prices, some cross country evidence". BIS Working Paper. No. 150.

[34] Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (1997). "The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries". IMF Working

Paper, vol.106.

[35] Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2005). "Cross-Country Empirical Studies of Systemic Bank Distress: A Survey". IMF Working, Paper, 96.

[36] Derakhshan, M. (2008). "The Nature and Causes of Financial Crisis in 2008 and its Impact on Iranian Economy". Center for Strategic Research, Thehran, 2008. (In Persian).

[37] Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983). "Bank runs, deposit insurance, and liquidity". The journal of political economy, pp: 401-419.

[38] Domac, I & Martinez, Peria, M.S. (2003). "Banking crises and exchange rate regimes: Is There a Link? " .Journal of International Economics, Issue 61, pp 41-72.

[39] Ebrahimi, M. & Ale Morad, M., (2008). "Development of financial markets and income inequality in Iran". Jounnal of Monetary and Banking Reasearch, 2008, vol.2, Issue 6, pp: 109-131. (In Persian)

[40] Goldstein, M. & Turner, P. (1996). "Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options". BIS Economic Papers, No. 46.

[41] Haubrich, J.G. (1990). "Nonmonetary effects of financial crises: lessons from the Great Depression". Journal of Monetary Economics, Vol.25, Issue 2, pp: 52_223.

[42] Herring, R. J. & Wachter, S. M. (1998). "Real Estate Cycles and Banking Crises", An International Perspective (No. 298). Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center, University of Pennsylvania.

[43] Kaminsky, G. & Reinhart, C.M. (1999), "The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance of Payments problems", American Economic Review, 89.

[44] La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A. (2002). "Government Ownership of Banks". Journal of Finance, Isuue 57, pp: 265–30.

[45] Laeven, L. & Valencia, F. (2008). "Systemic Banking Crises: A New Database". IMF Working Paper, No. 224.

[46] Marashdeh, H. (2005). "Stock Market Integration in the MENA Region: An Application of the ARDL Boundsss Testing Approach". University of Wollongong Australia, Economics working Paper, pp: 5-27.

[47] Marchionne, F & Parekh, S. (2015). "Growth, Debt and Inequality". Economic Issues, Vol. 20, Part 2.

[48] Mehregan, N., Abbasian, E., Ardalan, B., 2014. "*Multiple Analysis of Income Inequality in Iran with an Approach to the Generalized Gini Coefficient*", Quarterly Journal of Economic Development Policy, Al-Zahra University, 2 (2). (In Persian).

[49] Mishkin, F. S. (2001). “The Economics Of Money, Banking And Financial Markets”,6 th Edition, Boston : Addison Wesley.
[50] Moshiri, S., and Nadali, M., 2013. "*Identifying the effective factors in the banking crisis in the Iranian economy*", Quarterly Journal of Economic Research (Islamic-Iranian approach), 13 (48), 27-1. (In Persian).
[51] Pahlavani, M.; Wilson, E & Worthington, A. C. (2005). “Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model”. Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong.
[52] Pascal, P. (2017). “Historical Patterns of Inequality and Productivity around Financial Crises”. Working Paper Series 2017-23, Federal Reserve Bank of San Francisco, revised 25 Sep 2017.
[53] Perez-Campanero, J. & Leone, A. M. (1991). “Liberalization and financial crisis in Uruguay, 1974-87”. Banking crises: Cases and issues, pp: 276-375.
[54] Perugini, C.; Hölscher, J. & Collie, S., 2015. “Inequality, credit, and financial crises”. Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31
[55] Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”. Chapter 11, Cambridge University, Cambridge.
[56] Pesaran, M. H. & Resaran, B. (1997). Microfit 4.0, Oxford University press.
[57] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. (2001). “Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”. Journal of Applied Econometrics, No.16, pp: 289-326.
[58] Prvin, S. & Taherifard, E., (2008). “The Effects of Monetary Policy on Poverty and Distribution (the Case of Iran)”. Quarterly Journal of Economic Research, Research Institute of Economics. 2008, Issue 4(8), pp: 95-128. (In Persian).
[59] Rajan, R.G. (2010). “Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy”. Princeton University Press, Princeton.
[60] Rhee, D. & Kim, H. (2018). “Does income inequality lead to banking crises in developing countries? Empirical evidence from cross-country panel data”. Economic Systems, Issue 42, pp: 206-218.
[61] Santos, J. A. (2001). “Bank capital regulation in contemporary banking theory: A review of the literature”. Financial Markets, Institutions & Instruments, Issue 10(2), pp: 41-84.
[62] Shajari, P., Mohebikhah, B., 2010. "*Prediction of Banking Crises and Balances Using the KLR Marking Method (Case Study: Iran)*". Money and Economics Quarterly, 4, 152-115. (In Persian).
[63] Shakeri, A., Maliki, A., 2009. "*Evolution in the idea of income distribution in the twentieth century*". Economic Research Journal. 9 (4), 88-57. (In Persian).

[64] Shrestha, M. B. & Chowdhury, K. (2005). "ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis". Economics Working Paper, Australia: University of Wollongong, pp: 5- 15.

[65] Statistics Center of Iran, Statistical Yearbook of the country, 2015.

[66] Stiglitz, J. E. (2012). "The Price of Inequality: How today's Divided Society Endangers Our Future". W.W Norton & Co, New York.

[67] Stockhammer, E. (2015). "Rising inequality as a cause of the present crisis". Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31.

[68] Tang, T. C. (2003). "Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach". Japan and the World Economy, No. 4(15), PP: 419–436.

[69] Von Hagen, J & Tai-kuang, H. (2004). "Money Market Pressure and the Deter-minants of Banking Crises". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 39, Isuue 5.

[70] World Bank, World Development Indicators (2018). (www.worldbank.org).

[71] Zarei, Z & Komijani, A. (2015). "Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran". Quarterly Journal of Economical Modeling, 2015, vol. 9, pp: 1-23. (In Persian).

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارهٔ ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران*

دکتر مجید دشتبان فاروجی[۱]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد
دکتر عبدالله خوشنودی[۲]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد
دکتر عظیم نظری[۳]
استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه بجنورد

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۲۳

چکیده

هدف اصلی مقاله حاضر بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی و درآمد سرانه بر حق بیمه در ایران است. تئوری‌های اقتصادی به‌وضوح اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه نشان نمی‌دهند، لذا مسئله مذکور اساساً یک مسئله تجربی است. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه سرانه در ایران با استفاده از الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*NARDL*) در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ آزمون گردید. برای این منظور، ابتدا نااطمینانی سیاست پولی با استفاده از الگوی *EGARCH* استخراج شد و به تغییرات مثبت و منفی تجزیه گردید. نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه سرانه نشان می‌دهد هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند. همچنین، در بلندمدت رابطه مثبت و معنی‌داری بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد. در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین تغییرات مثبت نااطمینانی و حق بیمه سرانه در ایران وجود ندارد، اما با یک وقفه، رابطه مثبتی بین این دو وجود خواهد داشت. درعین‌حال، در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معنی‌داری بین تغییرات منفی نااطمینانی و حق بیمه سرانه وجود دارد، اما با یک

---

*. مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: m.dashtban@ub.ac.ir

2- akhoshnoodi@ub.ac.ir
3- a.nazari@ub.ac.ir
DOI: 10.22067/mfe.2021.16456.0

وقفه، این رابطه معنی‌دار نیست.

کلیدواژه‌ها: نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه، الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی.
طبقه‌بندی JEL: C32، G22، O16.

۱. مقدمه

رابطه بین بخش بانکی و بخش واقعی اقتصاد، از دیرباز موردتوجه اقتصاددانان بوده است؛ بخش بانکی به‌عنوان معبر اصلی سیاست‌های پولی (با متولی‌گری بانک مرکزی) و بخش واقعی اقتصاد به‌عنوان گذرگاه اصلی سیاست‌های مالی (با متولی‌گری دولت) تأثیر قابل‌توجهی در تعادل اقتصادی کشور داراست. هرچه هماهنگی بین این دو بخش بیشتر باشد، رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود. با توجه به رابطه بین عملکرد سیاست پولی و متغیرهای کلان بخش واقعی اقتصاد، هرگونه نااطمینانی در عملکرد سیاست پولی می‌تواند اثرات نامطلوبی در بخش واقعی اقتصاد به‌همراه داشته باشد.

امروزه این واقعیت به‌طورگسترده پذیرفته شده است که توسعه اقتصادی سریع با افزایش قدرت خرید افراد و استانداردهای زندگی آن‌ها، تقاضا برای امنیت اقتصادی و فیزیکی را افزایش داده است. برای مثال در دوره زمانی ۱۹۸۵-۲۰۱۵، کل حق بیمه‌های واقعی ثبت شده دنیا تقریباً ۷/۲ برابر شده است؛ یعنی، از ۰/۶۳ تریلیون دلار به ۴/۵۵ تریلیون دلار آمریکا افزایش یافته است (شرکت بیمه اتکایی سوئیسی[1]، ۱۹۸۰-۲۰۱۶). رشد سریع حق بیمه‌ها نه‌تنها نقش بیمه‌گذاران را به‌عنوان تأمین‌کنندگان انتقال ریسک، جبران خسارت و واسطه‌گری مالی افزایش می‌دهد، بلکه همچنین اعتبارشان را به‌عنوان سرمایه‌گذاران نهادی بالا می‌برد. علی‌رغم نقش مهمی که بخش بیمه در سیستم اقتصادی ایفا می‌کند، اما معمولاً در ادبیات رشد-مالی چندان بدان توجه نمی‌شود، این در حالی است که دیگر اجزاء بخش مالی، یعنی بخش بانکی و بازار سهام، توجه زیادی را به خود جلب کرده‌اند. درنتیجه، محققان و سیاست‌گذاران اهمیت بیشتری برای تأثیر تصمیمات سیاست اقتصادی اتخاذ شده توسط رهبران سیاسی و نااطمینانی‌های مربوط به عملکرد بازار مالی قائل هستند.

1- Swiss Reinsurance Company

ازآنجایی‌که معمولاً نرخ‌های حق بیمه بر درآمد سرمایه‌گذاری پیش‌بینی شده و زیان‌های انتظاری (که خود در معرض چرخه‌های تجاری هستند) مبتنی می‌باشند، لذا این انتظار منطقی است که رابطه متقابل معنی‌داری بین حق بیمه و اقتصاد کلان وجود داشته باشد (Guo et al., 2009 ؛ Lee & Chiu, 2012؛Lee et al., 2017). درعین‌حال، ادبیات گسترده‌ای درخصوص نحوه واکنش بخش بیمه به نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی وجود ندارد. بااین‌حال، بررسی جدی‌تر بخش بیمه به دو دلیل حائز اهمیت است: (۱) Gupta et al. (2016) معتقدند ازآنجایی‌که نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی معمولاً بر برخی فعالیت‌های اقتصادی فشار وارد می‌کند، لذا منطقی است که فرض شود که این امر بر رفتار خرید بیمه نیز تأثیر خواهد گذاشت؛ (۲) حجم عظیمی از منابع مالی در بخش بیمه جریان دارد که این امر سبب می‌شود بخش بیمه مورد ارزیابی دقیق‌تری واقع شود؛ زیرا هرگونه بحران در چنین بخش بزرگی عواقب ناگواری را برای کل اقتصاد در پی خواهد داشت.

ازاین‌رو، در مقاله حاضر اثر نااطمینانی سیاست پولی بر حق بیمه در ایران بررسی می‌شود. سازماندهی این مقاله به این صورت می‌باشد که بعد از مقدمه، در بخش دوم، مبانی نظری موضوع بحث شده و در بخش سوم روش‌شناسی تحقیق ارائه می‌شود. بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل یافته‌های تجربی اختصاص یافته و درنهایت در بخش پایانی مقاله، به ارائه نتیجه‌گیری کلی پرداخته شده است.

۲. مبانی نظری

اگرچه با گسترش ادبیات نظری و تجربی می‌توان به ارزیابی ارتباط بین حق بیمه به‌منزله نماینده‌ای برای فعالیت‌ها در بازار بیمه و تولید واقعی به‌منزله نماینده‌ای برای توسعه اقتصادی پرداخت، اما هیچ اتفاق‌نظری درخصوص نتایج آن وجود ندارد. در برخی از مطالعات، چرخه بیمه‌گری[1] به نوسانات بازار سهام نسبت داده شده است. برای مثال، Cummins & Nye (1980) رابطه بین نرخ مرکب و بازدهی پرتفوی سهام عادی را در بازه زمانی ۱۹۵۸ تا ۱۹۷۶ بررسی کردند.

1- Underwriting Cycle

آن‌ها دریافتند که هیچ رابطه معنی‌داری بین این متغیرها وجود ندارد و نتیجه گرفتند که پویایی‌های نرخ مرکب یا کاملاً تصادفی‌اند و یا در معرض اثرات مشترک مستقل از عوامل مؤثر بر بازار سهام هستند. درعین‌حال، Niehaus & Terry (1993) و Fung et al. (1998) رابطه بین حق بیمه و نرخ بهره را برای دوره زمانی ۱۹۴۶–۱۹۸۸ بررسی کردند. مطالعه اول با استفاده از آزمون علیت گرنجر نشان داد که حق بیمه هیچ ارتباطی با بازدهی اوراق خزانه ندارد. در مطالعه دوم محققین با تخمین یک مدل VAR و تحلیل توابع واکنش به ضربه دریافتند که نرخ بهره می‌تواند سهم قابل-توجهی از تغییرات حق بیمه را توضیح دهد. در یک چارچوب بین‌المللی، Lamm-Tennant & Weiss (1997) رابطه بین تغییرات حق بیمه، تغییرات نرخ تنزیل و تغییرات شاخص‌های سهام را در کشورهای ایالات‌متحده، کانادا، آلمان غربی، ایتالیا، سوئیس، اسپانیا، دانمارک و ژاپن برای دوره زمانی ۱۹۷۱–۱۹۸۷ بررسی کردند. آن‌ها با تخمین یک مدل داده‌های ترکیبی نشان دادند که تغییرات حق بیمه فقط با تغییرات شاخص سهام مرتبط است و هیچ ارتباطی با تغییرات نرخ تنزیل ندارد. در مرحله بعد محققین با تخمین مجدد مدل برای کشورهای فردی با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته به این نتیجه رسیدند که (۱) تغییرات حق بیمه با تغییرات در شاخص سهام و نرخ تنزیل در کشورهای ایالات‌متحده و کانادا رابطه منفی دارد؛ (۲) برای کشورهای آلمان غربی و ایتالیا هیچ رابطه معنی‌داری بین این متغیرها یافت نشد؛ (۳) برای کشور ژاپن تغییرات در حق بیمه با تغییرات در شاخص سهام رابطه مثبت دارد، اما هیچ ارتباطی با تغییرات در نرخ تنزیل ندارد. چنین نتیجه‌ای در مطالعه Chen et al. (1999) برای کشور ژاپن در دوره زمانی ۱۹۷۰–۱۹۹۵ نیز به‌دست آمد. Blondeau (2001) با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی VAR نشان داد که رابطه بلندمدتی بین حق بیمه‌های غیرعمر، نرخ بهره بلندمدت و بازدهی بازار سهام در دوره زمانی ۱۹۶۳–۱۹۹۹ وجود دارد. یافته‌های وی حاکی از آن است که تغییرات حق بیمه فقط با تغییرات نرخ بهره در کوتاه‌مدت مرتبط است. همچنین، Jawadi et al. (2009) با استفاده از مدل‌های هم-انباشتگی آستانه؛ یعنی مدل‌های تصحیح خطای انتقال تغییر وضعیت (STECM[1]) نشان دادند که تعدیل حق بیمه غیرعمر در فرانسه، ژاپن و ایالات‌متحده ناپیوسته، نامتقارن و غیرخطی است.

1- Switching Transition Error Correction Models

شواهد حکایت از ارتباط معنی‌دار بین حق بیمه و بازارهای مالی دارد.

برخی مطالعات نظیر Enz (2000)، Feyen et al. (2011)، Lee & Chiu (2012) و Lee et al. (2013b) نشان داده‌اند که درجات مختلف رشد درآمد بر فعالیت‌های بازار بیمه اثرات متفاوتی داشته است. درعین‌حال، Salahmanesh et al. (2016) با استفاده از داده‌های سری زمانی دوره ۱۳۹۴-۱۳۵۸ در ایران به بررسی رابطه بین فعالیت بازار بیمه و بخش بانکی ازیک‌طرف و رابطه هم‌زمان بازار بیمه، بخش بانکی و رشد اقتصادی از طرف دیگر پرداخته‌اند. نتایج بررسی علیت، بیان‌گر آن است که باوجود متفاوت‌شدن نتایج براساس نوع شاخص جایگزین فعالیت بازار بیمه، ولی جهت علیت از فعالیت بازار بیمه به سمت بخش بانکی است. همچنین وجود رابطه بلندمدت بین فعالیت بازار بیمه، بخش بانکی و فعالیت بخش بانکی با رشد اقتصادی تائید شده است. Mohagheghzadeh et al. (2017) معتقدند که مؤسسات بیمه در کنار توسعه مؤثر و تأمین امنیت اقتصادی سرمایه می‌توانند با انباشت سرمایه، زمینه‌های لازم را برای رشد اقتصادی فراهم کنند. آن‌ها با استفاده از داده‌های ترکیبی در گروه کشورهای منتخب درحال‌توسعه و توسعه‌یافته در بازه زمانی ۲۰۱۵-۲۰۰۰ نشان دادند که توسعه بیمه‌های زندگی و غیرزندگی هر دو بر رشد اقتصادی کشورهای توسعه‌یافته و درحال‌توسعه تأثیر مثبت دارند، همچنین به دلیل سطح درآمد سرانه پایین کشورهای درحال‌توسعه، تأثیر بیمه‌های زندگی و غیرزندگی بر رشد اقتصادی آن‌ها بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته است.

Gupta et al. (2018) معتقدند که نااطمینانی سیاست اقتصادی از طریق چندین کانال بر فعالیت‌های بیمه اثرگذار است: (۱) به‌طورکلی در بسیاری از ادبیات اقتصادی این اتفاق‌نظر وجود دارد که نااطمینانی سیاست اقتصادی نقش مهمی در شکل‌دهی فعالیت‌های واقعی اقتصاد نظیر چرخه‌های تجاری، تورم، سرمایه‌گذاری، اشتغال و رشد اقتصادی دارد (Bloom, 2009؛ Julio & Yook, 2012؛ Jones & Olson, 2013؛ Kang et al., 2014؛ Wang et al., 2014؛ Bloom et al., 2018; Gulen & Ion, 2016). برای مثال، Baker et al. (2016) با ساختن شاخصی برای اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست اقتصادی، دریافتند که این شاخص اثری منفی بر روی سرمایه‌گذاری، تولید و اشتغال در ایالات‌متحده دارد. یک نکته کلیدی که می‌تواند در اینجا مطرح شود آن است که نااطمینانی سیاست اقتصادی در صورتی بر رفتار خرید بیمه تأثیر واقعی دارد که بر فعالیت‌های اقتصادی مذکور اثر معنی‌داری داشته باشد. (۲) از منظر رفتار ریسک-

گریزی، نااطمینانی سیاستی یکی از مؤلفه‌های اساسی حق بیمه در جهت کاهش ریسک است. برای مثال، لغو و جایگزینی لایحه مراقبت مقرون به صرفه[1] (که به‌منزله نااطمینانی سیاستی در ایالات‌متحده در نظر گرفته می‌شود) باعث شده است که بسیاری از بیمه‌گران حق بیمه‌های خود را افزایش دهند. (۳) ریسک و نااطمینانی افراد در درجه اول تابع درک آن‌ها از محیط سیاسی- اجتماعی خودشان است (Park et al.،2002). Beck & Webb (2003) معتقدند که بی‌ثباتی سیاسی ممکن است از توسعه بازار بیمه جلوگیری کند، زیرا این امر افق اقتصادی خریداران و عرضه‌کنندگان بالقوه محصولات بیمه عمر را تحت تأثیر قرار می‌دهد. Ward & Zurbruegg (2002) دریافتند که ثبات سیاسی به‌طور معنی‌داری با تقاضای بیمه مرتبط است. Lee et al. (2013a) نشان دادند که کاهش در ریسک‌های اقتصادی کشش تقاضای بیمه را کاهش می‌دهد. با توجه به این‌که نااطمینانی‌های سیاستی، طبقه‌ای از ریسک‌های اقتصادی هستند که بر تقاضای بیمه تأثیر می‌گذارند، لذا به‌احتمال‌زیاد نااطمینانی‌های سیاست اقتصادی ممکن است حق بیمه را نیز تحت تأثیر قرار دهند.

Balcilar et al. (2018) با استفاده از یک مدل با وقفه توزیع شده خودرگرسیونی غیرخطی (NARDL) اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه سرانه در ژاپن بررسی کردند. علاوه بر تأیید رابطه بلندمدت بین نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه و درآمد واقعی سرانه، محققین دریافتند که رابطه مثبتی بین نااطمینانی سیاست پولی و حق بیمه سرانه وجود دارد. این نتیجه بدان معنی است که افزایش (کاهش) نااطمینانی سیاست اقتصادی، باعث افزایش (کاهش) حق بیمه سرانه می‌شود.

۳. روش‌شناسی تحقیق

در این بخش به‌منظور بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی و سطح درآمد بر حق بیمه سرانه از مدل مطرح شده توسط Balcilar et al. (2018) استفاده می‌شود:

$$LnTIPPC_t = \beta_0 + \beta_1 LnMPU_t + \beta_2 LnGDPPC_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

1- Affordable Care Act

که در اینجا متغیر $TIPPC_t$ نشان‌دهنده حق بیمه سرانه، متغیر MPU_t نشان‌دهنده نااطمینانی سیاست پولی، متغیر $GDPPC_t$ نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی سرانه و ε_t جمله خطا است. برای شناسایی میزان نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی در ایران و تبعات اقتصادی آن، لازم است معیاری برای نااطمینانی نسبت به سیاست‌های پولی ارائه شود. ازاین‌دست شاخص‌ها می‌توان به انحراف معیار میانگین متحرک[1]، انحراف از روند[2]، الگوهای واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی[3] و غیره اشاره کرد. همچنین مطالعات نشان می‌دهد که هیچ مبانی تئوریکی درخصوص ارجحیت یک شاخص برای اندازه‌گیری نوسانات حجم واقعی پول (به‌عنوان معیاری برای اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست پولی) بر دیگری وجود ندارد. بااین‌حال شاخص متداول در اغلب مطالعات، واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیونی است که در پژوهش حاضر نیز از این روش استفاده می‌شود. در فرآیند برآورد مدل، داده‌های تحقیق از منابع بانک مرکزی و بیمه مرکزی استخراج شده است. همچنین داده‌ها در این مطالعه به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ می‌باشند.

در برآورد الگوی (۱) از مطالعه Shin et al. (2014) استفاده می‌شود. در این مطالعه بحث عدم تقارن ضریب یک عامل اثرگذار بر متغیر وابسته در شرایط رونق و رکود مطرح شده است. آن‌ها با استفاده از مطالعه Pesaran, Shin & Smith (2001) الگوی جدیدی موسوم به الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (*NARDL*) را مطرح کردند. این روش یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن بین متغیرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. در این شیوه نوسان متغیرها به دو گروه مثبت و منفی تقسیم می‌شود. فرض کنید که x و y متغیرهای مستقل و وابسته یک مدل هستند. گرنجر و یون رابطه بلندمدت را به‌صورت زیر تعریف می‌کنند:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

که در اینجا x_t و y_t انباشته شده از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند. متغیر مستقل x_t به-

1- Moving Average Standard Deviation
2- Trend Deviation
3- Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

صورت عبارت $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$ تجزیه شده که در آن x_t^+ و x_t^- فرآیندهای جمع جزئی تغییرات مثبت و منفی در x_t هستند؛ یعنی

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0)$$
$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0) \quad (۳)$$

با توجه به تعریف Granger & Yoon (2002) دو سری زمانی به‌طور نامتقارن هم‌انباشته‌اند هرگاه مؤلفه‌های مثبت و منفی آن‌ها با یکدیگر هم‌انباشته باشند. آن‌ها همچنین نشان دادند که هم-انباشتگی خطی استاندارد (متقارن) حالت خاصی از هم‌انباشتگی پنهان است و هم‌انباشتگی پنهان نیز حالت خاصی از هم‌انباشتگی نامتقارن است. رابطه هم‌انباشته خطی مؤلفه‌های مجموع تجمعی مثبت و منفی به‌صورت زیر خواهد بود:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^+ y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^+ x_t^- \quad (۴)$$

اگر z_t انباشته شده از مرتبه صفر (یعنی، I(0)) باشد، در این صورت گفته می‌شود که x_t و y_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. اگر $\beta_0^+ = \beta_0^-$ و $\beta_1^+ = \beta_1^-$ باشد، در این صورت x_t و y_t دارای هم‌انباشتگی متقارن هستند (Schorderet, 2003). حال با در نظر گرفتن مؤلفه‌های مثبت و منفی که از رابطه (۴) استخراج شده است و وارد کردن آن در یک مدل *ARDL(p,q)* به مدل *NARDL(p,q)* خواهیم رسید:

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (۵)$$

در رابطه فوق p و q تعداد وقفه‌های بهینه، ϕ_j ضرایب باوقفه متغیر وابسته، θ_j^+ و θ_j^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر مستقل و ε_t جمله اخلال با میانگین صفر و واریانس ثابت است. هر رابطه بلندمدت در مدل *ARDL(p,q)* یک *ECM* کوتاه‌مدت دارد که دستیابی به آن تعادل را تضمین می‌کند. بر این اساس در مدل *NARDL(p,q)* نیز الگوی تصحیح خطا به‌صورت زیر تنظیم می‌شود:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (۶)$$

که در اینجا

$$\rho = \sum_{j=1}^{p} \phi_j - 1 \quad , \quad \gamma_j = -\sum_{i=j+1}^{p} \phi_i \quad , \quad j = 1,\ldots,p-1$$ به ازای

$$\theta^+ = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^+ \quad , \quad \theta^- = \sum_{j=0}^{q} \theta_j^-$$

$$\varphi_0^+ = \theta_0^+ \quad , \quad \varphi_j^+ = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_j^+ \quad , \quad j = 1,\ldots,q-1$$ به ازای

$$\varphi_0^- = \theta_0^- \quad , \quad \varphi_j^- = -\sum_{i=j+1}^{q} \theta_j^- \quad , \quad j = 1,\ldots,q-1$$ به ازای

همچنین $\xi_t = y_t - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^-$ بیانگر جزء تصحیح خطای نامتقارن است و $\beta^+ = -\theta^+ / \rho$ و $\beta^- = -\theta^- / \rho$ پارامترهای بلندمدت نامتقارن مربوطه را نشان می‌دهند.

با به‌کارگیری آزمون کرانه‌های پسران و همکاران می‌توان به بررسی عدم وجود هم‌انباشتگی و آزمون تعادل بلندمدت پرداخت که فرضیه صفر آن مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی به‌صورت زیر است:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = \theta^+ = \theta^- = 0 \\ H_1 : \rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0 \end{cases}$$

چون توزیع F نامتقارن است، Pesaran et al. (2001) مقادیر بحرانی را برای آماره F در دو مرحله تخمین زده‌اند. ابتدا با فرض اینکه همه متغیرها I(0) هستند و بار دیگر با این فرض که همه متغیرها I(1) هستند و سپس کران پایین را برای رگرسورهای I(0) و کران بالا را برای رگرسورهای I(1) تعریف کرده‌اند. اگر آماره F محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار کران بالا باشد، فرضیه صفر رد می‌شود و اگر کوچک‌تر از کران پایین باشد، فرضیه صفر رد نمی‌شود و اگر آماره F محاسباتی بین این دو کران قرار بگیرد، آزمون بی‌نتیجه است. سپس با استفاده از آزمون استاندارد والد به بررسی عدم تقارن بلندمدت x_t با آزمون $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن کوتاه‌مدت آن با آزمون $\sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^+ = \sum_{j=0}^{q-1} \varphi_j^-$ پرداخته می‌شود که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است.

در این مطالعه برای بررسی اثرات نامتقارن نوسانات سیاست پولی بر روی حق بیمه در ایران

معادله رگرسیون بلندمدت نامتقارن را می‌توان به‌صورت زیر در نظر گرفت:

$$LTIPPC_t = \beta_0 + \beta_1^{+} LMPU_t^{+} + \beta_1^{-} LMPU_t^{-} + \beta_2 LGDPPC_t + \varepsilon_t \qquad (۷)$$

که در اینجا L نشان‌دهنده علامت لگاریتم، علامت‌های "+" و "-" بیانگر تغییرات مثبت و منفی و β_1^{+} و β_1^{-} ضرایب نامتقارن بلندمدت مربوطه هستند. دراین‌صورت، تصریح مدل *NARDL* در چارچوب فرم تصحیح خطا عبارتند از:

$$\begin{aligned}\Delta LTIPPC_t &= \rho_0 + \rho_1 LTIPPC_{t-1} + \theta^{+} LMPU_{t-1}^{+} + \theta^{-} LMPU_{t-1}^{-} \\ &+ \theta_G LGDPPC_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta LTIPPC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\Pi_j^{+} \Delta LMPU_{t-j}^{+} \\ &+ \Pi_j^{-} \Delta LMPU_{t-j}^{-} + \Pi_{G,j} \Delta LGDPPC_{t-j}) + \varepsilon_t\end{aligned} \qquad (۸)$$

بدیهی است که آزمون کرانه‌های پسران و سایر آزمون‌ها برای برآورد رابطه (۸) صرف‌نظر از آن‌که $LMPU_t$ و $LGDPPC_t$، $I(0)$، $I(1)$ یا متقابلاً هم‌انباشته باشند، همانند فوق خواهد بود.

۴. نتایج حاصل از برآورد الگو

۴-۱. آزمون ریشه واحد

در این بخش پایایی کلیه متغیرهای الگو از طریق آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر تعمیم‌یافته و زیوت-اندروز[1] (برای پیدا کردن درون‌زای تاریخ تغییر ساختاری) موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته نشان می‌دهد که در سطح معناداری ۵ درصد، متغیرهای حق بیمه سرانه کل (*LTIPPC*) و تولید ناخالص داخلی سرانه (*LGDPPC*) در دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح ناپایا بوده و با یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند (یعنی، $I(1)$ هستند)، اما متغیر نااطمینانی سیاست پولی (*LMPU*) در هر دو حالت با عرض از مبدأ و بدون روند و با عرض از مبدأ و روند در سطح پایا است. در آزمون زیوت-اندروز نیز، ازآنجایی‌که الگوی C نسبت به دو الگوی A و B کامل‌تر است، بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای *LTIPPC* و *LGDPPC* با لحاظ یک شکست ساختاری پس از

1- Zivot & Andrews

یک‌بار تفاضل‌گیری پایا شده‌اند. به‌عبارت‌دیگر، این متغیرها انباشته شده از مرتبه یک (یعنی، I(۱)) هستند. اما متغیر *LMPU* با لحاظ یک شکست ساختاری در سطح پایا (یعنی، I(o)) است. بنابراین، با توجه به نتایج آزمون پایایی و عدم وجود متغیری با درجه پایایی بالاتر از یک، استفاده از رویکرد *NARDL* مجاز می‌باشد.

جدول ۱- نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و بدون روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LTIPPC	۰/۴۸۹۳	$\Delta LTIPPC$	-۴/۱۷۷۹	$I(1)$
LGDPPC	-۱/۱۶۸۲	$\Delta LGDPPC$	-۴/۰۸۶۷	$I(1)$
LMPU	-۵/۵۲۷۲	$\Delta LMPU$	-	$I(o)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و بدون روند			-۲/۹۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲- نتایج حاصل از پایایی متغیرها با عرض از مبدأ و روند

متغیرها	آماره دیکی‌فولر	متغیرها	آماره دیکی‌فولر	مرتبه هم‌جمعی
LTIPPC	-۲/۲۲۱۳	$\Delta LTIPPC$	-۴/۲۲۱۸	$I(1)$
LGDPPC	-۱/۱۲۹۵	$\Delta LGDPPC$	-۴/۳۶۷۳	$I(1)$
LMPU	-۵/۶۲۴۷	$\Delta LMPU$	-	$I(o)$
مقدار بحرانی آزمون دیکی فولر با عرض از مبدأ و روند			-۳/۵۱۳	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳- آزمون ریشه واحد زیوت-اندروز

متغیر	الگوی A		الگوی B		الگوی C	
	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t	سال شکست	آماره t
LTIPPC	۱۳۶۲	-۳/۸۳۹۳	۱۳۶۴	-۴/۰۸۲۳	۱۳۶۲	-۴/۴۲۵۳
LGDPPC	۱۳۶۳	-۳/۷۶۳۴	۱۳۷۹	-۵/۰۹۸۶	۱۳۶۵	-۴/۹۴۸۹
LMPU	۱۳۸۶	-۶/۷۴۳۸	۱۳۷۰	-۶/۱۳۳۹	۱۳۸۶	-۶/۹۲۱
$\Delta LTIPPC$	۱۳۶۸	-۴/۹۸۸۵	۱۳۷۵	-۴/۷۷۷۹	۱۳۶۸	-۵/۷۷۰۴
$\Delta LGDPPC$	۱۳۶۸	-۶/۵۱۴۶	-	-	۱۳۶۸	-۶/۱۲۹۲
$\Delta LMPU$	-	-	-	-	-	-
مقادیر بحرانی در ۵ درصد	-۴/۹۳		-۴/۴۲		-۵/۰۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. محاسبه نااطمینانی سیاست پولی

برای مدل‌سازی نوسانات حجم واقعی پول (به‌عنوان معیار اندازه‌گیری نااطمینانی سیاست پولی) پس از تعیین رتبه پایایی، با استفاده از روش باکس-جنکینز[1] و با در نظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی آکائیک[2]، شوارتز-بیزین[3] یا حنان کوئین[4] تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای معادله میانگین به‌صورت $ARMA(p,q)$ تعیین می‌شوند. پس از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور، در صورتی می‌توان با استفاده از خانواده $ARCH$ نوسانات را برای حجم واقعی پول استخراج کرد که مدل میانگین دارای ناهمسانی واریانس باشد. بنابراین با استفاده از معیار آکائیک معادله میانگین به‌صورت $AR(۲)$ تعیین شد. براساس نتایج حاصل از روش باکس-جنکینز در بین حالت‌های مختلف، فرآیند یاد شده به‌عنوان بهترین حالت انتخاب شد.

جدول ۴- نتایج حاصل از برآورد مدل $AR(۲)$

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	سطح معناداری
عرض از مبدأ	۳/۸۳	۳/۲۹	۱/۱۶۴	۰/۲۵۱
$AR(۱)$	۱/۷۸۹۹	۰/۰۸۶۲	۲۰/۷۴۹	۰/۰۰۰۰
$AR(۲)$	-۰/۷۹۵۹	۰/۰۸۹۳	-۸/۹۰۷۳	۰/۰۰۰۰
$SIGMASQ$	۳/۰۸	۰/۴۹۲	۶/۲۶۱	۰/۰۰۰۰
$F-statistic = ۱۰۵۶/۶۵۸ \quad AIC = ۵۹/۵۳ \quad R^{۲} = ۰/۹۸$ $prob(F-statistic) = ۰/۰۰۰$				

منبع: یافته‌های تحقیق

بررسی نمودار همبسته‌نگار مدل فوق، حکایت از عدم وجود همبستگی پیاپی جملات خطا دارد. برای بررسی وجود ناهمسانی واریانس در مدل (اثرات $ARCH$) از آزمون $ARCH\text{-}LM$ استفاده می‌شود. همان‌طوری‌که در جدول (۵) ملاحظه می‌شود فرضیه صفر این آزمون، یعنی همسانی واریانس رد و فرضیه مقابل، یعنی ناهمسانی واریانس پذیرفته می‌شود.

1- Box-Jenkins
2- Akaike information criterion (AIC)
3- Schwarz-Bayesian information criterion (SIC)
4- Hannan–Quinn information criterion (HIC)

جدول ۵- نتیجه آزمون *ARCH-LM*

$F-statistic$	۵/۰۷۸۱	$prob.F$	۰/۰۰۴۶
$Obs*R-squared$	۱۲/۰۷۸۷	$prob.Chi-Square$	۰/۰۰۷۱

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به تأیید وجود اثرات *ARCH*، نتیجه برآورد مدل، *EGARCH*(۲،۲) را تأیید می‌کند. بنابراین، مقادیر نااطمینانی سیاست پولی با توجه به معادله (۹) نتایج به‌دست آمده در جدول ۶ محاسبه خواهد شد.

$$\log(\sigma_t^2)=c(1)+c(2)\frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}+c(3)\frac{|u_{t-2}|}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}}+c(4)\frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}}+c(5)\log(\sigma_{t-1}^2) \quad (9)$$
$$+c(6)\log(\sigma_{t-2}^2)$$

جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد مدل *EGARCH*(۲،۲)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	سطح معناداری
$c(1)$	۳۳/۲۴۵۸	۷/۴۱۶۴	۴/۴۸۲۷	۰/۰۰۰۰
$c(2)$	-۰/۳۳۰۲	۰/۴۶۱۵	-۰/۷۱۵۴	۰/۴۷۴۳
$c(3)$	۲/۱۴۰۸	۰/۵۴۹۶	۳/۸۹۴۷	۰/۰۰۰۰
$c(4)$	۰/۱۵۷۲	۰/۱۹۶۸	۰/۷۹۸۴	۰/۴۲۴۶
$c(5)$	۰/۸۱۸۷	۰/۰۹۱۸	۸/۹۱۴۶	۰/۰۰۰۰
$c(6)$	-۰/۴۴۰۱	۰/۱۲۷۶	-۳/۴۴۸۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۳. برآورد مدل *ARDL* غیرخطی

با توجه به نتایج آزمون پایایی و عدم وجود متغیری با درجه پایایی بالاتر از یک، استفاده از روش *NARDL* مجاز می‌باشد، اما لازم است پیش از برآورد، از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل از طریق آزمون هم‌انباشتگی اطمینان حاصل شود. برای این منظور، هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از آزمون کرانه‌ها مورد بررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۷) نشان داده شده است.

ازآنجایی‌که مقدار آماره F محاسباتی از مقادیر بحرانی کرانه بالا در سطح اطمینان ۹۵ درصد بیش‌تر است، بنابراین وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای مدل تأیید می‌شود. نتایج حاصل از برآورد الگوی *NARDL* و آزمون‌های مربوطه برای بررسی اثر نااطمینانی سیاست پولی بر روی

حق بیمه در ایران با وجود متغیرهای توضیحی تولید ناخالص داخلی سرانه در جداول (۸)، (۹) و (۱۰) آورده شده است.

جدول ۷- آزمون کرانه‌ها برای هم‌انباشتگی در تصریح بلندمدت الگوی *NARDL*

متغیر وابسته	سطح اطمینان ۱۰ درصد		۵ درصد	۱ درصد	آماره *F* محاسباتی
LTIPPC	کرانه پایین	۳/۲۲۶	۳/۸۲۲	۵/۱۵	۱۰/۹۶۹۰۲
	کرانه بالا	۴/۰۵۴	۴/۷۱۴	۶/۲۸	

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۸- آزمون‌های تشخیصی در برآورد الگوی *NARDL*

آزمون خودهمبستگی پیاپی	$F-statistic$	2/2883	$prob.F$	۰/1189
	$Obs*R-squared$	5/6916	$prob.Chi-Square$	۰/0581
آزمون ناهمسانی واریانس	$F-statistic$	1/7764	$prob.F$	۰/1901
	$Obs*R-squared$	1/7859	$prob.Chi-Square$	۰/1814

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۹- نتایج آزمون والد برای بررسی اثر نامتقارن نااطمینانی سیاست پولی

	بلندمدت		
آماره	t	F	χ^2
مقدار	۳/۰۱۴۸	۹/۰۸۸۹۸	۹/۰۸۸۹۸
احتمال	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۴۶	۰/۰۰۲۶
	کوتاه‌مدت		
آماره	t	F	χ^2
مقدار	-۲/۸۷۴۷	۸/۲۶۴۲	۸/۲۶۴۲
احتمال	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۷۱	۰/۰۰۴۰

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (۸) آزمون‌های تشخیصی مدل تخمین‌زده شده را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از آزمون خودهمبستگی پیاپی و واریانس ناهمسانی نشان می‌دهد که مدل تخمین‌زده شده به‌خوبی تصریح شده است. برای بررسی اثرات نامتقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت از آزمون والد استفاده شده است (جدول (۹)). نتایج به‌دست‌آمده اهمیت عدم‌تقارن بلندمدت و کوتاه‌مدت را برای نااطمینانی سیاست پولی نشان می‌دهد. این بدان معنا است که در تحلیل رابطه بین نااطمینانی سیاست پولی و

حق بیمه سرانه کل، لحاظ غیرخطی بودن و عدم‌تقارن حائز اهمیت است. جدول (۱۰) نتایج کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر نااطمینانی سیاست پولی را بر حق بیمه نشان می‌دهد.

جدول ۱۰- نتایج برآورد الگوی *NARDL*

روابط بلندمدت				
متغیرها	**ضرایب**	**انحراف معیار**	**مقدار آماره t استیودنت**	**احتمال**
$LTIPPC(-1)$	-۰/۳۷۶۱	۰/۰۹	-۴/۱۷۷۶	۰/۰۰۰۲
$LMPU_POS(-1)$	-۰/۰۸۲۸	۰/۰۳۵۰	-۲/۳۶۳۱	۰/۰۲۴۴
$LMPU_NEG(-1)$	-۰/۰۷۴۳	۰/۰۳۵۴	-۲/۰۹۴۳	۰/۰۴۴۲
$LGDPPC$	۰/۶۸۹۲	۰/۲۱۷۲	۳/۱۷۲۴	۰/۰۰۳۳
روابط کوتاه‌مدت				
متغیرها	**ضرایب**	**انحراف معیار**	**مقدار آماره t استیودنت**	**احتمال**
$D(LMPU_POS)$	-۰/۰۱۹۹	۰/۰۳۰	-۰/۶۶۴۷	۰/۵۱۱۰
$D(LMPU_POS(-1))$	۰/۰۸۶۳	۰/۰۳۳۳	۲/۵۸۵۸	۰/۰۱۴۵
$D(LMPU_NEG)$	-۰/۱۳۹۴	۰/۰۳۷۳۵	-۳/۷۳۲۹	۰/۰۰۰۷
$D(LMPU_NEG\ (-1))$	-۰/۰۳۴۶	۰/۰۳۴۴۴	-۱/۰۰۴۴۲	۰/۳۲۲۸
$DUM*LMPU_NEG$	۰/۰۳۶۰۲	۰/۰۱۱۴۳	۳/۱۵۱۲۶	۰/۰۰۳۵
عرض از مبدأ	-۱۰/۸۵۳۲	۳/۵۵۳۹	-۳/۰۵۳۸	۰/۰۰۴۵
$R^2 = ۰/۶۶۵$	$F-statistic = ۶/۳۵۶۴$		$prob(F-statistic) = ۰/۰۰۰۰$	
اثرات بلندمدت				
متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	مقدار آماره t استیودنت	احتمال
β_1^+	-۰/۲۲۰۲	۰/۱۰۸۷	-۲/۰۲۴۷	۰/۰۵۱۳
β_1^-	-۰/۱۹۷۵	۰/۰۷۲۲	-۲/۷۳۵۲	۰/۰۱۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد ضرایب بلندمدت تغییرات مثبت و منفی نااطمینانی سیاست پولی (یعنی، β_1^+ و β_1^-) بر حق بیمه سرانه در جدول (۱۰) نشان می‌دهد که هر دو ضریب بلندمدت نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند؛ به‌طوری که یک درصد افزایش در نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه کل را به‌میزان ۲۲ درصد کاهش می‌دهد و یک درصد کاهش در نااطمینانی سیاست پولی، حق بیمه سرانه کل را به‌میزان ۱۹ درصد افزایش می‌دهد. درخصوص تأثیر منفی نااطمینانی بر حق بیمه می‌توان گفت که در شرایط بالا بودن نااطمینانی اقتصادی، خانوارها به‌دنبال کاهش هزینه‌ها و حفظ ارزش دارائی‌های خود در بازارهای مسکن، ارز و طلا هستند، لذا تقاضای آن‌ها برای بیمه

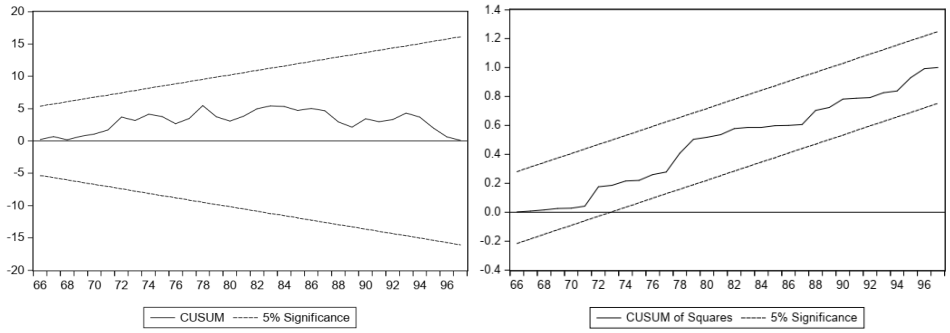
کاهش می‌یابد. در شرایط ثبات اقتصادی نیز به‌دلیل نااطمینانی طول عمر سرپرست خانوار و درنتیجه نااطمینانی درآمد، تقاضای برای بیمه افزایش یافته که این موجب افزایش حق بیمه سرانه می‌شود.

همچنین نتایج حاکی از آن است که رابطه مثبتی بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد. این بدین معنی است که بیمه یک کالای ضروری در ایران است؛ به‌طوری‌که یک درصد افزایش در درآمد سرانه موجب می‌شود که حق بیمه سرانه کل به‌میزان ۶۸ درصد افزایش یابد. درواقع، هرچه دستمزد سرپرست خانوار بالاتر باشد، وجود بیمه عمر ضروری‌تر می‌شود تا بتواند خانواده را در مقابل مشکلات مرگ نان‌آور خانواده و عدم وجود درآمد گذشته حفظ کند؛ زیرا درآمد بیشتر منجر به مصرف بیشتر می‌شود. اگر میزان مصرف فرد نسبت به افزایش درآمد کمتر باشد، فرد می‌تواند سهمی از آن را به زمان بازنشستگی و یا به سرمایه‌گذاری‌های مرتبط با محصولات بیمه عمر اختصاص دهد که این امر می‌تواند منجر به افزایش تقاضای بیمه عمر شود. توجه کنید ازآنجایی‌که بیمه یک کالای ضروری است؛ لذا به تغییرات قیمت حساسیت کمتری نشان می‌دهد؛ این بدان معنی است که تقاضای بیمه در واکنش به حق بیمه‌های بالاتری که مطالبه می‌شود به اندازه کافی کاهش نمی‌یابد تا سبب کاهش حجم کل حق بیمه شود.

در کوتاه‌مدت، ضریب نتایج برآورد شده برای تغییرات مثبت نااطمینانی، معنی‌دار نمی‌باشد؛ اما با یک وقفه، ضریب برآوردی این تغییر مثبت، ۰/۰۸۶۳ است؛ بدین معنی که در کوتاه‌مدت، یک درصد افزایش در نااطمینانی سیاست پولی با یک وقفه، حق بیمه سرانه کل را به میزان ۸ درصد افزایش می‌دهد؛ این نتیجه بیان‌گر این مدعا است که چون در شرایط افزایش نااطمینانی، بازدهی-های واقعی می‌تواند متفاوت از بازدهی‌های انتظاری باشد؛ لذا بیمه‌گران برای حفظ سطح سود خود، حق بیمه‌های بالاتری را مطالبه می‌کنند. همچنین، ضریب برآورد شده تغییرات منفی نااطمینانی، معنی‌دار و برابر با ۰/۱۳۹۴- می‌باشد، به‌طوری‌که یک درصد کاهش در نااطمینانی سیاست پولی، باعث افزایش ۱۴ درصدی در حق بیمه سرانه کل می‌گردد. درعین‌حال، تغییرات منفی نااطمینانی با یک وقفه، معنی‌دار نمی‌باشد.

به‌منظور اطمینان از پایداری ضرایب رگرسیون برآورد شده و صحت نتایج به‌دست آمده،

آزمون‌های مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی[1] و مجموع تجمعی مجذورات پسماندهای بازگشتی[2] انجام شده است. در این آزمون‌ها مقادیر آماره برآورد شده در بین دو مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد رسم می‌گردد و در صورتی که از این دو کرانه خارج نگردد، نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر پایدار بودن رگرسیون برآورد شده را رد نمود. نتایج حاصل از این آزمون‌ها در شکل (۱) نشان داده شده است.



شکل ۱- آزمون‌های پایداری CUSUM و CUSUMQ

منبع: یافته‌های تحقیق

ازآنجایی‌که نمودارهای مجموع پسماندهای تجمعی و مجذور پسماندهای تجمعی بین خطوط بحرانی ۵ درصد قرار دارند، لذا مدل برآوردی در بلندمدت پایدار است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

رابطه بین بخش بانکی و بخش واقعی اقتصاد، از دیرباز مورد توجه اقتصاددانان بوده است؛ بخش بانکی به‌عنوان معبر اصلی سیاست‌های پولی (با متولی‌گری بانک مرکزی) و بخش واقعی اقتصاد به‌عنوان گذرگاه اصلی سیاست‌های مالی (با متولی‌گری دولت) تأثیر قابل‌توجهی در تعادل اقتصادی کشور دارد. هرچه هماهنگی بین این دو بخش بیشتر باشد، رشد اقتصادی بالاتر خواهد بود. با توجه به رابطه بین عملکرد سیاست پولی و متغیرهای کلان بخش واقعی اقتصاد،

1- Cumulative sum of recursive residuals (CUSUM)
2- Cumulative sum of squares of recursive residuals (CUSUMQ)

هرگونه نااطمینانی در عملکرد سیاست پولی می‌تواند اثرات نامطلوبی در بخش واقعی اقتصاد به‌همراه داشته باشد. با مرور ادبیات تحقیق می‌توان دریافت که یافته‌های تجربی در زمینه ارتباط نااطمینانی سیاست پولی و حق بیمه سرانه معطوف به نوع کشورها و دوره زمانی مورد مطالعه است و لذا نمی‌توان یک رابطه از پیش تعیین شده قطعی را درنظر گرفت. ازاین‌رو، با ارائه یک مدل تجربی، اثر نااطمینانی سیاست پولی و تولید ناخالص داخلی سرانه بر روی حق بیمه سرانه در ایران به‌صورت سالانه در بازه زمانی ۱۳۵۰-۱۳۹۷ آزمون گردید.

برای این منظور، ابتدا برای مدل‌سازی نوسانات حجم واقعی پول پس از تعیین رتبه پایایی، با استفاده از روش باکس-جنکینز و با درنظر گرفتن یکی از معیارهای اطلاعاتی مربوطه تعداد جملات خودرگرسیون و تعداد جملات میانگین متحرک برای معادله میانگین به‌صورت $ARMA(p,q)$ تعیین شدند. پس از آزمون فروض کلاسیک برای معادله مذکور و تأیید وجود اثرات $ARCH$، مدل $EGARCH(۲،۲)$ برآورد گردید و شاخص نااطمینانی سیاست پولی به‌دست آمد. برای برآورد مدل از روش $NARDL$ استفاده شد، چرا که این روش امکان بررسی اثرات نامتقارن نااطمینانی را فراهم می‌کند. نتایج آزمون کرانه‌ها در تصریح بلندمدت الگوی $NARDL$ نشان داد که رابطه هم‌انباشتگی میان متغیرهای مورد استفاده شامل حق بیمه سرانه، نااطمینانی سیاست پولی و تولید ناخالص داخلی سرانه وجود دارد. همچنین نتایج آزمون والد حکایت از آن دارد که نااطمینانی سیاست پولی در کوتاه‌مدت و بلندمدت دارای رفتاری نامتقارن است.

نتایج حاصل از برآورد مدل نشان داد که در کوتاه‌مدت رابطه معنی‌داری بین تغییرات مثبت نااطمینانی و حق بیمه سرانه در ایران وجود ندارد، اما با یک وقفه، رابطه مثبتی بین این دو وجود دارد؛ این نتیجه بیان‌گر آن است که چون در شرایط افزایش نااطمینانی، بازدهی‌های واقعی می‌تواند متفاوت از بازدهی‌های انتظاری باشد؛ لذا بیمه‌گران برای حفظ سطح سود خود، حق بیمه‌های بالاتری را مطالبه می‌کنند. همچنین، در کوتاه‌مدت رابطه منفی و معنی‌داری بین تغییرات منفی نااطمینانی و حق بیمه سرانه وجود دارد، اما با یک وقفه، این رابطه معنی‌دار نیست.

در بلندمدت هر دو ضریب نامتقارن، منفی و معنی‌دار هستند؛ تأثیر منفی نااطمینانی بر حق بیمه بیان‌گر این ادعا است که در شرایط بالا بودن نااطمینانی اقتصادی، افراد به‌دنبال کاهش هزینه‌ها و حفظ ارزش دارائی‌های خود در بازارهای مسکن، ارز و طلا هستند، لذا تقاضای آن‌ها برای بیمه کاهش می‌یابد. در شرایط ثبات اقتصادی نیز به‌دلیل نااطمینانی طول عمر سرپرست خانوار و

درنتیجه نااطمینانی درآمد، تقاضای برای بیمه افزایش یافته که این موجب افزایش حق بیمه سرانه می‌شود. همچنین، در بلندمدت رابطه مثبتی بین درآمد سرانه و حق بیمه سرانه کل وجود دارد، به‌طوری که کشش حق بیمه سرانه نسبت به تولید ناخالص داخلی سرانه کمتر از واحد است. ازآنجایی‌که حق بیمه نمایان‌گر مخارج روی سیاست بیمه است، این بدان معنی است که بیمه یک کالای ضروری در ایران است.

بنابراین، با توجه به تأثیر منفی نااطمینانی سیاست پولی بر روی حق بیمه ضرورت دارد که ارتباط بانک مرکزی با بازارهای مالی به‌خوبی مدیریت شود. در واقع، استفاده از استراتژی‌های ارتباطی می‌تواند به‌عنوان یک ابزار سیاستی بانک مرکزی در سیاست‌گذاری پولی تبدیل شود. مدیریت صحیح این استراتژی‌های ارتباطی می‌تواند با کاهش نااطمینانی در سیاست پولی، سهم به‌سزایی در اثربخشی بخش مالی داشته باشد. به‌عبارت‌دیگر، سیاست‌گذاران هنگام تدوین سیاست‌های پولی در سطح کلان، باید آثار ناشی از تصمیم‌های مزبور را بر بازارهای مالی مدنظر قرار دهند.

References

[1] Arouri, M., Estay, C., Rault, C., & Roubaud, D. (2016). Economic Policy Uncertainty and Stock Markets: Long-run Evidence from the US. Finance Research Letters, *18*, 136-141.

[2] Azizi, F. (2007). The Relationship Between Macro Economic Variables and the Demand for life Insurance (Case Study of Iran 1369-1383). *Management Research in Iran*, Volume 10, Issue 4, pp. 135-149. (In Persian).

[3] Baker, S. R., Bloom, N., & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. The Quarterly Journal of Economics, *131*(4), 1593-1636.

[4] Balcilar, M., Gupta, R., Lee, C. C., & Olasehinde-Williams, G. (2017). *Economic Policy Uncertainty and Insurance*. Working Papers 201776, University of Pretoria, Department of Economics.

[5] Balcilar, M., Olasehinde-Williams, G., & Shahbaz, M. (2018). Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impact of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Japan. Working Papers 15-39, Eastern Mediterranean University, Department of Economics.

[6] Beck, T., & Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries. The World Bank Economic Review, *17*(1), 51-88.

[7] Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685.

[8] Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S., & Zakrajšek, E. (2016). The

Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. European Economic Review, *88*, 185-207.

[9] Chen, R., Wong, K. A., & Lee, H. C. (1999). Underwriting Cycles in Asian, *Journal of Risk and Insurance*, 66(1): 29-47.

[10] Chen, J., Jiang, F., & Tong, G. (2016). Economic Policy Uncertainty in China and Stock Market Expected Returns. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.

[11] Cummins, J. D., & Nye, D. J. (1980). The Stochastic Characteristics of PropertyLiability Insurance Company Underwriting Profits. *Journal of Risk and Insurance*, 47(1): 61-77.

[12] Enz, R. (2000). The S-curve Relation Between Per-capita Income and Insurance Penetration. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 25(3):396–406.

[13] Feyen, E., Lester, R., & Rocha, R. (2011). What Drives the Development of the Insurance Sector? An Empirical Analysis Based on a Panel of Developed and Developing Countries. *World Bank Working Paper 5572*.

[14] Fung, H. G., Lai, G. C., Patterson, G. A., & Witt, R. C. (1998). Underwriting Cycles in Property and Liability Insurance: An Empirical Analysis of Industry and by Line. *Journal of Risk and Insurance*, 65(4): 539-562.

[15] Gulen, H., & Ion, M. (2016). Policy Uncertainty and Corporate Investment. *Review of Financial Studies*, Oxford University Press, 29(3):523–564.

[16] Guo, F., Fung, H. G., & Huang, Y. S. (2009). The Dynamic Impact of Macro Shocks on Insurance Premiums. *Journal of Financial Services Research*, *35(3), 225–244.*

[17] Gupta, R., Lahiani, A., Lee, C. C., & Lee, C. C. (2016). *Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impacts of Output and Economic Policy Uncertainty*. *Empirical Economics*, 57(6), 1959-1978.

[18] Jawadi, F., Bruneau, C. & Sghaier, N. (2009). Nonlinear Cointegration Relationships between Non- Life Insurance Premiums and Financial Markets. Journal of Risk and Insurance, 76(3), 753-783.

[19] Jones, P. M., & Olson, E. (2013). The Time-varying Correlation Between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37.

[20] Julio, B,. & Yook, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *The Journal of Finance*, 67, 45-84.

[21] Kang, W., Lee, K., & Ratti, R. A. (2014). Economic Policy Uncertainty and Firm-level Investment. *Journal of Macroeconomics*, 39, 42–53.

[22] Lamm-Tennant, J., & Weiss, U. M. (1997). International Insurance Cycles: Rational Expectations/Institutional Intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 64(3), 415-439.

[23] Lee, C. C., & Chiu, Y. B. (2012). The Impact of Real Income on Insurance Premiums: Evidence from Panel Data. International Review of Economics & Finance, *21*(1), 246-260.

[24] Lee, S. J., Kwon, S. I., & Chung, S. Y. (2010). Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea. The Geneva Papers on Risk and

Insurance-Issues and Practice, *35*(1), S82-S91.
[25] Li, D., Moshirian, F., Nguyen, P. & Wee, T. (2007). The Demand for Life Insurance in OECD Countries. Journal of Risk and Insurance, *74*(3), 637-652.
[26] Li, X. L., Balcilar, M., Gupta, R. & Chang, T. (2016). The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. Emerging Markets Finance and Trade, *52*(3), 674-689.
[27] Lotfi, A. (2017). Investigate the Effect of Macroeconomic Variables on Individuals Request of Insurance. *Financial Monetary Economics*, Volume 23, No. 12, pp. 235-268. (In Persian).
[28] Mohagheghzadeh, F., Shirinbakhsh, Sh., Najafizadeh, A. & Daghighi asl, A. (2017). Sensitivity of Economic Growth to Life and Non-Life Insurances. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, Volume 6, No. 23, pp. 205-230. (In Persian).
[29] Niehaus, G., & Terry, A. (1993). Evidence on the Times Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60(3), 466-479.
[30] Park, H., Borde, SF., & Choi, Y. (2002). Determinants of Insurance Pervasiveness: A Cross-national Analysis. *International Business Review*, 11, 79–96.
[31] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, *16*(3), 289-326.
[32] Salahmanesh, A., Akbarifard, H. & Alaie, R. (2016). Relationship between the Insurance Market Activity, Banking Sector and Economic Growth (Study in Iranian Economy). *Quarterly Journal of Economic Strategy*, Volume 5, No. 16, pp. 77-105. (In Persian).
[33] Shin, Y., Yu, B., & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281-314).
[34] Swiss Re (various years) Sigma. Zurich: Swiss Reinsurance Company.
[35] Wang, Y., Chen, CR., & Huang, YS. (2014). Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China. *Pacific Basin Finance Journal*, 26, 227–243.
[36] Ward, D., & Zurbruegg, R. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *Journal of Risk* and Insurance. 67(4), 489–506.
[37] Yavari, K., Sahabi, B., Agheli, L., & Shafiei, S. (2017). Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: A Combination of VAR and GARCH. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, Volume 13, No. 48, pp. 60-96. (In Persian).

بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران با استفاده از مدل غیرخطی NARDL

فهمیده فتاحی[۱]
دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
افسانه حسین‌زاده[۲]
کارشناس ارشد علوم اقتصادی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه
صمد حکمتی‌فرید[۳]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه ارومیه

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۱۲/۱۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۱/۰۷

چکیده

در مطالعه حاضر به بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران طی دورۀ زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ پرداخته شده است. برای بررسی اثرات متقارن از روش جوهانسن-جوسیلوس استفاده شده و همچنین برای بررسی اثرات نامتقارن از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج روش متقارن نشان می‌دهد که در بلندمدت، افزایش مخارج دولت و تورم اثر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارند. همچنین نتایج بیانگر این است که توسعه تجارت اثر مثبت و معنی‌داری بر توسعه مالی دارد. نتایج مربوط به الگوی ECM نیز نشان می‌دهد که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم

---

* - مقاله پژوهشی

۱- نویسنده مسئول: fa.fattahi@urmia.ac.ir

2- Afsaneh.136999@yahoo.com
3- s.hekmati@urmia.ac.ir
DOI: 10.22067/mfe.2021.69254.1042

تعادل یا خطای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. همچنین، نتایج روش (NARDL) نشان می‌دهد که شوک مثبت مخارج دولت اثر منفی و شوک منفی مخارج دولت اثر مثبت و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. همچنین، شوک مثبت توسعه تجارت اثر مثبت و شوک منفی توسعه تجارت اثر منفی بر توسعه مالی دارد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد که تورم اثر منفی و معنی‌دار بر توسعه مالی دارد. درنهایت، نتایج آزمون والد هم نشان می‌دهد که اثر شوک‌های مخارج دولت و توسعه تجارت هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت نامتقارن هستند.

کلیدواژه‌ها: توسعه‌مالی، سیاست مالی، ایران، روش جوهانسن- جوسیلوس، NARDL.
طبقه‌بندی JEL: E62, E44, F10

مقدمه

مؤسسات مالی نقش تعیین کننده‌ای در انباشت سرمایه و توسعه‌مالی دارند. این مؤسسات با انتشار اطلاعات، تخصیص سرمایه، تجهیز پس‌انداز؛ تسهیل تجارت، متنوع‌سازی و انباشت ریسک‌ها[1]؛ نظارت بر شرکت‌ها و اعمال حاکمیت شرکتی و تسهیل مبادلات نقش مهمی در رسیدن به رشد اقتصادی ایفا می‌کنند. در بسیاری از مطالعات تجربی رابطه رشد اقتصادی و توسعه مالی موردتوجه قرارگرفته است، که اکثر محققان انباشت سرمایه فیزیکی و انسانی و رشد بهره‌وری کل را به‌عنوان کانال‌های اصلی اثرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی معرفی کرده‌اند (Levine, 1997; Duramany-Lakkoh, 2020).

توسعه مالی درواقع توسعه نظام یا بخش مالی شامل بازارها، مؤسسات و ابزارهای مالی است، بازارهای مالی توسعه‌یافته از یک‌سو موجب بهبود در اطلاعات سرمایه‌گذاری و کارایی در تخصیص منابع شده که این به‌نوبه خود باعث افزایش رشد اقتصادی بلندمدت می‌شود. از سوی دیگر خود بازار مالی تحت تأثیر فعل‌وانفعالات و سیاست‌های اقتصادی قرار می‌گیرد و متغیرهای اقتصادی هریک به‌نوبه‌ی خود می‌توانند نقش قابل‌توجهی بر توسعه‌ی مالی داشته باشند (razmi et al., 2013). در بازارهای مالی معمولاً در دوره رکود، دسترسی به اعتبار کاهش یافته و هزینه‌های اعتباری افزایش می‌یابد. واکنش سیاست متعارف، به ابزارهای پولی جهت اشباع بازارهای مالی با

1 - pooling of risks

نقدینگی بالا وابسته است. با توجه به فضای محدود سیاست‌های پولی در شرایط فعلی اقتصاد، نیاز ضروری به کشف قدرت سایر ابزارها برای شروع مجدد بازارهای اعتباری در رکود اقتصادی است (Auerbach et. al., 2020).

مطالعات تجربی بیانگر این مطلب است که دولت و سیاست‌های آن یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر توسعه بخش مالی است، یکی از سیاست‌های مالی مهم و مؤثر بر توسعه مالی، مخارج دولت است که مخارج دولت به‌طور سنتی یک ابزار سیاست ضدتولید[1] برای تحریک اعتبار در نظر گرفته شده است. نظریه‌های استاندارد کینزی و نئوکلاسیک پیش‌بینی می‌کنند که افزایش در مخارج دولت منجر به افزایش نرخ بهره می‌شود، درنتیجه هزینه‌ها و سرمایه‌گذاری‌های بخش خصوصی را کاهش می‌دهد؛ اما شواهد و مدارکی کمی برای تأیید این عقیده وجود دارد که مخارج دولت بازارهای اعتباری را محکم‌تر می‌کند (Murphy & Walsh, 2018). در مقابل، شواهد در حال رشد از ایالات‌متحده و سایر اقتصادهای پیشرفته نشان می‌دهد که مخارج دولت می‌تواند باعث کاهش نرخ بهره بلندمدت شود (Miranda-Pinto et al, 2019). این مطالعات حاکی از شکاف در درک اقتصاددانان از رابطه بین محرک مالی و بازارهای اعتباری است.

در مطالعات انجام شده در این حوزه بر سیاست‌های آزادسازی تجاری هم توجه شده است. این مطالعات بیان می‌کنند باز بودن سیاست تجاری و توسعه تجارت می‌تواند انگیزه‌ای برای اتخاذ سیاست‌های کمتر اختلال‌زا و اعمال مدیریت قاعده‌مند کلان اقتصادی برای حفظ ثبات کلان اقتصادی و افزایش قدرت رقابت بنگاه‌های داخلی بازارهای جهانی باشد و افزایش قدرت رقابتی تأثیر مثبت بر توسعه اقتصادی و مالی دارد. بااین‌وجود، کشورهای بازتر ممکن است برای حمایت بنگاه‌های اقتصادی در برابر شوک‌های خارجی دولت بزرگ‌تری به وجود آورند و بنابراین دولت بزرگ‌تر تخصیص منابع را مختل کرده و به رشد و توسعه اقتصادی ضربه می‌زند (Rodrik, 1998).

دستیابی به رشد اقتصادی ازیک‌طرف، نیازمند اعمال سیاست‌های مالی از طرف دولت‌ها جهت دسترسی به اهداف اقتصاد کلان کشوری و از طرف دیگر، نیازمند بازارهای مالی است که

1- counterproductive

در آن دارایی‌های مالی خریدوفروش می‌شوند. برای کشورهای درحال‌توسعه‌ای ازجمله ایران، ترکیب توانمند بازار مالی و سیاست مالی برای رشد اقتصادی کشور بسیار ضروری به نظر می‌رسد. این اهمیت ناشی از آن است که ابزارهای سیاست مالی بر قدرت رقابت بازارهای مالی کشور و عملکرد نهادهای بانکی و غیربانکی در این بازارها تأثیرگذار است (Sadeghi et. al., 2015).

در راستای مطالب فوق، می‌توان استدلال نمود که ممکن است سیاست مالی و توسعه تجارت اثر قابل‌توجهی بر توسعه‌مالی داشته باشد، از سوی دیگر، این اثرگذاری لزوماً به‌صورت خطی نبوده و می‌تواند به‌صورت غیرخطی اتفاق بیفتد و این ارتباط در بیشتر مطالعات در نظر گرفته نشده است. لذا چگونگی تأثیرگذاری متغیرهای سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه‌مالی نیازمند بررسی تجربی در ایران است. برای این منظور، مطالعه حاضر به بررسی تأثیر سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه‌مالی به‌صورت غیرخطی طی دورهٔ ۲۰۱۷-۱۹۷۳ می‌پردازد. در این راستا ابتدا مبانی نظری مرتبط با موضوع بررسی می‌شود و سپس به‌مرور برخی از مطالعات مرتبط پرداخته خواهد شد. در ادامه نیز مدل معرفی شده برآورد و تجزیه‌وتحلیل شده و نتیجه‌گیری ارائه خواهد شد.

مبانی نظری

داشتن نظام مالی کارآمد موجب تجمیع و تخصیص بهینه منابع در اقتصاد می‌شود. با توجه به نقش نظام مالی در کارکرد و رشد اقتصادی، تحقیقات در زمینه توسعه مالی جایگاه ویژه‌ای در ادبیات اقتصادی پیدا کرده است. بخش زیادی از مطالعات به رابطه علت و معلولی و جهت تأثیرگذاری توسعه مالی بر رشد اقتصادی متمرکز شده‌اند و از طرفی، مطالعات زیادی، در مورد عوامل مؤثر بر توسعه مالی بحث می‌کنند. هرچه در مراحل اولیه توسعه‌یافتگی قرار داشته باشیم، به دلیل نبود زیرساخت‌های مناسب برای فعالیت بازار، نظام مالی به سمت بانک‌محوری متمایل می‌شود. در ایران نیز به‌طور عمده بانک‌ها عهده‌دار تأمین مالی بوده‌اند و بازار مالی در این فرآیند نقش قابل‌ملاحظه‌ای نداشته است، اما باید به این نکته مهم توجه کرد که یکی از ارکان نظام مالی، بازار مالی است (Akbari-Roshan & Shakeri, 2014). هرچه بازار مالی عمیق‌تر و توسعه‌یافته‌تری داشته باشیم، بنگاه‌ها و سرمایه‌گذاران برای تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود امکان انتخاب نسبت بهینه‌ای از بدهی را خواهند داشت و این خود، به گسترش فرصت‌های

اقتصادی، توزیع درآمد و کاهش نابرابری‌های درآمدی و درنهایت، رشد اقتصادی در جامعه منجر می‌شود.

سیاست مالی یکی از سیاست‌های کنترل تعادل در اقتصاد کلان است و هدف آن تأثیر بر طرف تقاضای کل اقتصاد در کوتاه‌مدت است. سیاست مالی ممکن است طرف عرضه اقتصاد را بیشتر در بلندمدت از طریق افزایش ظرفیت اقتصادی تحت تأثیر قرار دهد. البته برای ثبات اقتصاد کلان، سیاست‌های مالی و پولی باید باهم تعامل داشته باشند (Surjaningsih et. Al, 2012). توانایی سیاست‌های مالی برای اثرگذاری بر تولید از طریق تغییر تقاضای کل سبب می‌شود این سیاست‌ها به ابزاری بالقوه برای تثبیت اقتصادی بدل گردند. در شرایط رکودی دولت‌ها می‌توانند سیاست مالی انبساطی را اجرا نموده و تولید را به سطح عادی باز گردانند و شغل ایجاد کنند. طی رونق که تورم به‌عنوان مشکلی بزرگ‌تر و مهم‌تر از بیکاری در نظر گرفته می‌شود، دولت‌ها می‌توانند سیاست مازاد بودجه را در دستور کار قرار دهند، بنابراین سیاست ضدچرخه ای سبب می‌شود که بودجه متعادل شود (Ashrafipour, 2013).

توسعه‌مالی و مخارج دولت (شاخص سیاست مالی)

دولت نقش مهمی در آماده‌سازی خدمات مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه دارد. گرچه در کشورهای توسعه‌یافته مالکیت دولتی بانک‌ها کمتر از کشورهای درحال‌توسعه بوده، دولت مسئولیت ایجاد مقررات برای بخش خصوصی و کسب اطمینان از این موضوع را که نتایج عملکرد بخش مالی در محدوده قابل‌قبول است، بر عهده دارد. دو دیدگاه مختلف در مورد دخالت دولت در بخش مالی وجود دارد: دیدگاه توسعه و دیدگاه سیاسی. دیدگاه توسعه بیان می‌کند که دولت می‌تواند کمک‌کننده غلبه بر شکست بازار باشد و توسعه مالی را به‌واسطه هزینه کمتر و بالا بردن امکان دستیابی به منابع مالی، به‌ویژه در کشورهای درحال‌توسعه بهبود ببخشد. در مقابل، دیدگاه سیاسی معتقد است که دولت به‌واسطه پیگیری اهداف سیاسی خود به منافع متضادی می‌رسد که ممکن است به نتایج با مطلوبیت کمتر منجر شود. این غالباً در کشورهایی با حقوق مالکیت ضعیف اتفاق می‌افتد که به نوبهٔ خود موجب افزایش ناکارایی از طریق افزایش هزینه

سربار[1] و حاشیه‌های سود می‌شود (Lamei, 2005). درواقع این دیدگاه به تمایل سیاست‌مداران برای کنترل سرمایه‌گذاری با اهداف سیاسی به جای اهداف اجتماعی تأکید دارد. پس طبق این دیدگاه مالکیت دولتی بانک‌ها و نهادهای مالی و درنتیجه اندازه و مخارج دولت تأثیر منفی بر توسعه بخش مالی دارد (Sahabi et. al., 2013).

رابطه توسعه مالی و توسعه تجارت

اخیراً تعداد کمی از مطالعات استدلال‌های تئوری باز بودن را به‌صورت تجربی موردبررسی قرار داده‌اند (Baltagi et. al., 2009; Law, 2009; Hauner et. al., 2013). حداقل دو کاستی از شواهد تجربی ارائه شده توسط این مطالعات وجود دارد: ۱) یافته‌های گزارش شده متناقض و بی‌نتیجه هستند. به‌عنوان‌مثال، Baltagi et. al., (2009) بیان می‌کنند که باز بودن تجاری و باز بودن مالی به‌طور جداگانه تأثیر قابل‌توجهی در توسعه بخش بانکی دارند، درحالی‌که (Hauner et.al., 2013) معتقدند که باز بودن تجارت یک پیش‌بینی‌کننده قوی[2] توسعه مالی داخلی است، درحالی‌که تأثیر باز بودن مالی بر توسعه مالی داخلی سازگار نیست.

۲) دوم، همه این مطالعات در سطح کلان و توسعه بخش بانکی (به‌عنوان‌مثال، توسعه مالی) با اعتبار خصوصی در سطح کشور به تولید ناخالص داخلی اندازه گرفته شده است که به‌عنوان "اعتبار خصوصی تأمین شده توسط بخش بانکی به‌عنوان درصدی از تولید ناخالص داخلی" ارائه می‌شود. استفاده از نسبت اعتبار خصوصی به تولید ناخالص داخلی در سطح کشور برای بررسی استدلال‌های تئوری باز بودن[3] دارای دو محدودیت است. اول این‌که، این نسبت اطلاعاتی در مورد رانت‌های به دست آمده توسط بانک‌های انفرادی و ازاین‌رو، هزینه واسطه‌گری مالی ارائه نمی‌دهد که این محدودیت بسیار مهم است زیرا یکی از بحث‌های اصلی تئوری باز بودن این است که صراحتاً با کاهش رانت گروه‌های ذی‌نفع مالی فعلی، توسعه مالی ارتقا می‌یابد. در مقابل، درنتیجه باز بودن بیشتر نیز می‌توان انتظار رانت بانکی بالاتر را داشت. ازآنجاکه این تئوری صراحتاً باعث

1- Overhead Costs
2- robust predictor
3- openness theory

ایجاد رقابت در خارج می‌شود، می‌تواند فشار بر بانک‌های محلی (که تمایل به هزینه‌های عملیاتی کمتری دارند) ایجاد کند تا در رقابت باقی بمانند. تمرکز بازار حاصل می‌تواند قدرت انحصاری ایجاد کند و منجر به رانت بیشتر برای بازیکنان کلیدی و راندمان پایین‌تر سیستم بانکی شود (Agénor, 2003; Yoo, 2016).

محدودیت دوم این است که تحلیل‌های سطح کلان، اطلاعاتی در مورد تأثیر باز بودن روی عدم‌پرداخت ریسک[1] بانک‌های فردی ارائه نمی‌دهد. نظریه‌هایی که اخیراً در حال گسترش است، نشان می‌دهد که همیشه بسته به وضعیت اقتصادی یک کشور و وام بیش‌ازحد، یک سطح بهینه از اعتبار خصوصی وجود دارد و فراتر از حد مطلوب و همراه با استانداردهای اعتباری پایین، فقط باعث افزایش ریسک‌های بالاتر بخش مالی می‌شود (Ashraf, 2018).

همچنین، در مورد ارتباط میان توسعه مالی و توسعه تجارت، دو دیدگاه وجود دارد. دیدگاه اول بیان می‌کنند که افزایش تجارت در یک کشور موجب افزایش نیاز صنایع و بنگاه‌های آن کشور به منابع مالی خارج از آن بنگاه‌ها و صنایع می‌گردد و به‌تبع آن موجب تعمیق بیشتر سیستم مالی آن کشور می‌شود. در مقابل دیدگاه دوم معتقدند که با باز شدن تجارت در کشورهای درحال‌توسعه و به علت عدم توسعه مالی در این کشورها، تقاضا برای خدمات مالی کشورهای خارجی را افزایش داده و این امر موجب محدود شدن بخش مالی کشور داخلی می‌گردد.

رابطه توسعه مالی و تورم

در شرایط تورمی، واسطه‌های مالی تمایلی به قراردادهای مالی بلندمدت نخواهند داشت و متمایل به حفظ پرتفوی بسیار سیال هستند. بنابراین، در چنین شرایطی، واسطه‌های مالی علاقه کمتری برای تأمین مالی بلندمدت جهت تشکیل سرمایه دارند و هر دو گروه وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان نیز تمایل اندکی به انعقاد قراردادهای مالی بلندمدت دارند، بنابراین به‌طورکلی، واسطه‌های مالی در شرایط تورمی کارایی کمتری دارند (Wahid et. al., 2011)

در حقیقت تورم، اثر منفی بر عمق مالی دارد و باعث حفظ سطح پایینی از توسعه مالی می‌شود؛

1- default risk

که در این حالت، نرخ تورم بالا همراه با بازدهی پایین سرمایه، انگیزه سرمایه‌گذاری را از بین خواهد برد و تورم بالا، مانعی برای ایجاد قراردادهای مالی بلندمدت خواهد شد. بااین‌حال، اگر نرخ تورم بالا، ولی قابل پیش‌بینی باشد، انگیزه واسطه‌گری‌های مالی را افزایش خواهد داد؛ اما واقعیت این است که نرخ تورم بالاتر با نوسانات نرخ تورم بیشتر، و ازاین‌رو، با عدم اطمینان بیشتر گره خورده است (Akosah, 2013).

پیشینه تجربی

در این قسمت از مطالعه، برخی از مطالعات تجربی انجام یافته در خصوص موضوع پژوهش در قالب مطالعات انجام یافته در خارج و داخل کشور به‌اختصار مرور شده‌اند.

مطالعات خارجی

Rathnasiri (2011) به بررسی چگونگی اثر سیاست مالی بر توسعه مالی با استفاده از روش استقرایی[1] پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که استقراض عمومی از بانک تجاری و مخارج دولتی تأثیر مثبت قابل‌توجهی در توسعه‌مالی در سریلانکا دارد.

Cooray (2011) نقش دولت در توسعه بخش مالی را با استفاده از داده‌های پنل در ۷۱ کشور درحال‌توسعه و توسعه‌یافته طی دورهٔ زمانی ۲۰۰۵-۱۹۹۰ موردبررسی قرار داده است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که شاخص‌های حکمرانی خوب اثری مثبت بر اندازه و کارایی بخش مالی دارد و نابرابری و نرخ تورم باعث بدترشدن شرایط مالی می‌شوند و درنهایت دموکراسی عامل خوبی برای توسعه مالی است.

Taha et. al., (2013) ارتباط بین درآمدهای مستقیم مالیاتی و فعالیت‌های بانکی و غیربانکی سیستم مالی را در مالزی موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که تأثیر سیستم مالی بر درآمدهای مالیاتی در کوتاه‌مدت بسیار عمیق‌تر از این تأثیر در بلندمدت است.

Bierbrauer (2014) به بررسی تأثیر مالیات بر بازارهای مالی پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که افزایش مالیات ممکن است منجر به بحران مالی و کاهش نقدینگی در

1- deductive

بازارهای مالی شود.

Zhang et. al., (2015) در مطالعه‌ای به بررسی اثر باز بودن تجارت و باز بودن مالی بر توسعه مالی در چین با استفاده از داده‌های پنل طی دورهٔ ۲۰۰۹-۲۰۰۰ پرداخته‌اند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که هم باز بودن تجاری و هم باز بودن مالی از نظر آماری تعیین‌کننده‌های کارایی مالی و رقابت هستند، اما بازبودن تجاری تأثیر منفی بر اندازه توسعه مالی دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که تأثیر باز بودن مالی بر کارایی و رقابت مالی استان‌ها با درجهٔ بالای باز مالی مثبت و در استان‌ها با درجه پایین باز مالی منفی است.

Lawal et al (2018) تأثیر تعامل بین سیاست‌های مالی و پولی بر رفتار بازار سهام و تأثیر ناپایداری این تعاملات در بازار سهام نیجریه را با استفاده از داده‌های ماهانه از ژانویه ۱۹۸۵ تا دسامبر ۲۰۱۵ موردبررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از مدل‌های خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[1] (ARDL)و واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته نمایی[2] (EGARCH) استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد مدل ARDL حاکی از آن است که تعامل بین تأثیر سیاست‌های پولی و مالی بر بازده سهام در نیجریه وجود رابطه بلندمدت بین رفتار بازار سهام و سیاست‌های پولی و مالی تأیید می‌کند. نتایج حاصل از برآورد نوسانات نشان می‌دهد که نوسانات رفتار بازار سهام تا حد زیادی به نوسانات در تعامل بین دو ابزار سیاستی حساس است. نتایج حاکی از کالیبره کردن هر دو سیاست پولی و مالی در یک مدل واحد در هنگام تدوین سیاست بازار سهام است زیرا تعامل آن‌ها بر رفتار سهام به‌طور قابل‌توجهی اعمال می‌شود، بنابراین هر دو سیاست باید در کنار هم در نظر گرفته شوند.

Ashraf (2018) به بررسی تأثیر باز بودن تجاری و باز بودن مالی بر توسعه بانکی با استفاده از مجموعه داده‌های پنل ۲۸۷ بانک کلیدی از ۳۷ کشور در حال ظهور طی دوره ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداخته است. نتایج تحقیق حاکی از آن است که با افزایش درجه باز بودن تجاری با افزایش حجم و کاهش هزینه و ریسک اعتبار بانکی، موجب توسعه بانکی می‌شود. Ashraf (2018) بیان می‌کند که این نتایج به دلیل تقاضای بالا برای امور مالی، اصلاحات آزادسازی بخش مالی داخلی و

1- Autoregressive Distribution Lag (ARDL)
2-Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedascity (EGARCH)

فرصت‌های متنوع‌سازی وام ناشی از افزایش درجه باز بودن تجارت است. در مقابل نقش باز بودن مالی بر توسعه بانکی محدود است زیرا اگرچه رقابت شدید بازار اعتباری ناشی از ورود سرمایه در کشورهای باز مالی، بانک‌ها را ترغیب می‌کند که هزینه اعتبار را کاهش دهند، اما به‌هرحال آن‌ها را مجبور می‌کند تا با وجود حجم کمتری از اعتبار ریسک را افزایش دهند.

Auerbach et. al., (2019) پیشنهاد می‌کنند که مخارج دولت با توزیع مجدد درآمد برای پس‌انداز می‌تواند بازارهای اعتباری را آرام کند. Murphy & Walsh (2018) تصریح می‌کنند که مخارج دولت منابع را به بخش خصوصی منتقل می‌کند و پس‌انداز آن‌ها را افزایش می‌دهد، اثرات تقویت‌کننده بازار اعتبار از انتشار اوراق قرضه دولتی را خنثی می‌کند.

Auerbach et al, (2020) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر سیاست مالی بر بازارهای اعتبار محلی با استفاده از تنوع جغرافیایی غنی در قراردادهای دولت فدرال ایالات‌متحده پرداخته‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که در یک اقتصاد محلی، نرخ بهره وام‌های مصرف‌کننده در پاسخ به شوک مخارج دولت انبساطی[1] کاهش می‌یابد.

Duramany-Lakkoh (2020) در مطالعه‌ای تأثیر سیاست مالی بر توسعه بخش مالی در سیرالئون با استفاده از مدل تصحیح خطا[2] (ECM) و آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن طی دورهٔ زمانی ۱۹۸۰-۲۰۱۵ را موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج حاصل از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن نشان می‌دهد که رابطه بلندمدت بین توسعه بخش مالی و متغیرهای توضیحی وجود دارد. علاوه بر این نتایج حاکی از آن است که حتی زمانی‌که انتظار بر رابطه منفی بین اعتبار بخش خصوصی و عرضه پول ، نرخ بهره واقعی، درآمد کل مالیات و تورم است، نتایج در تحلیل اقتصادی مالی در بلندمدت مثبت و معنی‌دار است.

مطالعات داخلی

Mohammadi et. al., (2014) اثرات باز بودن تجارت و یکسری متغیرهای توضیحی دیگر را بر توسعه مالی در ۳۶ کشور عضو سازمان کنفرانس اسلامی طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۸۰

1- expansionary government spending
2- Error Correction Model

موردبررسی قرار داده‌اند. بدین منظور از سیستم pool و روش اثرات ثابت استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که باز بودن تجارت نقش حیاتی در تعیین سطح توسعه مالی بخش خصوصی دارد.

Hosseini et. al., (2014) رابطه رشد اقتصادی و توسعه مالی را در ایران طی دوره (۲۰۰۷-۱۹۶۷) موردبررسی قرار داده است. نتایج بلندمدت حاکی از رابطه منفی توسعه‌مالی با رشد اقتصادی است. همچنین رابطه کوتاه‌مدت بین متغیرهای توسعه مالی و رشد اقتصادی با استفاده از آزمون علیت گرنجر بلوکی انجام شده که نتایج حاصله نشان می‌دهد که اعتبارات تأمین شده توسط بخش بانکی و رشد اقتصادی علیت یکدیگر نمی‌باشند. همچنین، وجود رابطه علیت دوسویه میان رشد اقتصادی و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تعریف گسترده پول تأیید گردیده است.

Akbari-Roshan & Shakeri (2014) اثر نقدینگی، مخارج دولت و ساختار بازار بر توسعه مالی بازار سهام را با استفاده از داده‌های فصلی و مدل خودرگرسیونی برداری[1] (VAR) طی دوره ۱۳۸۰:۱-۱۳۹۰:۳ موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از آن است که رابطه علی قوی از سمت متغیر شاخص ساختار بازار سهام بر توسعه مالی بازار سهام وجود دارد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که شوک ساختار بازار اثر مثبت و معنادار بر شاخص توسعه مالی دارد، اما شوک رشد نقدینگی و رشد مخارج دولت اثر معناداری بر توسعه مالی ندارند.

Sadeghi et. al., (2015) تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی ایران، طی دوره ۱۳۴۹-۱۳۹۰ و با استفاده از آزمون کرانه‌ها و مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی[2] (ARDL)موردبررسی قرار می‌دهند. نتایج نشان می‌دهند اخذ مالیات توسط دولت اثر مثبت بر بازار مالی دارد. طبق نظر آن‌ها، این امر حاکی از آن است که در سال‌های اخیر با توجه به پیشرفت‌هایی که در سیستم مالیاتی کشور به وقوع پیوسته، نقش آن در توسعه هرچه بیشتر بازار مالی برجسته‌تر شده است.

Nanforosh & Dizaji (2016) تأثیر اندازه دولت و بازبودن تجاری بر توسعه مالی با بهره‌گیری از روش داده‌های تابلویی را ۳۰ کشور منتخب جهان طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۲- ۱۹۹۸

1- Vector Autoregressive
2- Autoregressive Distribution Lag (ARDL)

موردبررسی قرار داده‌اند. نتایج تحقیق حاکی از آن است که اندازه دولت تأثیر منفی و معنی‌داری بر توسعه مالی کشورهای موردبررسی دارد، همچنین باز بودن تجاری، جهانی‌شدن مالی و شاخص کیفیت نهادهای قانونی تأثیر مثبت بر توسعه مالی دارد.

مرور مطالعات نشان می‌دهد در هیچ‌کدام از مطالعات داخلی صورت گرفته اثرات متقارن و نامتقارن شوک‌های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در قالب یک مدل در ایران بررسی نشده، همچنین در هیچ‌کدام مطالعات داخلی این رابطه به‌صورت خطی و غیرخطی با استفاده دو روش جوهانسن- جوسیلوس جهت بررسی اثرات متقارن و رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) جهت بررسی اثرات نامتقارن در ایران انجام نشده است، که این دو مورد به‌عنوان نوآوری این تحقیق می‌باشند.

معرفی مدل و روش تحقیق

هدف از این مطالعه بررسی اثرات متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران است، لذا بدین منظور با توجه به پایه‌های نظری موضوع و همچنین مطالعات تجربی انجام یافته به‌ویژه مطالعات (Rathnasiri (2011); Zhang et. al., (2015); Ashraf (2018); Duramany-Lakkoh, (2020) & Auerbach et. al., (2020) مدل تصریح شده مطالعه به‌صورت زیر قابل بیان است:

$$lCREDIT_t = f(LGOV_t, LTRADE_t LCPI_t) \qquad (۱)$$

که در آن LCREDIT: لگاریتم اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی درصدی از تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) است که نشان دهندهٔ شاخص توسعه‌مالی است.

LGOV: مخارج مصرفی عمومی دولت بر حسب دلار آمریکا و سال پایه ۲۰۱۰[2] اندازه‌گیری شده است که به‌عنوان نماینده سیاست مالی است.

LTRADE: شاخص آزادسازی تجاری، این متغیر به‌صورت مجموع صادرات و واردات

1- Domestic credit provided by financial sector (% of GDP)
2 -General government final consumption expenditure (constant 2010 US$)

به‌صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی[1] (GDP) اندازه‌گیری شده است.

LCPI: لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده که این متغیر بر حسب دلار آمریکا و بر پایه سال ۲۰۱۰[2] اندازه‌گیری شده است که نشان دهندهٔ تورم است. تمامی متغیرها به شکل لگاریتمی وارد مدل شده و اطلاعات مربوط به این متغیرها از مجموعه شاخص‌های توسعه بانک جهانی (WDI[3], 2019) طی دورهٔ زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ استخراج شده است.

برای بررسی ایستایی متغیرها از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم‌یافته (ADF) و آزمون فیلیپس پرون و برای بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها از جوهانسن- جوسیلیوس[4] بهره گرفته شده است. الگوی جوهانسن- جوسیلیوس را می‌توان به‌صورت زیر توضیح داد:

به‌طورکلی در تحلیل چند متغیرهٔ سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد. بدین معنا که متغیرهای تحت بررسی در بلندمدت به چند طریق مستقل از هم به یکدیگر وابسته باشند. در آن صورت روش‌هایی مثل انگل- گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیل‌گر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای هم‌انباشتگی برداری که در تعیین بردار هم‌انباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل- گرنجر را حل کنند[5].

همچنین به‌منظور بررسی اثرات نامتقارن شوک‌های سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه مالی در ایران از یکی از رویکردهای تک‌معادله‌ای موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی (NARDL) نیز استفاده شده است. این تکنیک نامتقارن این توانایی را دارد تا روابط نامتقارن و غیرخطی بین متغیرهای اقتصادی را در بلندمدت و کوتاه‌مدت تشخیص دهد. مدل خودرگرسیونی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) به‌صورت یک مدل تصحیح خطای نامقید[6] (UECM) به‌منظور تجزیه اثرات کلی یک متغیر به اجزای کوتاه‌مدت و بلندمدت آن ایجاد شده

---

1 -Trade is the sum of exports and imports of goods and services measured as a share of gross domestic product.

2 -Consumer price index (2010 = 100)

3- World Development Indicators

4- Johansen- Juselius

۵- الگوی جوهانسن- جوسیلیوس با تفصیل بیشتر در فایل پیوست مقاله توضیح داده شده است.

6 - Unrestricted Error Correction Model

است (Koengkan, 2018). Shin et. al., (2014) با گسترش مدل ARDL خطی موفق شدند تا تکنیک NARDL را پایه‌گذاری نمایند؛ بنابراین مدل ARDL کلی طبق معادله (۲) است:

$$\Delta LCREDIT_i = \alpha_{0i} + \alpha_{1t}t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{1t}\Delta LGOV_t + \sum_{t=0}^{k}\phi_{2i}\Delta LTRADE_i + \sum_{t=0}^{k}\phi_{3i}\Delta LCPI_t + \gamma_{1t}LGOV_i + \gamma_{2i}LTRADE_t + \gamma_{3t}LCPI_t + \mu_t \quad (۲)$$

در رابطه فوق $\Delta LCREDIT$ و $LCREDIT$ به ترتیب تفاضل مرتبه اول و لگاریتم متغیر وابسته یعنی اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی است. $\Delta LGOV, \Delta LTRADE, \Delta LCPI$ و $LGOV, LTRADE, LCPI$ تفاضل مرتبه اول و لگاریتم متغیرهای توضیحی است. به‌علاوه α_{0t} عرض از مبدأ، t متغیر روند و ϕ_{1t} تا ϕ_{3t} و γ_{1t} تا γ_{3t} پارامترهای متغیرها و μ_t جزء اخلال مدل است.

روش ARDL، نسبت به سایر روش‌های هم انباشتگی مزیت‌هایی دارد. در مرحلهٔ اول صرف‌نظر از اینکه متغیرهای مدل کاملاً I(1) یا I(0) یا ترکیبی از هردو باشند، قابل استفاده است این ویژگی نه‌تنها انعطاف‌پذیری قابل‌توجهی را فراهم می‌کند، بلکه مانع از ضروری بودن پیش فرض هم‌انباشتگی از درجه اول می‌شود. دوم اینکه، این مدل معمولاً در برآورد مدل‌های نامتقارن TVEC و EC کارآمدتر از رهیافت دوگانه استاندارد انگل و گرنجر[1] است. سومین مزیت آن است که این روش حتی با تعداد مشاهدات اندک نیز قابل کاربرد است. درنهایت، می‌توان اذعان داشت که استفاده از این روش حتی زمانی که متغیرهای توضیحی درون‌زا هستند، ممکن است.

ترکیب رگرسیون‌های تصادفی در روش استاندارد ARDL خطی است که مستلزم تعدیل متقارن در بلندمدت و کوتاه‌مدت است برای به دست آوردن اثرات نامتقارن، Shin et. al., (2014) مدل NARDL را معرفی کردند که در آن دو متغیر $LGOV_t$ و $LTRADE_t$ به مقادیر مثبت و منفی تجزیه می‌شود که به ترتیب در معادله (۳) و (۴) مشاهده می‌شود (Shin et. al., 2014:).

$$LGOV_t = LGOV_0 + LGOV_t^+ + LGOVI_t^- \quad (۳)$$

1- Engle and Grange

$$LTRADE_t = LTRADE_0 + LTRADE_t^+ + LTRADE_t^- \quad (۴)$$

بدین صورت که:

$$LGOV_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta LGOV_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta LGOV_j, 0\right)$$

and

$$LGOV_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta LGOV_j^- = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta LGOV_j, 0\right) \quad (۵)$$

$$LTRADE_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta LTRADE_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta LTRADE_j, 0\right)$$

and

$$LTRADE_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta LTRADE_j^- = \sum_{j=1}^{t} \max\left(\Delta LTRADE_j, 0\right) \quad (۶)$$

سپس رابطه تعادلی بلندمدت نامتقارن در مدل معادله (۷) می‌تواند باشد، که به‌صورت زیر تصریح می‌گردد:

$$LCREDIT_t = \alpha_i^+ LGOV_{i,t}^+ + \alpha_i^- LGOV_{i,t}^- + \beta_i^+ LTRADE_{i,t}^+ + \beta_i^- LTRADE_{i,t}^- + u_t \quad (۷)$$

α_i^+ و α_i^- ، β_i^- و β_i^+ پارامترهای بلندمدت نامتقارن می‌باشند که به ترتیب تغییرات مثبت و منفی در $LGOV_t$ و $LTRADE_t$ مطابقت دارند. برای آنکه بتوان از مدل NARDL در برآورد ضرایب کوتاه‌مدت و بلندمدت مدل استفاده نمود بایستی بین متغیرها هم‌انباشتگی نامتقارن وجود داشته باشد. ازاین‌رو تخمین مدل تصحیح خطای نامقید (UECM) زیر به‌منظور تحلیل هم‌انباشتگی کرانه‌ها Pesaran et. al., (2001) نیاز است:

$$\Delta LCREDIT_i = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{i=1}^{p} \alpha_{1i} \Delta LCREDIT + \sum_{t=1}^{q_1} \varphi^+ \Delta LGOVT_{t-1}^+ + \sum_{i=1}^{q_2} \varphi^- \Delta LGOVT_{t-1}^- + \sum_{t=1}^{q_3} \Psi^+ \Delta LTRADE_{T-1}^+ + \sum_{t=1}^{q_4} \Psi^- \Delta LTRADE_{t-1}^- + \sum^{q_5} \alpha_{2t} \Delta LCPI + \delta_1 LCREDIT_{t-1} + \theta^+ LGOV_{t-1}^+ + \theta^- LGOV_{t-1}^- + \lambda^+ LTRADE_{t-1}^+ + \lambda^- LTRADE_{t-1}^- + \delta_2 CPI + \mu_t \quad (۸)$$

در رابطه (۸)، δ_1، δ_2، θ^+ ، θ^- و λ^+ λ^- ضرایب بلندمدت، Δ عملگر تفاضل، μ_t جمله اختلال و p، q_1, q_2, q_3, q_4, q_5 و تعداد وقفه‌های بهینه در مدل است. این وقفه‌ها به کمک ضوابطی مانند اکائیک، شوارتز–بیزین و حنان کوئین تعیین می‌شود. همچنین در این رابطه پویایی‌های کوتاه‌مدت توسط مقادیر با وقفه متغیر وابسته و مقادیر با وقفه و جاری متغیرهای مستقل

نشان داده شده است. در ضمن $\beta^+ = \frac{\theta^+}{\rho}$، $\beta^- = \frac{\theta^-}{\rho}$ نشانگر ضرایب نامتقارن مخارج دولت و $\gamma^+ = \frac{\lambda^+}{\rho}$، $\gamma^- = \frac{\lambda^-}{\rho}$ نشانگر ضرایب نامتقارن بلندمدت درجه باز بودن تجاری هستند.

به‌منظور انجام آزمون باند که عدم وجود ارتباط سطحی بین متغیر مستقل و متغیرهای وابسته را نشان می‌دهد بایستی ضرایب سطوح با وقفه متغیرهای مستقل و وابسته را در معادله (۹) برابر صفر قرار داد. ازاین‌جهت فرض صفر که مبنی بر عدم وجود هم‌انباشتگی است به‌صورت معادله زیر بیان می‌شود:

$$H_0 = \delta_1 = \delta_2 = \theta^+ = \theta^- = \lambda^+ = \lambda^- = 0 \qquad (۹)$$

Pesaran et. al., (2001) بیان می‌کنند که در رویکرد باند دو حد بحرانی معرفی می‌شود. حد بالایی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه یک و حد پایینی برای سری‌های زمانی انباشته از مرتبه صفر کاربرد دارد. درصورتی‌که آماره F محاسبه شده بیش‌تر از مقدار حد بالایی باشد فرض صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی یا عدم رابطهٔ بلندمدت بین متغیرها رد می‌شود و اگر مقدار F محاسبه شده از حد پایینی کم‌تر باشد، می‌توان نتیجه گرفت که متغیرها هم‌انباشته از مرتبه صفر هستند و طبق تعریف، هم‌انباشتگی ندارند. نهایتاً اگر آماره F بین کران‌ها قرار گیرد آزمون بی‌نتیجه است.

درنهایت برای بررسی عدم تقارن بلندمدت مخارج دولت از $\theta^+ = \theta^-$ و عدم تقارن بلندمدت درجه باز بودن تجاری از $\lambda^+ = \lambda^-$ استفاده می‌شود. همچنین برای عدم تقارن کوتاه‌مدت برای متغیرهای مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری به ترتیب از آزمون‌های $\sum_{i=1}^{q_1}\varphi^+ = \sum_{i=1}^{q_2}\varphi^-$ و $\sum_{t=1}^{q_3}\Psi^+ = \sum_{t=1}^{q_4}\Psi^-$ استفاده می‌شود. این آزمون‌ها بر اساس آزمون استاندارد والد است که اگر فرضیه صفر رد شود، نشان‌دهنده عدم تقارن است (Mamipour & Sasania Asl, 2018).

یافته‌های تجربی

بررسی ایستایی متغیرها

برای بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل، لازم است ابتدا ایستایی متغیرهای به کار رفته در مدل مورد آزمون قرار گرفته و مرتبه انباشتگی آن‌ها مشخص شود. بر اساس ادبیات اقتصادسنجی، در صورت ناایستایی متغیرها باید از تکنیک‌های هم‌انباشتگی جهت برآورد رابطه

بلندمدت بین متغیرها استفاده شود، در غیر این صورت با مشکل رگرسیون کاذب مواجه خواهیم شد. لذا در جدول زیر نتایج آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته[1] (ADF) و فلیپس‌پرون جهت بررسی ایستایی متغیرها گزارش شده است.

جدول ۱- آزمون ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) و فلیپس‌پرون

نام متغیر	آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)		آزمون فلیپس پرون	
	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری	در سطح	بایکبار تفاضل‌گیری
LCREDIT	۰/۷۳۰ (-۱/۷۰۲)	۰/۰۱۱ (-۴/۲۳۱)	۰/۷۹۰ (-۱/۵۵۷)	۰/۰۰۰۰ (-۸/۰۲۲)
LGOV	۰/۱۵۱ (-۲/۹۷۲)	۰/۰۰۴ (-۴/۴۷۱)	۰/۰۸۴ (-۳/۲۶۸)	۰/۰۰۵ (-۴/۱۸۶)
$LGOV^+$	۰/۰۰۰ (-۷/۶۷۶)	-	۰/۰۰۰ (-۶/۲۰۰)	-
$LGOV^-$	۰/۹۱۳ (-۱/۱۲۳)	۰/۰۰۰ (-۵/۹۰۵)	۰/۹۱۳ (-۱/۸۴۹)	۰/۰۰۰ (-۵/۹۰۳)
LTRADE	۰/۰۴۸ (-۳/۵۳۱)	-	۰/۶۲۱ (-۱/۹۳۱)	۰/۰۰۱ (-۴/۹۷۴)
$LTRADE^+$	۰/۳۹۲ (-۲/۳۶۳)	۰/۰۰۷ (-۴/۳۸۵)	۰/۶۳۹ (-۱/۸۹۴)	۰/۰۴۵ (-۳/۵۶۵)
$LTRADE^-$	۰/۸۲۶ (-۱/۴۶۳)	۰/۰۰۰ (-۵/۷۶۸)	۰/۸۰۳ (-۱/۵۳۰)	۰/۰۰۰ (-۵/۷۸۱)
LCPI	۰/۳۲۴ (-۲/۵۰۴)	۰/۰۰۴ (-۴/۵۲۷)	۰/۷۷۷ (-۱/۵۹۹)	۰/۰۳۸ (-۳/۶۳۸)

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طور که نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) در جدول (۱) نشان می‌دهد، شوک مثبت مخارج دولت ($LGOV^+$) و شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای موردبررسی در سطح ناایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند. همچنین نتایج حاصل از آزمون فلیپس پرون نشان می‌دهد که فقط شوک مثبت مخارج دولت ($LGOV^+$) در سطح ایستا بوده و سایر متغیرهای موردبررسی در سطح ناایستا بوده و دارای مرتبه انباشتگی یک هستند.

Sims (1980) و Sims et. al., (1990) معتقدند حتی اگر متغیرها دارای ریشهٔ واحد باشند؛

1- Augmented Dickey-Fuller Test

نباید تفاضل آن‌ها را در سیستم وارد کرد. استدلال آن‌ها این است که هدف از تحلیل VAR تعیین روابط متقابل میان متغیرها است و نه برآورد پارامترها. درواقع استدلال اصلی آن‌ها در مورد ضرورت وارد نمودن سطح متغیر آن است که با تفاضل‌گیری، اطلاعاتی را که نشان‌دهندهٔ وجود هم‌انباشتگی[1] میان متغیرهاست؛ از دست خواهیم داد. به همین ترتیب، استدلال می‌شود که نیازی به روندزدایی از متغیرهای موجود در مدل VAR نیست(Sadeghi & Shavalpour, 2010) .

نتایج برآورد مدل

برآورد تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلوس جهت بررسی اثرات متقارن تعیین طول وقفه بهینه

تخمین مدل هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[2] است، که در این بین به دست آوردن طول وقفهٔ بهینه از مقدمات تخمین مدل‌ها است. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین می‌کند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید و درنتیجه ایستا یا $I(0)$ هستند. در مطالعه حاضر از معیارهای شوارتز – بیزین، آکائیک و هنان‌کوئین استفاده شده است که با توجه به هر ۳ معیار طول وقفه بهینه مدل برابر با ۱ تعیین شده است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود کمترین مقدار هر سه معیار در وقفهٔ یک برای مدل به دست آمده است و می‌توان بیان داشت که وقفه بهینه الگوی VAR[3] وقفهٔ یک می‌باشد.

جدول ۲- تعیین وقفه بهینه الگو

تعداد وقفه	معیار شوارتز-بیزین	مقدار آمارهٔ آزمون آکائیک	مقدار آمارهٔ آزمون هنان‌کوئین
۱	-۸/۶۴۸*	-۹/۳۸۱*	-۹/۱۳۸*
۲	-۷/۶۸۱	-۹/۱۴۷	-۸/۶۶۱
۳	-۶/۷۹۹	-۸/۹۹۷	-۸/۲۶۹

* تعداد وقفه بهینه

مأخذ: یافته‌های تحقیق

1- Co-integration

2- Vector Autoregressive Model (VAR)

۳- نتایج حاصل از برآورد این الگو (VAR) در جدول (۱-پیوست) نمایش داده شده است.

تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی و استخراج رابطهٔ بلندمدت

با توجه به این‌که تمامی متغیرهای مدل به‌جز یک متغیر، دارای مرتبهٔ انباشتگی برابر یک می‌باشند، می‌توان از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای هم‌انباشتگی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفهٔ بهینهٔ یک؛ به‌عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل خود توضیح برداری، با استفاده از آزمون‌های ماتریس اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2]، به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی پرداخته شده است. جدول (۳) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای هم‌انباشتگی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج آمارهٔ آزمون ماتریس اثر وجود ۳ بردار هم‌انباشتگی و بر اساس نتایج آمارهٔ آزمون ماتریس اثر و آزمون حداکثر مقادیر ویژه وجود ۲ بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای مدل در سطح ۵ درصد تأیید شده است.

جدول ۳- آزمون تعداد بردارهای همگرایی

آزمون اثر					
فرضیه صفر H_0	**فرضیه مقابل**	**مقادیر ویژه**	**آماره**	**مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد**	**ارزش احتمال در سطح ۵ درصد**
$r = 0$ *	$r \geq 1$	۰/۶۱۳۷	۶۹/۰۲۷	۵۵/۲۴۵	۰/۰۰۱
$r \leq 1$*	$r \geq 2$	۰/۴۰۸	۳۵/۷۳۶	۳۵/۰۱۰	۰/۰۴۱
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۰/۲۸۳	۱۷/۳۷۱	۱۸/۳۹۷	۰/۰۶۹
$r \leq 3$*	$r \geq 4$	۰/۱۵۰	۵/۶۹۹	۳/۸۴۱	۰/۰۱۷
آزمون حداکثر مقادیر ویژه					
فرضیه صفر H_0	فرضیه مقابل	مقادیر ویژه	آماره	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	ارزش احتمال در سطح ۵ درصد
$r = 0$ *	$r = 1$	۰/۶۱۳۷	۳۳/۲۹۰	۲۷/۵۸۴	۰/۰۲۴
$r \leq 1$	$r = 2$	۰/۴۰۸	۱۸/۳۶۵	۲۴/۲۵۲	۰/۲۴۷
$r \leq 2$	$r = 3$	۰/۲۸۳	۱۱/۶۷۲	۱۷/۱۴۷	۰/۲۶۲
$r \leq 3$*	$r = 4$	۰/۱۵۰	۵/۶۹۹	۳/۸۴۱	۰/۰۱۷

* بیانگر معنی‌دار بودن در سطح ۰/۰۵

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

1- Trace Matrix
2- Maximum Eigen Value

در ادامه و در معادله (۱۰) رابطهٔ بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درون‌زا انتخاب شده است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوری‌های اقتصادی بوده و هم‌چنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی‌دار باشند. همان‌طور که در بردار بهینهٔ انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ ضرایب تمامی متغیرهای در مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری (به‌جز متغیر تورم) معنی‌دار می‌باشند.

$$LCREDI = ۸۸/۵۶۰ - ۳/۹۴۵\ LGOV\ ۶۱۶ + ۲/LTRADE - ۰/۷۱۲\ LCPI \qquad (۱۰)$$

$$(-۱/۲۸۸) \qquad (۵/۲۶۸) \qquad (-۳/۹۰۴)$$

با توجه به این‌که متغیرها به‌صورت لگاریتمی وارد شده‌اند؛ ضرایب نشانگر کشش نیز می‌باشند. به‌طوری‌که طبق رابطهٔ (۱۰)، (LGOV) کشش مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) در مقایسه با دو متغیر دیگر، بیشترین مقدار و برابر ۳/۹۴۵- می‌باشد که با لحاظ نمودن قدرمطلق؛ بزرگ‌تر از یک بوده و بیانگر بیشتر بودن حساسیت اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) به متغیر مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) در بلندمدت است. براساس نتایج به دست آمده، می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، یک درصد افزایش در مخارج دولت (شاخص سیاست مالی) باعث کاهش ۳/۹۴۵ درصد در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) شده است. در حقیقت این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال کرد که با افزایش مخارج و اندازه دولت، قدرت بازاری دولت افزایش یافته و توسعه بخش مالی محدود شده، درنتیجه رانت‌خواری و اثر جایگزینی بر سرمایه‌گذاری افزایش می‌یابد. به‌طور مثال می‌توان گفت با افزایش مخارج دولت، سیستم حقوقی ناکارآمد و بوروکراسی فاسد، تأمین اعتبارات خصوصی توسط سیستم بانکی کاهش می‌یابد.

همچنین اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) تابعی مثبت از شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) است. به‌طوری‌که در بلندمدت، یک درصد افزایش در متغیر شاخص آزادسازی تجاری (LTRADE) باعث ۲/۶۱۶ درصد افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود. درواقع، این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال نمود که توسعه تجارت و افزایش درجه باز بودن تجاری باعث افزایش نیاز صنایع و بنگاه‌های کشور به منابع مالی خارج از بنگاه‌ها و صنایع کشور می‌شود و به دنبال آن باعث تعمیق بیشتر سیستم مالی

کشور می‌گردد.

درنهایت، اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) تابعی منفی از تورم (LCPI) است. به‌طوری‌که در بلندمدت، یک درصد کاهش در متغیر تورم (LCPI) باعث ۰/۷۱۲ درصد افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود؛ یعنی با کاهش تورم تقاضا برای اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی و توسعه مالی افزایش می‌یابد. درواقع، با افزایش نرخ تورم، نرخ بهره اسمی افزایش یافته و باعث می‌شود بی‌ثباتی مالی و بی‌ثباتی اقتصاد کلان افزایش یابد. در حقیقت، یک رشد سریع در نرخ بهره اسمی به دنبال افزایش تورم، می‌تواند منجر به ناتوانی بعضی از بنگاه‌ها در پرداخت بدهی‌هایشان شود و همچنین باعث افزایش هزینه‌های عملیاتی بنگاه در مورد خدمات مالی مبتنی بر بدهی گردد. این مسئله درنهایت می‌تواند موجب کاهش رقابت در قیمت شده و درنتیجه باعث فشار تورمی شود. عاملین اقتصادی می‌توانند چنین فشار تورمی را پیش‌بینی کنند و تقاضای وام خود را افزایش دهند، که این امر باعث فشار تورمی بیشتری می‌شود و این چرخه ادامه خواهد یافت.

در مرحلهٔ بعد، الگوی تصحیح خطای برداری، برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۴) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۴) ملاحظه می‌شود که ضریب جملهٔ تصحیح خطا ECM(-1) معنی‌دار و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و برابر ۰/۰۷۸- به دست آمده است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۴- الگوی تصحیح خطای برداری

	ضریب	انحراف معیار	آماره t
$\Delta(ICREDIT)$	-	-	-
C	۰/۰۳۱	۰/۰۸۷	۰/۳۶۰
@Trend	۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۲	۰/۱۶۱
ECM(-1)	-۰/۰۷۸	۰/۰۴۲	-۱/۸۴۷

مأخذ: محاسبات تحقیق

برآورد مدل NARDL جهت بررسی اثرات نامتقارن

طبق آزمون هم‌انباشتگی کرانه‌های Pesaran et. al., (2001) مشخص می‌شود که تعداد

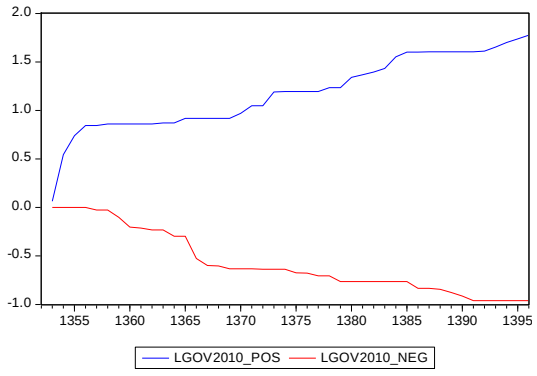
متغیرهای توضیحی در حالت نامتقارن ۵ می‌باشد. آماره F محاسبه شده در مدل برابر ۱۱/۵۰۶ می‌باشد. جدول (۵) مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) را در سطوح مختلف معنی‌داری در زمانی که ۵ متغیر وجود دارد، ارائه می‌کند.

جدول ۵- مقادیر بحرانی آزمون Pesaran et. al., (2001)

سطح معناداری	کرانه پایین I(0)	کرانه بالا I(1)
٪۱۰	۲/۴۹	۳/۳۸
٪۵	۲/۸۱	۳/۷۶
٪۱	۳/۵	۴/۶۳

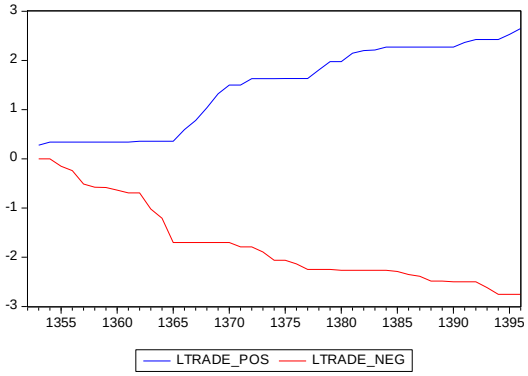
مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

با مقایسه آماره F محاسبه شده با مقادیر موجود در جدول فوق مشخص می‌شود که به دلیل بیش‌تر بودن این آماره از حد بالایی مقادیر بحرانی ارائه شده توسط Pesaran et. al., (2001) در هر سه سطح معنی‌داری، وجود رابطه بلندمدت نامتقارن تأیید می‌گردد. در این الگو جهت تحلیل اثر نامتقارن، مخارج دولت به دو سری $LGOV^{+}$ و $LGOV^{-}$ و درجه باز بودن تجاری به دو سری $LTRADE^{+}$ و $LTRADE^{-}$ تجزیه شده است. این به مانند معادله‌های (۳) و (۴) به ترتیب حاصل از انباشت تغییرات مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری می‌باشد که طی یک فرآیند شرطی محاسبه شده است. حاصل این تجزیه در نمودار (۱) و (۲) نمایش داده شده است.



نمودار ۱- تجزیه سری زمانی مخارج دولت (شاخص سیاست مالی)

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق



نمودار ۲- تجزیه سری زمانی درجه بازبودن تجارت

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

در ادامه الگوی پویای کوتاه‌مدت NARDL برآورد شده و نشان داده شده است. در این روش، الگوی NARDL(1,4,3,0,3,4) بر اساس معیار آکائیک به‌عنوان الگوی بهینه پویا انتخاب شده است.[۱] سپس به‌منظور تخمین رابطه (۸) در مدل، از روش غیرخطی خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق در جدول (۶) ارائه شده است.

مطابق با جدول (۳) ضرایب برآوردی الگوی نامتقارن نشان می‌دهد در (LGOV_POS) شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (روند افزایشی در مخارج دولت) اثر منفی و شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (LGOV_NEG) اثر مثبت بر توسعه مالی دارد که کاملاً مطابق با مبانی نظری می‌باشد. درواقع می‌توان چنین استدلال کرد که با توجه به ساختار دولتی بازار مالی و تصمیمات پولی اتخاذ شده در ایران، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار مدیریت دولتی حاکم بر بانک‌ها منجر به کاهش کارایی نظام بانکی و بنابراین مانع توسعهٔ مالی شده است. درواقع افزایش مخارج دولت (سیاست مالی انبساطی) باعث کاهش توسعه مالی می‌شود و به‌عنوان ترمز رشد اقتصادی عمل می‌کند، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Murphy & Walsh (2018), Auerbach et. al., (2020) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد.

۱- نتایج حاصل از برآورد این الگو در جدول (۲-پیوست) نمایش داده شده است.

جدول ۶- نتایج ضرایب بلندمدت الگوی NARDL(1,4,3,0,3,4)

متغیر	ضریب	اماره احتمال
LGOV_POS	-۶/۶۷۱	۰/۰۰۰
LGOV_NEG	۱۳/۲۰۲	۰/۰۰۰
LTRADE_POS	۱/۴۲۹	۰/۰۰۰
LTRADE_NEG	-۲/۰۱۰	۰/۰۰۰
LCPI	-۲/۵۵۰	۰/۰۰۰
-	آماره f	اماره احتمال
W_{LR}^{LGOV}	۴۵/۲۶۱	۰/۰۰۰
W_{Sh}^{LGOV}	۲۹/۰۲۱	۰/۰۰۰
W_{LR}^{LTRADE}	۱۲/۵۶۷	۰/۰۰۴
W_{Sh}^{LTRADE}	۱۸/۵۲۰	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

ضرایب برآوردی (LTRADE_POS) شوک مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری) اثر مثبت و شوک منفی درجه باز بودن تجاری (LTRADE_NEG) اثر منفی بر توسعه مالی دارد که این اثر را این‌چنین می‌توان استدلال کرد که سیاست‌های توسعه تجارت نه‌تنها موجب محدودیت برای بخش مالی اقتصاد نمی‌شود بلکه باعث گسترش این بخش می‌شود. بدین ترتیب که افزایش تجارت در اقتصاد می‌تواند موجب توسعه صادرات بخش‌های دارای صرفه ناشی از مقیاس گردد و این امر نیاز صنایع و بنگاه‌های آن کشور به منابع مالی خارج از آن بنگاه‌ها و صنایع را افزایش می‌دهد و به‌تبع آن منجر به توسعه سیستم مالی اقتصاد کشور می‌شود، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Zhang et. al., (2015), Ashraf (2018) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد.

تورم (LCPI) اثر منفی بر توسعه مالی دارد که این اثر منفی را این‌گونه می‌توان استدلال نمود، که با کاهش تورم توسعه‌مالی افزایش می‌یابد، به‌عبارت‌دیگر، کاهش تورم باعث بی‌ثباتی و نااطمینانی شرایط اقتصادی و بی‌ثباتی عملکرد بخش خصوصی می‌شود. این امر در خصوص ارائه تسهیلات به این بخش نیز نمود می‌یابد، به‌طوری‌که با افزایش بیش‌ازاندازه نرخ تورم سهم اعتبارات اعطایی با کاهش مواجه می‌شود که نتیجه این مطالعه با مطالعه Cooray (2011)

سازگاراست.

در پایان جدول (۳) آزمون‌های تقارن یا عدم‌تقارن شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی در بلندمدت و کوتاه‌مدت گزارش شده است. W_{LR}برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره بلندمدت استفاده شده است که با توجه به اندیس LR، اثرات نامتقارنی شوک های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه مالی در بلندمدت را نمایش می دهد. مقدار محاسباتی این آزمون در برای مخارج دولت $W_{LR}^{LGOV} = 45.261$بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۰ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت بر توسعه‌مالی در بلندمدت نامتقارن است. مقدار این آزمون برای درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی $W_{LR}^{LTRADE} = 12.567$ بوده و با ارزش احتمال ۰/۰۰۴ نشان می‌دهد که اثرات شوک‌های مثبت و منفی درجه باز بودن تجاری در بلندمدت نامتقارن است.

W_{SR} نیز برای نمایش نتیجه آزمون والد برای دوره کوتاه‌مدت استفاده شده که با توجه به اندیس SR اثرات نامتقارنی شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی در کوتاه‌مدت را نمایش می‌دهد. نتایج این آزمون هم نشان می‌دهد که فرضیه صفر این آزمون مبنی بر تقارن شوک های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی رد شده و اثرات شوک‌های مثبت و منفی مخارج دولت و درجه باز بودن تجاری بر توسعه‌مالی، در کوتاه‌مدت نامتقارن هستند.

مدل تصحیح خطای مرتبط با معادله بلندمدت نیز برآورد شده و ضریب تصحیح خطا در جدول زیر نمایش داده شده است. همان‌طور که نتایج نشان می‌دهد، ضریب تصحیح خطا ۰/۵۷۸ بوده و از لحاظ آماری معنی‌دار است؛ بنابراین رابطه بلندمدت به دست آمده در مرحله قبل تأیید شده و خطای تعادلی کوتاه‌مدت به سمت رابطه تعادلی بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول ۷- نتایج تخمین ضریب تصحیح خطا

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	ارزش احتمال
Ecm	-۰/۵۷۸	۰/۰۵۲	۰/۰۰۰

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج الگوهای برآورد شده، آزمون‌های تشخیصی

همبستگی سریالی[1]، آزمون ناهمسانی واریانس[2] و نرمالیته موردبررسی قرار گرفته شده که نتایج آزمون‌های تشخیصی مدل‌ها در جدول (۸) آورده شده است. همان‌طور که نتایج آزمون‌های تشخیصی در جدول نشان می‌دهد نمی‌توان فرض همسانی واریانس، عدم همبستگی سریالی و نرمالیته را در سطح ۵ درصد رد نمود، بنابراین در الگوی برآورد شده ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی وجود ندارد.

جدول ۸- آزمون‌های تشخیصی

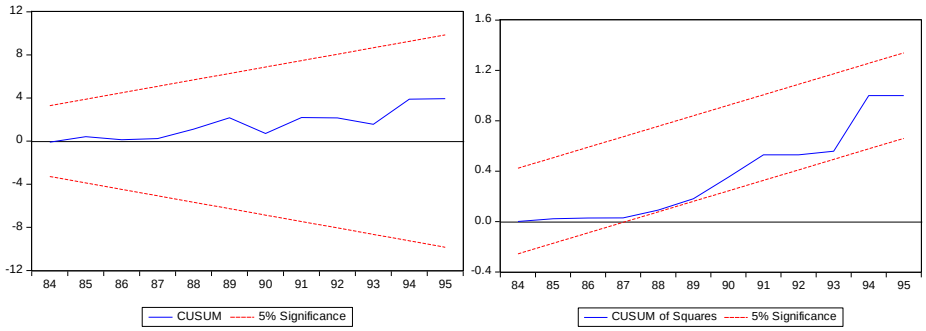
آزمون ناهمسانی واریانس			آزمون همبستگی سریالی			آزمون نرمال بودن		
احتمال	آماره		احتمال	آماره		احتمال	آماره	
۰/۴۲۶	۱/۱۲۹	F-statistic	۰/۰۸۹	۲/۹۶۱	F-statistic	۰/۷۳۵	۰/۶۱۳	Jarque-Bera
۰/۳۶۶	۲۲/۵۷۷	Chi-squared						

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

همان‌طورکه جدول فوق نشان می‌دهد هیچ‌کدام از موارد نقض فروض کلاسیک در مدل مشاهده نمی‌شود و مدل سنجی پژوهش به نحو مناسبی برازش شده است. همچنین Pesaran et. al., (1997) استفاده از آزمون پایداری مدل ارائه شده توسط برون و همکاران (۱۹۷۵) را پیشنهاد نمودند. برای این منظور از ترسیم نموداری آماره‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) استفاده می‌شود. اگر مقدار این آماره‌ها در بین آماره کرانه‌های در سطح ۵ درصد قرار داشته باشند، آنگاه فرض صفر آزمون که بیان می‌کند همه متغیرها در رگرسیون برآورد شده، باثبات هستند را نمی‌توان رد کرد.

بر اساس نمودارهای فوق، شکل‌های مجذور مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUMQ) و مجموع تجمعی پسماندهای بازگشتی (CUSUM) بین دو خط بحرانی در سطح ۵ درصد قرار گرفته‌اند که نشان از پایداری مدل در بلندمدت می‌باشد.

1- Autocorrelation
2- Heteroskedasticity



نمودار ۳- آزمون پایداری

مأخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هدف اصلی پژوهش حاضر، بررسی اثر متقارن و نامتقارن سیاست مالی و توسعه تجارت بر توسعه‌مالی در ایران طی دوره زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۳ است که بدین منظور برای بررسی اثرات متقارن از روش جوهانسن- جوسیلوس استفاده شده و با توجه به وجود رابطه هم‌انباشتگی بین متغیرها، رابطه بلندمدت بین متغیرها استخراج شده است. همچنین برای بررسی اثرات نامتقارن از رهیافت خودرگرسیو با وقفه‌های توزیعی غیرخطی (NARDL) استفاده شد. نتایج حاکی از روش جوهانسن- جوسیلوس نشان می‌دهد که با توجه به یافته‌های پژوهش اثرگذاری ضرایب تمامی متغیرها بر اساس مبانی نظری مورد انتظار می‌باشند. به‌طوری‌که در بلندمدت، کاهش مخارج دولت (سیاست مالی انقباضی)، افزایش آزادسازی تجاری و کاهش تورم باعث افزایش در اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) می‌شود. هم‌چنین نتایج مربوط به الگوی تصحیح خطای برداری نیز حاکی از آن است که در هر دوره ۰/۰۷۸ از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج حاکی از روش (NARDL) هم نشان می‌دهد که در بلندمدت، شوک مثبت لگاریتم مخارج دولت (روند افزایشی در مخارج دولت) اثر منفی و شوک منفی لگاریتم مخارج دولت (LGOV_NEG) اثر مثبت بر توسعه مالی دارد، لذا می‌توان استنباط نمود که سیاست مالی انبساطی (افزایش مخارج دولت) سبب کاهش اعتبار تأمین شده توسط بخش مالی (شاخص توسعه مالی) در ایران می‌شود، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Murphy & Walsh (2018), Auerbach et. al., (2020) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد. بنابراین می‌توان گفت دولتی بودن بانک‌ها در ایجاد آن‌ها بی‌تأثیر نبوده است -مدیران ارشد

اقتصادی و مالی به بانک‌ها به‌عنوان سازمان‌هایی برای تحقق اهداف و سیاست‌های مالی، اقتصادی، اجتماعی و حمایتی دولت نگریسته‌اند و منابع بانک‌ها در خدمات مقاصد دولتی قرار گرفته‌اند. در چنین شرایطی، به بانک‌ها به‌عنوان واحدهای اقتصادی که همانند واحدهای اقتصادی دیگر باید در پی به حداکثر رساندن درآمدها و به حداقل رساندن هزینه‌ها باشند، توجه نمی‌شود و انتظار سودآوری وجود ندارد و درعین‌حال معیار سنجش کارایی بانک‌ها، میزان سودآوری آن‌ها نیست بلکه عملکرد آن‌ها نسبت به سیاست‌ها و برآورد کردن انتظارات دولت در تخصیص منابع می‌باشد. درنتیجه پیشنهاد می‌شود که دولت با کوچک کردن اندازه خود فضا را برای بخش خصوصی جهت افزایش توسعه مالی و گسترش بازارهای مالی فراهم کند. همچنین پیشنهاد می‌گردد که بخش‌های بانکی کشور تلاش کنند اعتبارات را بیشتر به سمت طرح‌های سرمایه‌گذاری مولد بخش خصوصی سوق دهند.

(LTRADE_POS) شوک مثبت درجه باز بودن تجاری (روند افزایشی در درجه باز بودن تجاری) اثر مثبت و شوک منفی درجه باز بودن تجاری (LTRADE_NEG) اثر منفی بر توسعه مالی دارد، که نتیجه این مطالعه با مطالعات Zhang et. al., (2015), Ashraf (2018) & Nanforosh & Dizaji (2016) همخوانی دارد. با توجه به اینکه آزادسازی تجاری اثر مثبت و معناداری بر اعتبارت تأمین شده توسط بخش مالی دارد، پیشنهاد می‌شود که دولت اقدام به افزایش جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و صادرات کند تا موجبات توسعه مالی بخش خصوصی را فراهم کند. درنهایت، تورم هم اثر منفی بر توسعه مالی دارد که با مبانی تئوریکی سازگاراست.

References

[1] Agénor, P.R. (2003). Benefits and costs of international financial integration: Theory and facts. *World Economy*, 27, 1089-1118.

[2] Akbari-Roshan, M. & Shakeri, A. (2014). The effect of government spending, liquidity and market structure on the financial development of the stock market. Journal of Economic Research, 14 (53), 109-142. (In Persian)

[3] Akosah, N. K. (2013). Dynamics of inflation and financial development: empirical evidence from Ghana. *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol. 4, No. 15. PP: 20-37.

[4] Ashraf, B. N. (2018). Do trade and financial openness matter for financial development? Bank-level evidence from emerging market economies. *Research in International Business and Finance*, 44, 434-458.

[5] Ashrafiepour, M. A. (2013). The effects of fiscal policies on private sector

consumption in Iran. Economic Journal, No. (7 and 8), 51-72. (In Persian)
[6] Auerbach, A.J.; Gorodnichenko, Y. & Murphy, D. (2020). Effects of Fiscal Policy on Credit Markets. NBER Working Paper No. w26655, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=3518267.
[7] Baltagi, B.H.; Demetriades, P.O. & Law, S.H. (2009). Financial development and openness: Evidence from panel data. *Journal of Development Economics*, 89. 285-296.
[8] Bierbrauer, F. (2014). Tax Incidence for Fragile Financial Markets. Journal of Public Economics, in Press. 65 (3). 107-125.
[9] Cooray, A. (2011). The Role of the Government in Financial Sector Development. *Economic Modeling*, 28, 928–938.
[10] Duramany-Lakkoh, E.K. (2020). The effect of fiscal policy on financial sector development in sierra leone: a time series approach. *International Journal of Development and Economic Sustainability*, 8(4), 1-23.
[11] Hauner, D.; Prati, A. & Bircan, C. (2013). The interest group theory of financial development: Evidence from regulation. *Journal of Banking & Finance*, 37, 895-906.
[12] Hooshmand, M. & Fahimi Doab, R. (2010). Estimation of long-run relationship between crude oil price and real exchange rate of US dollar. Monetary and Financial Economics, 17 (30), 134-98. (In Persian)
[13] Hosseini, S. M.; Ashrafi, Y. & Siyaghi Iraqi. I. (2014). Investigating the relationship between financial development and economic growth in Iran with the introduction of new variables. Quarterly Journal of Economic Research and Policies, 19 (60), 19-34. (In Persian)
[14] Koengkan, M. (2018). The positive influence of urbanization on energy consumption in Latin American countries: an approach with ARDL and NARDL modeling. *Revista de Estudos Sociais*, 20 (40), 4-23.
[15] Lamei, B. (2005). A look at the definitions of budget deficit and its trend in Iran in the period 1358-1382. Journal of Parliament and Strategy, (12) 47, 61-104. (In Persian)
[16] Law, S.H. (2009). Trade Openness, Capital Flows and Financial Development in Developing Economies. *International Economic Journal*, 23, 409-426.
[17] Lawal, A. I.; R.O. Somoye, A. Babajide & Ikechukwu. N.T. (2018). The effect of fiscal and monetary policies interaction on stock market performance: Evidence from Nigeria. *Future Business Journal*, 4 (1), 16-33.
[18] Levine, R. (1997) Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. Journal of Economic Literature, 35, 688-726.
[19] Mamipour, S. & Sasania Asl, Z. (2018). Studying the Asymmetric Effects of Exchange Rate on the Return of Selective Industries in Tehran Stock Exchange. Monetary and Financial Economics, 8 (2), 177-200. (In Persian)
[20] Miranda-Pinto, J., Murphy, D.; Walsh, K. & Young, E. (2019). Saving Constraints, Debt, and the Credit Market Response to Fiscal Stimulus. Mimeo.

[21] Mohammadi, H.; Ataei, M.M. & Asgharnejad, E. (2014). Investigating the factors affecting financial development in the member countries of the Organization of the Islamic Conference. Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 2(6), 25-37. (In Persian)
[22] Murphy, D. & Walsh. K. (2018). Government Spending and Interest Rates. Mimeo.
[23] Nanforosh, M. & Dizaji, M. (2015). The effect of government size and trade openness on the financial development of selected countries in the world. Journal of Applied Economics, 6 (19), 65-76. (In Persian)
[24] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, Vol. 16, No. 3. PP: 289-326.
[25] Rathnasiri, R. A. (2011). Fiscal Policy and Financial Development in Sri Lanka (April 15, 2011). Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=1929370
[26] Razmi, M.J.; Mostafavi, S.M., & Mahmoodi, M. (2013). The Impact of Trade Openness on Financial Development for selected Developing Countries during the Period 1990-2008. *Monetary & Financail Economics*, 19 (4), 60-78. (In Persian)
[27] Rodrik, D. (1998). Why Do more Open Countries Have Larger Governments?. *Journal of Political Economy*, 1065, 997-1032.
[28] Sadeghi, M. & Shavalpour, S. (2010). Econometrics of time series with an applied approach. Second Edition, Volume 2, Tehran, Imam Sadegh University. (In Persian)
[29] Sadeghi, S. K.; Ranjpour, R.; Bagherzadeh Azar. & Mousavi, S. (2014). The Effects of Tax Policies on Financial Markets Development. Iranian Journal of Economic Research, 20 (60), 37-65. (In Persian)
[30] Sahabi., Etesami, M. & Aminpour. Kh. (2013). Effect of Good Governance and Government Size on Financial Development in Selected Countries. Economic Growth and Development Research (EGDR), 3 (12), 105-118. (In Persian)
[31] Shin, Y.; Yu, B. & M Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Festschrift in Honor of Peter Schmidt, 281-314.
[32] Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. Econometrica, 48 (1): 1–48.
[33] Sims, C.A.; Stock, J. & Watson, M. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. Econometrica, 58 (1) :113-144.
[34] Sotoudehnia, S. & Abedi, F. (2013). The Impact of Monetary and Fiscal Policies on Iran's Financial Stabilization, Quarterly Journal of The Macro and Strategic Policies, 1(60), 103-115. (In Persian)
[35] Surjaningsih, N.; Diah Utari, G.A & Trisnanto, B. (2012). The Impact of Fiscal Policy on The Output and Inflation. Bulletin of Monetary Economics and Banking, 367-396.
[36] Taha, R.; Colombage., S.R.N.; Maslyuk, S. & Nanthakumar. L. (2013). Does Financial System Activity Affect Tax Revenue in Malaysia? Bounds Testing

and Causality Approach. *Journal of Asian Economics*, 24, 147-157.
[37] Wahid, A. N. M.; Shahbaz, M. & Azim, P. (2011). Inflation and financial sector correlation: The case of Bngladesh. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 1(4), 145-152.
[38] Yoo, D. (2016). Capital Account Liberalization and the Politics of Access to Finance in Latin America. *The International Trade Journal*, 30, 383-386.
[39] Zhang, Ch.; Zhu, Y. & Lu, Zh. (2015). Trade openness, financial openness, and financial development in China. *Journal of International Money and Finance*, 59, 287-309.

پیوست

اساس کار انگل- گرنجر را یک مدل خودرگرسیونی (VAR) به‌صورت رابطهٔ (۱) تشکیل می‌دهد:

$$Y_t = \sum_{i=1}^{p} A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

$$Y_t : n\times 1, A_t : n\times n, \varepsilon_t : n\times 1, D_t : k\times 1, \phi_t : k\times k$$

در دستگاه فوق، n تعداد متغیرهای درون‌زا می‌باشد که تحت بردار Y بیان شده است. k تعداد متغیرهای برون‌زا مانند عرض از مبدأ، روند، متغیر مجازی و ... است که در غالب بردار D بیان شده است و بالاخره p حداکثر طول وقفه برای الگوی VAR است که با تعیین آن از طریق معیارهای مختلف می‌توان اطمینان پیدا کرد که جزء خطای مدل مذکور دارای ویژگی‌های نوفه سفید[1] خواهد بود. در این روش برای نشان دادن پویایی‌های کوتاه‌مدت می‌توان دستگاه معادلات (۱) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری[2] به‌صورت رابطهٔ (۲) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t \qquad (۲)$$

$$\Gamma_i = \left(I - A_1 - A_2 - \mathrm{K} - A_i\right)$$
$$\Pi = \left(I - A_1 - A_2 - \mathrm{K} - A_P\right) \qquad i = 1,2,\ldots, p-1$$

1- White noise
2- Vector Error Correction Model(VECM)

از آن‌جاکه این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت $I(1)$ (انباشته از مرتبهٔ اول) و یا $I(0)$ (انباشته از مرتبهٔ صفر) طراحی شده است، لذا در معادلهٔ فوق تمامی جملات به‌صورت ΔY_{t-1}، $I(0)$ هستند. از سوی دیگر طول وقفه (p) به گونه‌ای انتخاب می‌شود که جملهٔ اخلال هر معادله در دستگاه (۲) iid[1] و لذا $I(0)$ باشد. از این‌رو باید ΠY_{t-p} نیز $I(0)$ باشد تا درجهٔ هم-انباشتگی دو طرف دستگاه (۳) برابر شوند. اگر رتبهٔ ماتریس Π را r در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف. $r = n$، که در این صورت کلیهٔ متغیرهای بردار Y، $I(0)$ هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرهاست.

ب. $r = 0$، که در این صورت هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در تفاضل مرتبهٔ اول متغیرهاست.

ج. $0 < r \leq n-1$، که در این صورت r ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y یا به‌عبارت‌دیگر r بردار هم‌انباشتگی[2] وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای هم-انباشتگی استفاده می‌شود (Hooshmand & Fahimi Doab, 2010)

برآورد الگوی خود توضیح برداری

Sims (1990) برای تخمین مدل VAR روشی را پیشنهاد می‌کند که شامل دو مرحله است: مرحلهٔ اول تعیین متغیرهایی است که باید وارد مدل شود و مرحلهٔ دوم تعیین تعداد وقفه‌های مناسب مدل می‌باشد. انتخاب متغیرهایی که می‌بایست در مدل VAR وارد شوند بر اساس تئوری-های رایج اقتصادی صورت می‌پذیرد. آزمون‌های تعیین طول وقفه نیز به‌منظور تعیین وقفهٔ بهینه مورد استفاده قرار می‌گیرد. نکته قابل توجه آن است که در مدل‌های VAR هیچ تلاشی در جهت حذف و یا کاهش پارامترهای موجود در مدل صورت نمی‌گیرد. در مدل VAR ماتریس مربوط به عرض از مبدأ مشتمل بر n پارامتر بوده و هر یک از ماتریس‌های ضرایب نیز n^2 پارامتر دارند؛ لذا لازم است در مجموع $n + pn^2$ پارامتر برآورد شود(p: تعداد وقفه و n تعداد متغیرهاست). بدون

1- Identical, Independent Distribution (iid)
2- Co-integration Vector

شک تعداد پارامترهای مدل VAR بیش از اندازه است؛ چراکه بسیاری از پارامترهای برآورد شده در مدل از نظر آماری معنی‌دار نیستند. اما هدف از تخمین این مدل‌ها حصول به روابط متقابل اساسی موجود میان متغیرهاست و نه بدست آوردن پیش‌بینی‌های دقیق کوتاه‌مدت. لذا قیود نادرست بر مدل، موجب از دست رفتن اطلاعات مهم خواهد شد. بعلاوه، در این مدل‌ها، متغیرهای توضیحی عموماً دارای هم‌خطی شدیدی با یکدیگر هستند و لذا آمارهٔ t مربوط به تک تک ضرایب، ابزار مطمئنی برای حذف و یا کاهش متغیرها به شمار نمی‌آید (همان منبع، ص ۶۹).

اولین مرحله در تخمین مدل VAR، تعیین مرتبهٔ بهینهٔ آن می‌باشد که با توجه به کمتر بودن حجم نمونهٔ مورد مطالعه از صد، از معیار شوارتز[1] استفاده شده است. بر اساس این معیار؛ وقفهٔ یک به‌عنوان وقفهٔ بهینهٔ مدل انتخاب شده و مدل خود توضیح برداری مطابق جدول (پیوست -۱) برای مدل تخمین زده شده است.

جدول پیوست ۱- نتایج حاصل از برآورد مدل خود توضیح برداری VAR

متغیرهای توضیحی	متغیرهای وابسته			
	LCREDIT	**LGOV**	**LTRADE**	**LCPI**
LCREDIT(-1)	۰/۷۳۹ (۵/۹۴۱)	-۰/۱۱۳ (-۲/۰۰۴)	۰/۰۲۴ (۰/۲۸۹)	۰/۰۱۵ (۰/۲۹۶)
LGOV(-1)	۰/۰۵۷ (۱/۷۰۵)	۰/۹۹۶ (۶۵/۴۷۸)	-۰/۰۲۵ (۱/۱۲۱)	۰/۰۱۰ (۰/۰۷۷۳)
LTRADE(-1)	-۰/۱۱۸ (-۱/۰۳۴)	۰/۱۵۰ (۲/۹۰۵)	۰/۸۱۹۶ (۱۰/۵۳۱)	-۰/۰۳۷ (۰/۷۷۷)
LCPI(-1)	-۰/۰۱۸ (-۱/۴۳۰)	-۰/۰۰۶ (۱/۰۴۲)	۰/۰۱ (۱/۱۷۱)	۰/۹۹۵ (۱۸۱/۱۸۲)
R^2	۰/۷۵۸	۰/۸۳۴	۰/۸۵۴	۰/۹۹۹
$\overline{R}^2$	۰/۷۳۷	۰/۸۲۰	۰/۸۴۱	۰/۹۹۸
F	۳۵/۶۶۶	۵۷/۲۷۹	۶۶/۴۲۱	۴۹/۳۶۱

ماخذ: محاسبات و یافته‌های تحقیق

1- Schwarz Information Criterion

جدول پیوست۲- نتایج تخمین ضرایب کوتاه‌مدت NARDL(1,4,3,0,3,4)

Conditional Error Correction Regression

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
0.1635	1.484540	0.713045	1.058544	C
0.0000	6.464027	0.064928	0.419697	@TREND
0.0024	-3.819774	0.151544	-0.578865	LCREDIT1(-1)*
0.0001	-5.665348	0.681689	-3.862006	LGOV2010_POS(-1)
0.0001	5.737137	1.332068	7.642255	LGOV2010_NEG(-1)
0.0258	2.542182	0.325436	0.827319	LTRADE_POS**
0.0123	-2.944213	0.395247	-1.163692	LTRADE_NEG(-1)
0.0001	-6.141746	0.240373	-1.476308	LCPI(-1)
0.0124	-2.937304	0.515386	-1.513845	D(LGOV2010_POS)
0.0457	2.229504	0.444078	0.990073	D(LGOV2010_POS(-1))
0.0041	3.536934	0.431705	1.526911	D(LGOV2010_POS(-2))
0.2879	-1.112124	0.385767	-0.429021	D(LGOV2010_POS(-3))
0.0451	2.236116	0.941439	2.105166	D(LGOV2010_NEG)
0.0002	-5.297570	0.842054	-4.460838	D(LGOV2010_NEG(-1))
0.0026	-3.787775	0.507321	-1.921616	D(LGOV2010_NEG(-2))
0.0046	-3.471473	0.369484	-1.282653	D(LTRADE_NEG)
0.1230	1.659125	0.413189	0.685532	D(LTRADE_NEG(-1))
0.1300	1.625379	0.280372	0.455711	D(LTRADE_NEG(-2))
0.0020	-3.916243	0.224441	-0.878965	D(LCPI)
0.0057	3.361929	0.278399	0.935958	D(LCPI(-1))
0.0131	2.911229	0.266770	0.776629	D(LCPI(-2))
0.0019	3.958175	0.260298	1.030306	D(LCPI(-3))

* p-value incompatible with t-Bounds distribution.
** Variable interpreted as Z = Z(-1) + D(Z).

پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی دوره جدید، سال بیست و هفتم، شمارهٔ ۲۰، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

شناسایی ابزار مدیریت سود در نظام بانکداری بدون ربا در ایران:
ارزیابی مقایسه‌ای اهمیت LLP و STGL در رهیافت Cornett

مهدی قائمی اصل[۱]
استادیار گروه اقتصاد و بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران،
صادق بافنده ایماندوست[۲]
دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه پیام نور، تهران، ایران،
مسعود محمدی[۳]
کارشناس ارشد بانکداری اسلامی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران،

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۰۹ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۵/۳۱

چکیده

اهمیت رقم سود گزارش‌شده برای استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، انگیزه دستکاری این رقم را برای مدیران بنگاه که گزارشگری مالی را نیز بر عهده‌دارند ایجاد می‌کند. این اقدام به مدیریت سود تعبیر می‌شود و بر کیفیت سود و قابلیت اتکا به گزارش‌های مالی اثرات منفی خواهد داشت. حجم منابع در

---

* - مقاله پژوهشی

۱ - نویسنده مسئول: m.ghaemi@khu.ac.ir

2- imandoust@pnu.ac.ir
3- mohammadimasuod@gmail.com
DOI: 10.22067/mef.2021.16463.0

اختیار بانک‌ها و حساسیت‌های خاص عملکردی آن‌ها اهمیت توجه به رقم سود گزارش‌شده در این صنعت را مضاعف می‌نماید. در این پژوهش برای سنجش شاخص مدیریت سود از مدل کاسنیک به‌عنوان مدل سازگار با صنعت بانکداری در ایران در چارچوب یک الگوی نامتوازن از داده‌های ترکیبی استفاده گردیده است. سپس با استفاده از این شاخص، ابزار عمده مورداستفاده مدیران برای مدیریت سود در نظام بانکی با تخمین مدل کورنِت معرفی‌شده است. نتایج پژوهش ضمن تأیید استفاده مدیران بانکی از شیوه‌های مدیریت سود حکایت از آن داشته است که متغیر هزینه مطالبات مشکوک الوصول (LLP) سهم بیشتری در مقایسه با متغیر (STGL) در توضیح‌دهندگی شاخص مدیریت سود ایفا نموده و عمدتاً توسط مدیران برای مدیریت سود در نظام بانکی به کار رفته است. به عبارتی مدیران برای دستکاری رقم سود گزارش‌شده بیش از آنکه از درآمد دارایی‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌ها (STGL) بهره برده باشند از رقم هزینه مطالبات مشکوک الوصول (LLP) بهره جسته‌اند.

کلیدواژه‌ها: اقلام تعهدی، بانکداری، مدیریت سود، هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول
طبقه‌بندی JEL: M41، G24، G32

مقدمه

اطلاعات حسابداری در بازارهای مالی به‌عنوان مبنایی برای تصمیمات تخصیص سرمایه مورد استفاده قرار می‌گیرند. درنتیجه، آثار و پیامدهای کیفیت اطلاعات حسابداری، موردتوجه سرمایه‌گذاران، مدیران، قانون‌گذاران و تدوین‌کنندگان استانداردها است (ثقفی و همکاران، ۱۳۹۴: ۲). جدایی مالکیت از کنترل در شرکت‌ها منجر به عدم تقارن اطلاعاتی بین مالکان و مدیران می‌شود. به‌علاوه نظریه‌ی انتظارات منطقی و نظریه‌ی نمایندگی نشان می‌دهد که مالکان (سرمایه‌گذاران) و نمایندگان (مدیران) منافع متفاوتی دارند که موجب به وجود آمدن عدم تقارن اطلاعاتی از نوع خطر اخلاقی[1] می‌شود(Mojtahedzadeh & Babaei, 2012). کنترل هزینه‌های جبرانی قراردادهای استقراض و هزینه‌های نکول بدهی‌ها از محرک‌های مؤثر در مدیریت سود می‌باشند. (Aghili & Jalilian, 2012) بنابراین مدیران فرصت‌طلب برای دست‌کاری یا مدیریت سود در جهت کاهش احتمال نقض شروط قراردادهای بدهی، انگیزه پیدا می‌کنند.(Amiri &)

1- Moral hazard

Mohammadi Khorzoghi, 2012 همچنین در مواقعی که واحدهای تجاری به لحاظ اقتصادی دچار نوسان می‌شوند و تحت فشارهای جنبی قرار می‌گیرند، مدیران برای سامان بخشیدن به اوضاع شرکت به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم تلاش می‌کنند تا رقم سود منعکس‌شده در صورت‌های مالی را تحت تأثیر قرار دهند و موجب مثبت شدن نگاه استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی و به‌ویژه سرمایه‌گذاران شوند. مجموعه این اقدامات به مدیریت سود تعبیر می‌شود که دارای جوانب مثبت و منفی است (Shamsaii, 2013).

کریمی و رهنمای رودپشتی (Karimi & Rahnamaie Roodpashti, 2015) در پژوهش خود مدیریت سود را از دیدگاه کارایی به دو نوع مدیریت سود کارا و فرصت‌طلبانه تقسیم نموده‌اند.. در این دیدگاه، مدیریت سود پدیده‌ای سودمند برای استفاده‌کنندگان خارجی اطلاعات حسابداری محسوب می‌شود. در مدیریت سود از نوع کارا، هدف افزایش مطلوبیت سهامداران و استفاده‌کنندگان صورت‌های مالی است. اما مدیریت سود فرصت‌طلبانه به معنای این است که مدیریت به‌منظور حداکثر کردن مطلوبیت خویش، سود را به‌گونه‌ای فرصت‌طلبانه گزارش می‌کند. بالسام و همکاران (۲۰۰۲) شواهدی مبنی بر فرصت‌طلبانه بودن مدیریت سود ارائه کرده‌اند و همچنین برگستالر (۲۰۰۷) نشان داده است که مدیران به‌منظور جلوگیری از گزارش زیان یا کاهش سود اقدام به مدیریت سود می‌کنند تا پاداش بیشتری دریافت کنند (Karimi & Rahnamaie Roodpashti 2015). دلیل تفاوت سود حسابداری از سود واقعی به بخش تعهدی سود مربوط می‌شود، چراکه مدیران می‌توانند با استفاده از اقلام تعهدی، سودِ شرکت را دست‌کاری نموده و باعث شوند سود حسابداری از سود واقعی متفاوت باشد (Abbaszadeh& Arefi Asl, 2015).

از یک‌سو دستیابی به پیشگویی‌های تحلیلگران مالی و برآوردن انتظارات بازار و از سوی دیگر با مدنظر قرار دادن تضاد منافع میان مالکان و مدیران و نیز مبنا قرار گرفتن سود حسابداری به‌عنوان یک معیار کلیدی برای مدیرانِ تصمیم‌گیرنده، این انگیزه را ایجاد می‌کند تا مدیرانِ واحد تجاری سود حسابداری را دست‌کاری کنند (Gavahi et al., 2013).

بانک به‌عنوان یک واسطه مالی که وظیفه برقراری ارتباط بین عرضه‌کنندگان و تقاضاکنندگان وجوه نقد را بر عهده دارد مانند هر بنگاه اقتصادی دیگری به دنبال کسب سود از فعالیت خود است؛ سودی که می‌بایست بین ذی‌نفعان خود که در وهله اول همان صاحبان سپرده‌ها و سپس مالکان و یا سهامداران بانک هستند، توزیع گردد؛ همان‌طور که بانک‌های متعارف نیز اغلب

به‌صورت سهامی اداره شده و سود خود را بین سهامداران و سپرده‌گذاران توزیع می‌کنند.

مدیران بانکی نیز مانند مدیران در سایر صنایع برای تعدیل سود و حداکثرسازی ثروت بانک و یا شخص مدیر دارای انگیزه‌هایی می‌باشند. تفاوت، تنها در روش‌های مورداستفاده برای به خدمت گرفتن ابزارها در مدیریت سود[1] است. البته ازآنجاکه صنعت بانکی به‌شدت تحت کنترل و نظارت است، احتمال مدیریت سود (درآمد) در آن کمتر متصور است بااین‌وجود، نگرانی در مورد مسئله مدیریت سود (درآمد) در بانک‌ها پس از آشکار شدن سقوط و بحران بانکی در سال ۲۰۰۸ توجه گسترده‌ای را به خود جلب کرده است (Wan Mohammad et al., 2011).

مدیریت سود در مفهوم عام یکی از نکاتی است که به‌شدت در حوزه اعتباری و مالی می‌تواند مؤثر باشد چراکه برآوردها در صنعت بانکداری بسیار مؤثر است ازجمله برآورد میزان اعتبار، میزان کفایت سرمایه و برآورد ذخایر؛ با درصد اندکی تغییر در برآورد، هزینه‌ها یا درآمدهای وابسته به آن به‌شدت تحت تأثیر قرار می‌گیرد. بسیاری از هزینه‌ها یا درآمدهای برآوردی بر اقلام تعهدی سود و زیان و انباشت آن در ترازنامه مؤثر است این اعمال‌نظر در برآورد برابر طبقه‌بندی یاد شده در پژوهش نوری بروجردی، سوری و اشرف گنجوئی (Nouri et al.,2013) در قالب مدیریت سود در مفهوم خاص آن قرار می‌گیرد.

ازآنجاکه مدیریت سود به‌طور مستقیم قابل‌اندازه‌گیری نیست، ادبیات مدیریت سود چند روش برآورد مدیریت سود بالقوه را پیشنهاد می‌کند. این روش‌ها شامل روش اقلام تعهدی اختیاری، روش اقلام تعهدی خاص، روش جمع اقلام تعهدی، روش تغییرات حسابداری و روش توزیع است. عمومی‌ترین روش که در این تحقیق نیز مورداستفاده قرارگرفته، روش اقلام تعهدی اختیاری است که فرض می‌کند مدیران برای مدیریت سود اساساً به اختیارات خود در خصوص اقلام تعهدی اختیاری تکیه می‌کنند. مدیریت اقلام تعهدی اختیاری مانند تغییر در تعیین میزان هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول از طریق انتخاب روش‌های حسابداری و برآوردهای حسابداری انجام می‌شود (Mehrazin et al., 2013). بر همین مبنا، سؤال اصلی این پژوهش که رویکردی اکتشافی دارد این است که کدام‌یک از ابزارهای مدیریتِ سود در نظام بانکی عمدتاً توسط مدیران بانک‌های ایران به کار گرفته می‌شوند؟ به‌منظور پاسخ به این سؤال، در ادامه پس از مقدمه، مبانی

1- Earnings Management

نظری و روش پژوهش ارائه شده است. درنهایت نیز نتایج پژوهش، نتیجه‌گیری و پیشنهادها تبیین شده است.

مبانی نظری

بیان مسئله

مبحث مدیریت سود در حسابداری از حدود ابتدای قرن بیستم به بعد با تحقیقات مختلفی توسط صاحب‌نظران رشته حسابداری شکل گرفت. هر یک از این پژوهش‌ها از ابعاد خاصی و با عبارات متفاوتی نظیر دست‌کاری سود، هموارسازی سود و درنهایت مدیریت سود به موضوع پرداخته‌اند (Hashemi& Kamali,2010).

جِنسِن و مکلینگ[۱] (Jensen & Meckling,1976) نظریه نمایندگی[۲] را مطرح کرده‌اند؛ آنان مدیران شرکت‌ها را به‌عنوان «کارگزاران» و سهامداران را به‌عنوان «کارگماران» تعریف کردند. یکی از فرضیه‌های اصلی نظریه نمایندگی این است که «کارگماران» و «کارگزاران» تضاد منافع دارند و کارگزاران لزوماً به نفع کارگماران تصمیم‌گیری نمی‌کنند. به عقیده آنان، انگیزه‌های مدیریت در جهت منافع شخصی است که این منافع برخلاف حداکثر کردن ثروت سهامداران است (Asadi et al., 2011).

تاریخ حسابداری نشان می‌دهد که وقایع نامطلوبی از دست‌کاری گزارش‌های مالی توسط مدیریت وجود دارد. وقوع دو بحران عظیم در بازار سهام آمریکا، اولی در سپتامبر ۱۹۲۹ و دومی در ژانویه ۲۰۰۰ ناشی از گزارش سودهای ساختگی شرکت اِنرون[۳] و وردکام[۴] باعث شد که کیفیت اطلاعات حسابداری موردتردید واقع شود و همچنین ورشکستگی شرکت‌های عظیم دیگر نظیر آدلفی[۵]، سیسکو[۶]، لیوسنت[۷] و زیراکس[۱] سیستم گزارشگری مالی را با بحران مواجه ساخت.

1- Jensen And Meckling
2- Representation Theory
3- Enron
4- WorldCom

(برملا شدن سود ساختگی ۳۸ میلیارد دلاری آن)

5- Adelphi
6- Cisco
7- Lucent

این بحران نشان داد که خوش‌بینی نسبت به فرآیند گزارشگری مالی تا چه اندازه ممکن است خطرناک باشد (Tari Verdi et al.,2014). پس از رسوایی‌های مالی رخ‌داده در شرکت‌های عظیم دنیا، اطمینان سرمایه‌گذاران به سیستم گزارشگری مالی شرکت‌ها کاهش یافت و مفهوم کیفیت سود هم به‌عنوان عامل مهمی در تعیین اعتبار و قابلیت اتکای ارقام گزارش‌شده در صورت‌های مالی محسوب گشت (Abbaszadeh& Arefi Asl, 2015). گواهی، بیگ‌زاده و اقبالی معتقدند در صورت ارائه صورت‌های مالی باکیفیت، میزان استفاده سرمایه‌گذاران از آن‌ها افزایش می‌یابد (Gavahi et al., 2013).

برخلاف مدیران در سایر صنایع، مدیران بانکی معمولاً از زیان وام‌های سوخت شده برای تأثیرگذاری بر سود گزارش‌شده استفاده می‌کنند. کالینز، شاکلفورد و واهلِن (۱۹۹۵) تأثیر سطوح تغییر سرمایه بانک، درآمد و مالیات را در تصمیم‌گیری برای دخالت در برخی از تصمیمات افزایش سرمایه بررسی می‌کنند. آن‌ها نتیجه می‌گیرند که یک رابطه مثبت بین سود شناسایی‌شده و مطالبات سوخت شده وجود خواهد داشت. شِری‌وِز و داهِل (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که مدیران بانک قصد دارند سود یا زیان کوتاه‌مدت را برای هموارسازی زیان ناشی از وام‌های سوخت شده استفاده کنند (Dang et al,2008).

برای مثال در یادداشت‌های توضیحی پیوست شده به گزارش عملکرد بانک‌ها در سرفصلی با عنوان "استفاده از قضاوت‌ها و برآوردها" آمده است که:

در تهیه صورت‌های مالی، مدیریت بانک، قضاوت‌ها، برآوردها و مفروضاتی را در تعیین مبالغ شناسایی‌شده در صورت‌های مالی به کار گرفته است. نتایج واقعی ممکن است متفاوت از برآوردها باشد. این برآوردها و مفروضات که زیربنای آن مبتنی بر سوابق تاریخی است و مدیریت به‌طور مستمر آن‌ها را از طریق مقایسه با رخدادهای واقعی بازنگری می‌نماید. اهم حوزه‌هایی که مدیریت از قضاوت‌ها و برآوردها استفاده می‌نماید:

۱. محاسبات ذخیره مطالبات مشکوک الوصول مازاد بر عامل زمان از طریق بررسی وضعیت مشتری و صنعت درگیر آن، اقدامات حقوقی انجام‌شده، بررسی ضامنین پرونده و برآورد

1- Xerox

میزان اتکا به ضامنین در فرایند وصول مطالبات.

۲. کنترل بر شرکت‌های سرمایه‌پذیر[۱]

مدیران بانک‌ها هم مانند مدیران در سایر صنایع برای تعدیل سود و حداکثر سازی ثروت بانک و یا شخص مدیر دارای انگیزه‌هایی می‌باشند. تفاوت، تنها در روش‌های مورداستفاده برای به خدمت گرفتن ابزارها در مدیریت سود است. البته ازآنجاکه صنعت بانکی به‌شدت تحت کنترل و نظارت است، احتمال مدیریت سود (درآمد) در آن کمتر متصور است بااین‌وجود، نگرانی در مورد مسئله مدیریت سود (درآمد) در بانک‌ها پس از آشکار شدن سقوط و بحران بانکی در سال ۲۰۰۸ توجه گسترده‌ای را به خود جلب کرده است (Wan Mohammad et al.,2011). شناخت و آگاهی حسابرس از تعهدات و بالأخص تغییرات غیرموجه در تعهدات اختیاری در کشف مدیریت سود مفید است. ده سرنخ عالی برای کشف مدیریت سود به شرح زیر است (Ravanshad& Talibnia, 2010):

- وجود مدیریت متقلب
- محیط کنترلی ناکافی و نامناسب
- تغییرات در حسابرسان، مشاوران قانونی برون‌سازمانی و مدیران مالی ارشد
- تغییر در اصول و رویه‌های حسابداری
- کسری زیاد در گردش وجوه نقد عملیاتی مرتبط با سود خالص
- ناهمخوانی اساسی بین رشد مطالبات و فروش
- ناهمخوانی اساسی بین رشد موجودی و فروش
- افزایش یا کاهش زیاد در سود نا ویژه
- ثبت درآمد درحالی‌که هنوز احتمال ریسک برای فروشنده وجود دارد
- وجود تعهدات و بدهی‌های احتمالی

۱- بانک اقتصاد نوین;. (۱۳۹۴). گزارش حسابرس مستقل و بازرس قانونی به انضمام صورت‌های مالی تلفیقی گروه و بانک برای سال مالی منتهی به ۲۹ اسفند ماه ۱۳۹۴. تهران: مؤسسه حسابرسی و خدمات مدیریت دایار رهیافت.

پیشینه پژوهش

مطالعات داخلی

(Pourzamani et al.,2010) در مقالـه‌ای بـه بررسـی مربـوط بـودن سـود و ارزش دفتـری گزارش‌شده در صورت‌های مالی، تحـت تـأثیر مـدیریت سـود و از طریـق اقـلام تعهـدی اختیـاری کوتاه‌مدت، اقلام تعهدی بلندمدت و اقلام تعهدی کل پرداختـه‌انـد. بـر اسـاس یافتـه‌هـای پـژوهش مدیریت سود بر مربوط بودن سود و ارزش دفتری اثرگـذار اسـت و مربـوط بـودن سـود نسـبت بـه شرکت‌هایی که مدیریت سود در آن‌ها صورت نگرفته است در سطح پایین‌تری بوده است.

نوری بروجردی، سوری و اشرف گنجوئی (Nouri Boroujerdi et al., 2013) در مقاله خود بـه دنبال آزمون رابطـه بـین ریسـک سـهام و تغییـرات درآمـد بـا مـدیریت سـود بـه‌عنـوان شـایع‌تـرین دست‌کاری حسابداری بوده‌اند. در این پژوهش برای برآورد شاخص مدیریت سـود از مـدل جـونز تعدیل‌شده با متغیرهای مؤثر در مـدیریت سـود در نظـام بـانکی اسـتفاده‌شـده اسـت. نتـایج آزمـون فرضیات نشان داده است که درصورتی‌که داده‌هـای سـالیانه مبنـای تهیـه متغیرهـا باشـد تنهـا رابطـه ریسک ویژه با مدیریت سود معنی‌دار است امـا زمـانی کـه متغیرهـا از داده‌هـای میـان‌دوره‌ای تهیـه شوند هر سه ریسک یادشده با مدیریت سود مرتبط می‌باشند.

جـانعلی‌زاده (Janalizadeh, 2015) در پایـان‌نامـه کارشناسـی ارشـد خـود بـرای انـدازه‌گیـری مدیریت سود، از مدل تعدیل‌شده جونز استفاده نموده است. در این پژوهش با اسـتفاده از داده‌هـای موجود ۹ بانک در بورس اوراق بهادار تهران در دورهٔ زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۳ بـه بررسـی رابطـه بـین مدیریت سود و مسئولیت اجتماعی بانک‌ها پرداخته‌شده است.

مطالعات خارجی

احمِد، تاکِدا و توماس[1] (Ahmed et al,1999) در مطالعه‌ای به بررسی آثار تغییرات اعمال‌شـده در کنترل‌های کفایت سـرمایه در سـال ۱۹۹۰ بـرای سـاخت یـک آزمـون قـوی در کشـف اثـرات مدیریت سرمایه و مدیریت سود بر هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول می‌پردازنـد. آن‌هـا بـه دلایلـی

1- Anwer S. Ahmed; Carolyn Takeda And Shawn Thomas

قوی برای این فرضیه که هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول به‌عنوان ابزاری در مدیریت سرمایه به کار گرفته می‌شود دست‌یافته‌اند. البته شواهدی برای اینکه هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول برای مدیریت سود به کار گرفته‌شده باشد به دست نیاورده‌اند. اگرچه مرور مطالعات پیشین خلاف این نتیجه را نشان می‌دهد. علاوه بر این آن‌ها دریافته‌اند که هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول رابطه‌ای منفی با هر دو گزاره تغییرات آتی هم‌زمان در سود بنگاه و همچنین بازده سهام خواهد داشت.

نَجونا میسْمان و احمد[1] در مقاله خود هدف را تشریح نحوه عملکرد از طریق متغیر هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول به‌عنوان ابزاری برای مدیریت سود و سرمایه در هر دو نظام بانکی اسلامی و متداول در کشور مالزی بیان کرده‌اند. نتایج این پژوهش حاکی از آن است که هر دو نظام بانکی اسلامی و متداول در مواجهه با هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول یکسان رفتار و عمل می‌کنند (Najuna &Ahmad, 2011).

کورکیو، سیمونه و گالو[2]، در مطالعه خود در دو بخش به بررسی وضعیت مدیریت سود و مدیریت سرمایه در بانک‌های اروپایی در جریان بحران مالی سال ۲۰۰۷ پرداخته‌اند. بخش اول به تبیین نتایج مطالعات و پژوهش‌های پیشین پرداخته است و در بخش دوم رفتار بانک‌های اروپایی در جریان فضای پرتنش بازار مالی در طی بحران بررسی و تفسیر شده است. تمامی نتایج پژوهش آن‌ها فرضیه وجود مدیریت سود از طریق (LLPs) یا هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول را تأیید نموده‌اند اما فرضیه وجود مدیریت سرمایه تأیید نشده است (Curcio et al.,2012).

گومبالا، یوئه فانگ هو و هوآنگ[3] در مقاله خود از مدل اقلام تعهدی برای برآورد اولیه شاخص مدیریت سود استفاده نموده‌اند، استفاده بانک‌های آمریکایی از مدیریت سود و سرمایه برای رسیدن به استانداردهای ارائه‌شده در مصوبات کمیته سیاست‌گذاری بازل تحت عنوان بازل ۳ را بررسی کرده‌اند. نتایج این پژوهش که بازه ۱۹۹۹-۲۰۱۳ را پوشش داده است حاکی از آن است که مدیریت سود و مدیریت سرمایه رابطه‌ای قوی و مثبت با نسبت کفایت سرمایه و رابطه‌ای منفی با نسبت نقدینگی دارند (Gombala et al ,.2016).

1- Faridah Najuna Misman And Wahida Ahmad
2- Curcio, Domenico; Simone, Antonio .De And Gallo, Angela
3- Gombola, Michael J; Yueh-Fang Ho, Amy And Huang, Chin-Chuan

کاتو، کونیمورا و یوشیدا[1] (Kato et al., 2001) در مقاله‌ای ضمن مقایسه مدل‌های مختلف سنجش مدیریت سود در بانک‌ها به بررسی تأثیر سیاست‌گذاری دولت‌ها برای حداقل سود تقسیمی بانک‌ها بر مدیریت سود آن‌ها پرداخته‌اند. نتایج تجربی این پژوهش مؤید آن است که در تمامی مدل‌ها وجود مدیریت سود مورد تأیید قرارگرفته است.

یاسودا، اوکودا و کونیشی[2] (Yasuda et al.,2004)، در مطالعه‌ای که در مورد بانک‌های ژاپنی از سال مالی ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۹ انجام داده‌اند؛ این دوره را به‌عنوان سخت‌ترین دوره برای صنعت بانکی ژاپن به جهت شدت وام‌های ناخوشایندِ پرداخت‌شده توسط بانک‌های ژاپنی معرفی نموده‌اند. آن‌ها رابطه بین ریسک بانک با اقلام تعهدی اختیاری را مورد آزمون قرار داده‌اند.

وان محمد، وصیُالزَّمان و مهد زینی (Wan Mohammad et al,2011) در پژوهش خود با در نظر گرفتن نمونه‌ای متشکل از ۱۰ بانک کشور مالزی برای یک بازه زمانی ۱۰ ساله از سال ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۹ پس از محاسبه اقلام تعهدی اختیاری با استفاده از مدل جونز تعدیل‌شده (۱۹۹۵) به‌عنوان شاخص مدیریت سود به بررسی تأثیرپذیری مدیریت سود از متغیرهای هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول و سود تقسیمی و ریسک بانک پرداخته‌اند.

عَبدِالسَلام، دیمیتروپلوس و اِلنهاس[3] (Abdelsalam et al.,2016) در پژوهش خود بانک‌های اسلامی که در چارچوب قواعد سخت‌گیرانه مذهبی و محدودیت در بسط حساب‌ها و مسئولیت‌پذیری اخلاقی فعالیت می‌کنند را با همتایان متداول خود در بازه زمانی ۲۰۱۳-۲۰۰۸ مقایسه نموده‌اند. بر اساس یافته‌های آن‌ها هنجارهای مذهبی و مسئولیت‌پذیری اخلاقی در این بانک‌های اسلامی پیامدهای مثبتی در کیفیت گزارشگری مالی و هزینه‌های سازمانی به دنبال دارد.

با توجه به فقدان پژوهش‌هایی که به بررسی وجود یا عدم وجود مدیریت سود و البته کشف ابزار اساسی مورداستفاده مدیران برای مدیریت سود در سیستم بانکداری در ایران پرداخته باشند و اثرپذیری و اهمیت وافر جریانات نقدی در سیستم بانکی، لزوم یک پژوهش مستقل در خصوص مدیریت سود و روش‌های مورد استفاده مدیران در انجام مدیریت‌سود متناسب با سیستم بانکی

1- Kato, Kazuo ; Kunimura, Michio ; Yoshida, Yasushi
2- Yasuda, Yukihiro; Okuda, Shin`ya; Konishi, Masaru
3- Abdelsalam, Omneya ; Dimitropoulos, Panagiotis ; Elnahass, Marwa ; Leventis, Stergios

کاملاً آشکار است.

لـذا در ایـن پـژوهش، متغیرهـای مورداسـتفاده در مـدل کاسـنیک (۱۹۹۹) متناسـب بـا نـوع گزارشگری مالی و فعالیت بانک‌ها و مؤسسات اعتباری برای سنجش شاخص مدیریت سود به کار گرفته شده است. همچنین ابزار عمده مورداستفاده مدیران بانکی در اِعمال مدیریت سود با اسـتفاده از مدل کورنِت معرفی گردیده است.

به‌طورکلی تحقیقات در حوزه مدیریت سود در پی یافتن پاسخی برای پرسش‌هایی به شرح زیر هستند:

۱. چه انگیزه‌هایی مدیران را به‌سوی انجام مدیریتِ سود، سوق می‌دهند؟
۲. مدیریتِ سود، در چه محیط‌هایی و با چـه ویژگـی‌هـای مـدیریتی، سـازمانی، تجـاری، مـالی و ساختار حاکمیت شرکتی، بیشتر صورت می‌پذیرند؟
۳. ابزارهای مورداستفاده مدیران برای انجام مدیریتِ سود کدام‌اند؟
۴. جوانب رفتاری مدیریت سود از منظر بازار سرمایه و تدوین‌کنندگان استانداردهای حسـابداری چگونه است؟
۵. توانمندی مدل‌های موجود برای کشف مدیریت سود چه اندازه است؟

پژوهش حاضر به دنبال پاسخ به سؤالات دوم و سوم از مجموعه سؤالات فوق از طریق بررسـی وضعیت شاخص مدیریت سود در نظام بانکی و شناسایی متغیر عمـده مورداسـتفاده مـدیران بـانکی در جهت مدیریت سود در نظام بانکداری در ایران بوده است.

روش پژوهش

این پژوهش از نوع پژوهش‌های کاربردی است و از جهت روش استنتاج، از نوع پـژوهش‌هـای توصیفی-تحلیلی اسـت. در ایـن پـژوهش از الگـوی کاسـنیک (Kasznik ,1999) و بـا روش‌هـای رگرسیونی ویژه داده‌های تابلویی نامتوازن[1] برای محاسبه و بررسی مدیریت سود در سیسـتم بـانکی استفاده شده است. همچنین در این پـژوهش بـرای شناسـایی ابزارهـای بـه کـار گرفتـه‌شـده توسـط

1- Unbalanced Panel data

مدیران بانکی برای مدیریت سود از مدل کورنِت استفاده شده است. با جمع‌بندی نظرات مختلف مطرح‌شده در باب مدیریت سود، می‌توان چنین تعبیر نمود که مدیریت سود هرگونه تغییر، اعم از کاهش یا افزایش سود گزارش‌شده بنگاه بدون ایجاد جریانات نقد متناسب با آن توسط مدیریت و با هدف اثرگذاری بر تصمیم استفاده‌کنندگان از صورت‌های مالی، اعم از دولت و نهادهای نظارتی و یا سرمایه‌گذاران و سهامداران و مجامع داخلی شرکت، مؤسسات تأمین مالی و یا سایر بستانکاران و ذی‌نفعان است.

الگوی کاسنیک (۱۹۹۹)

$$ACCR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1[\Delta REV_{it} - \Delta REC_{it}] + \alpha_2 RPE_{it} + \alpha_3 \Delta CFO_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۱)$$

متغیرهای مورداستفاده در این الگو عبارت‌اند از:

$ACCR_t$: کل اقلام تعهدی

ΔREV: تغییر در درآمد

ΔREC: تغییر در خالص حساب‌های دریافتنی

RPE_t: ناخالص اموال، ماشین‌آلات و تجهیزات در سال t

ΔCFO_t: تغییر در جریان‌های نقدی عملیاتی از سال t-1 تا سال t

(کاسنیک، ۱۹۹۹: ۶۵-۶۴).

هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول (LLP[1])

برخلاف مدیران در سایر صنایع، مدیران بانکی معمولاً از هزینه مطالبات مشکوک الوصول وام‌های پرداخت‌شده برای تأثیرگذاری بر سود گزارش‌شده استفاده می‌کنند. کالینز و همکاران[2] (Collins et al,1995) تأثیر سطوح تغییر سرمایه بانک، درآمد و مالیات را در تصمیم‌گیری برای دخالت در برخی از تصمیمات افزایش سرمایه بررسی می‌کنند. بر اساس نتایج تحقیق، آن‌ها انتظار

1- Loan Loss Provision

2- Collins, Julie H; Shackelford, Douglas A and Wahlen, James M (1995)

دارنـد کـه سـطوح پـایین درآمـد فعلـی غیـر اختیـاری، مـدیران را تشـویق کنـد تـا درآمـدهای سرمایه‌گذاری را متناسب با کاهش زیان وام‌ها شناسایی کننـد و نتیجـه مـی‌گیرنـد کـه یـک رابطـه مثبت بین سود شناسایی‌شـده و هزینـه مطالبـات مشـکوک الوصـول وام‌هـای پرداخـت‌شـده وجـود خواهد داشت. شِری‌وِز و داهِل[1] (۲۰۰۳) نشان داده‌اند که مدیران بانک اغلب قصـد دارنـد سـود یـا زیان‌های کوتاه‌مدت را برای هموارسازی زیان وام‌های سوخت شده استفاده کنند (Dang Chang, 2008).

برای مطالبات مشکوک‌الوصـول طبـق دسـتورالعمل نحـوه محاسـبه ذخیـره مطالبـات مؤسسـات اعتباری مصوب شورای پول و اعتبار[2] ذخیره‌ای به شرح زیر محاسبه و در حساب‌ها منظور می‌گردد:

الف) ذخیره عمومی: حداقل معادل ۱/۵ درصد مانده کل اعتبارات اعطـائی در پایـان هـر دوره، به‌استثنای مانده تسهیلاتی که جهت آن ذخیره اختصاصی منظور گردیده است، محاسبه می‌شود.

ب) ذخیره اختصاصی: نسبت به مانده طبقات سررسید گذشته، معـوق و مشـکوک‌الوصـول، بـا لحاظ نمودن ارزش وثایق هر مورد پس از اعمال ضرایب تعیین شده به شرح جدول ۱ محاسبه می‌گردد:

جدول ۱- ضرایب طبقات مختلف مطالبات سررسید گذشته

طبقه‌بندی تسهیلات		ضریب		شرایط
جاری		–		تا ۲ ماه از سررسید
طبقه سررسید گذشته		۱۰ درصد		۲ تا ۶ ماه
طبقه معوق		۲۰ درصد		۶ تا ۱۸ ماه
طبقه مشکوک‌الوصول[3]		۵۰ تا ۱۰۰ درصد		۱۸ تا ۶۰ ماه
طبقه مشکوک‌الوصول (۵ سال و یا بیشتر)[4]		۱۰۰ درصد		۶۰ ماه یا بیشتر
منبع: بانک شهر، ۱۳۹۳: ۱۴				

1- Shrieves and Dahl (2003)

۲- موضوع بخشنامه شماره مب ۲۸۲۳ مورخ ۱۳۸۵/۱۲/۰۵ اداره مطالعـات و مقـررات بـانکی بانـک مرکـزی جمهـوری اسـلامی ایران

۳- با توجه به نتیجه بررسی توان بازپرداخت مشتری

۴- طبق بخشنامه شماره مب ۲۸۲۳ به منظور احتساب ذخیره اختصاصـی بـرای کلیـه تسـهیلاتی کـه ۵ سـال یـا بیشـتر از سررسـید پرداخت اصل و سود آن‌ها سپری شده باشد، باید مانده کل تسهیلات بدون کسر نمودن ارزش وثایق مذکور مبنای محاسـبه قـرار گیرد، به نحوی که طی ۵ سال بعد از آن معادل ۱۰۰ درصد مانده تسـهیلات، ذخیـره اختصاصـی در حسـاب‌هـای مربـوط منظـور شود.

درآمد فعالیت بر روی دارایی‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌ها (STGL)

قبل از ۱۹۸۳ ناظران بانکی IBST[1] و STGL[2] را در قالب یک گزارش از فعالیت بانکی ارائه می‌کردند. STGL بازتاب سود یا زیان حسابداری‌ای است که بانک از فروش یک سرمایه‌گذاری[3] به قیمتی متفاوت از ارزش دفتری آن سرمایه‌گذاری به دست می‌آورد و IBST درآمد قبل از درآمدِ حاصل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها است؛ به عبارتی IBST درآمد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی است. لذا ازآنجاکه STGL به علت تأثیرپذیری از قیمت بازاری سرمایه‌گذاری‌ها اطلاعات ناچیزی از تغییرات داخلی و ارزش بانک ارائه می‌دهد لازم به نظر می‌آمد که درآمد بانک‌ها به دو بخش IBST و STGL تفکیک گردد. به همین جهت تحلیل‌گران مالی در مواجهه با بانک‌ها بر درآمد قبل از فروش سرمایه‌گذاری‌ها تمرکز می‌کنند. (Warfield and Linsmeier,1992: 546)

زمانی که بانک‌ها STGL را در دفاتر خود شناسایی می‌کنند در حقیقت آن‌ها سرمایه کنترل‌شده خود را تغییر خواهند داد (زیرا درآمدهای کنترل‌شده، سرمایه‌ها را افزایش می‌دهند و زیان‌ها نیز باعث کاهش سرمایه می‌شوند).

بارت و همکاران[4] (Barth et al, 1990) و موير[5] (Moyer,1990) دو انگیزه را برای شناسایی درآمد ناشی از STGL ارائه نموده‌اند:

هموارسازی سود حسابداری گزارش‌شده

STGL می‌تواند برای هموارسازی درآمد در مواردی که زمان برای فروش سرمایه‌گذاری‌ها مناسب باشد مورداستفاده قرار گیرد. هرگاه که تغییرات ایجادشده در IBST در بالاترین (پایین‌ترین) سطح خود باشد، سطح گزارش‌شده از STGL در پایین‌ترین (بالاترین) سطح خود

1- Income before Securities Transaction:

درآمد قبل از اقلام غیرمنتظره (یا غیرعادی، یا غیرعملیاتی)

2- Securities Transactions Gains and Losses:

سود یا زیان فعالیت بر روی دارایی‌های مالی (مانند: اوراق قرضه، اوراق مشارکت یا فعالیت در بازار سهام) و طرح‌های سرمایه‌گذاری

۳- دارایی‌های مالی و طرح‌های سرمایه‌گذاری

4- Barth et al, (1990)

5- Moyer, (1990)

قرار خواهد داشت. (Warfield And Linsmeier,1992: 549)

استراتژی هموارسازی درآمد از طریق حذف عمدی بخشی از درآمد بنگاه از سود گزارش‌شده در سال‌های پربازده به‌واسطه شناسایی ذخایر و یا سودهای بانکی و گزارش این سود در سال‌های کم بازده به کار گرفته می‌شود. به‌عنوان‌مثال، بیسلی و همکاران[1] (Beasley et al., 2000) شواهدی مبنی بر این‌که دو روش شناخت نامناسب درآمد (در غیر از دوره واقعی) و گزارش بهای تمام‌شده غیرواقعی برای دارایی‌ها، به‌عنوان رایج‌ترین تکنیک‌های هموارسازی درآمد به کار گرفته می‌شوند، ارائه نموده‌اند (Wan Mohammad et al, 2011: 47)

تغییر یا تعدیل در سرمایه فعلی کنترل‌شده

در ارتباط با کنترل حجم سرمایه در سطح برنامه‌ریزی‌شده بانک‌ها نیاز دارند تا سطح حداقلی از نسبت بازده سرمایه را برای تداوم رشد دارایی‌ها حفظ کنند. این مهم از طریق کل حقوق صاحبان سهام و ذخیره مطالبات مشکوک الوصول وام‌های پرداخت‌شده قابل دست‌کاری است. از طرفی وقتی بانک‌ها در دفاتر خود سود به‌دست‌آمده از STGL را شناسایی می‌کنند درواقع حقوق صاحبان سهام را افزایش می‌دهند و از طریق شناسایی زیان آن سرمایه کنترل‌شده را کاهش می‌دهند. (Warfield And Linsmeier,1992: 549)

درآمد فعالیت بر روی دارایی‌های مالی و سرمایه‌گذاری‌ها[2] (STGL) در نظام بانکداری ایران تحت سرفصل خالص سود (زیان) سرمایه‌گذاری در صورت سود و زیان بانک‌ها گزارش می‌گردد. این عنوان حاصل جمع درآمدهای حاصل از انواع سرمایه‌گذاری‌های بانک است؛ ازآنجایی‌که مبلغ گزارش‌شده جمع جبری اقلام مثبت و منفی به ترتیب برای سود و زیان‌های حاصله می‌باشد، به آن خالص سود (زیان) سرمایه‌گذاری اطلاق می‌شود (بدری، احمد; ۱۳۹۴: ۱۸)؛ این حساب شامل سود سهام شرکت‌ها و سود حاصل از معاملات سهام، اوراق مشارکت و سایر دارایی‌های مالی و افزایش (کاهش) ارزش سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها می‌باشد که باید به تفکیک در یادداشت‌های پیوست صورت‌های مالی افشاء شود.

1- Beasley, MS; Carcello, JV; Hermanson, DR and Lapides, PD
2- Securities Transactions Gains and Losses

مدل کورنِت (۲۰۰۹)

کُورنِت، نوت و تهرانیان[1] (Cornett et al,2009) برای تعریف رابطه بین مدیریت سود، STGL و LLP از (۲ استفاده کرده‌اند.

$$DA_{it} = STGL_{it} - LLP_{it} \quad (۲)$$

کورنِت در پژوهش خود اشاره‌کرده است که سطوح بالاتر LLP یا هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول باعث کاهش در سود گزارش‌شده می‌شود لذا در (۲ از علامت منفی برای متغیر LLP استفاده‌شده است.

در این پژوهش به‌منظور شناسایی ابزار عمده مورداستفاده مدیران بانکی در مدیریت سود پس از محاسبه شاخص مدیریت سود با استفاده از مدل کاسنیک، (۳ تخمین زده شده است.

$$DA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 STGL_{it} - \alpha_2 LLP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

هدف از تخمین (۳ بررسی سهم هر یک از متغیرهای LLP و STGL در توضیح تغییرات متغیر اقلام تعهدی اختیاری به‌عنوان شاخص مدیریت سود می‌باشد. پس از تعیین ضرایب و در صورت معناداری آن‌ها می‌توان در خصوص اینکه کدام ابزار عمدتاً توسط مدیران برای مدیریت سود به کار گرفته می‌شود نتیجه‌گیری نمود.

جامعه آماری و نمونه پژوهش

در این پژوهش جامعه آماری شامل کلیه مؤسسات بانکی هدف ایرانی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است و نمونه پژوهش، شامل ۱۹ بانک است که در دوره پژوهش یعنی طی سال‌های ۱۳۸۴ الی ۱۳۹۷، داده‌های موردنیاز، ترازنامه، صورت سود و زیان، صورت جریان وجه نقد و یادداشت‌های توضیحی همراه صورت‌های مالی آن‌ها در دسترس قرار داشته است.

1- Marcia Millon Cornett; Jamie John McNutt And Hassan Tehranian

نتایج پژوهش

در این بخش به گزارش نتایج آماری و به‌دست‌آمده در طی انجام عملیات اقتصادسنجی متناسب با مراحل پژوهش پرداخته شده و همچنین پس از گزارش، نتایج ارائه‌شده در جداول در هر مرحله از نگاه تحلیل آماری تفسیر خواهند شد.

جدول ۲- گزارش نتیجه تخمین مدل کاسنیک

مدل	نام آزمون	آماره	Prob	تفسیر آزمون
مدل کاسنیک	آماره F لیمر	۸.۶۶	۰.۰۰۰	فرضیه صفر یا تجمیعی بودن داده‌ها[1] رد شده و فرضیه مقابل صفر یعنی ترکیبی بودن داده‌ها تأیید شد.
	آماره χ^2	۶۷.۹۶	۰.۰۰۰	
مدل کاسنیک (داده‌های ترکیبی)	آزمون هاسمن	۳.۸۶	۰.۲۷۶۹	فرضیه صفر مبنی بر مدل اثرات تصادفی تأیید شد.

جدول ۳- نتیجه تخمین مدل کاسنیک با روش داده‌های ترکیبی و با اثرات تصادفی

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره T	Prob
DREV-DREC	۰.۰۷۳۸۹۸	۰.۰۲۶۸۰۱	۲.۷۵۷۳۲۵	۰.۰۰۷۲
CFO	-۰.۹۱۴۴۹۲	۰.۰۲۹۳۴۶	-۳۱.۱۶۲۴۵	۰.۰۰۰۰
PPE	-۰.۱۷۱۵۱۳	۰.۰۷۲۶۲۰	-۲.۳۶۱۷۸۴	۰.۰۲۰۶
C	۰.۰۲۷۸۶۲	۰.۰۰۴۶۴۴	۵.۹۹۹۵۷۳	۰.۰۰۰۰
ضریب تعیین	۰.۹۲۴۲۷۷	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰.۹۲۱۵۰۶
آماره F	۳۳۳.۶۲۹۵	Prob		۰.۰۰۰۰۰۰
منبع: محاسبات پژوهش				

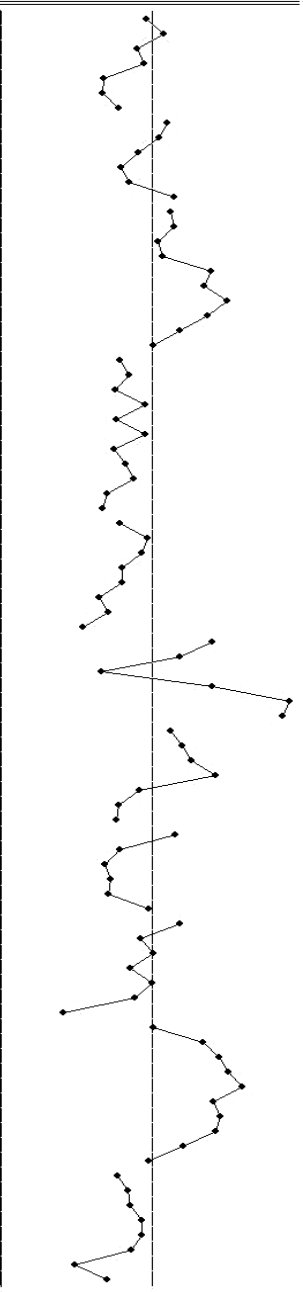
از آنجاکه شاخص مدیریت سود در روش اقلام تعهدی همان جزء باقیمانده مدل کاسنیک می‌باشد، این شاخص در جدول (۴) برای بررسی وجود مدیریت سود گزارش می‌گردد.

در جدول (۴)، شاخص اقلام تعهدی اختیاری استخراج‌شده از مدل کاسنیک گزارش‌شده است. با توجه به مشاهده یک روند ادامه‌دار برای هریک از بانک‌های نمونه می‌توان چنین نتیجه گرفت که عمدتاً مدیران بانکی در چند سال متوالی از مدیریت سود در یک جهت استفاده می‌نمایند. البته این روند در خصوص تمامی بانک‌های نمونه صادق نیست؛ اما غالب بانک‌های فضای نمونه این روند را دنبال نموده‌اند.

1- Pool Data

جدول ۴- گزارش باقیمانده‌ها در مدل کاسنیک (شاخص مدیریت سود)

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
1 - 89	-0.01944	-0.01794	-0.00150	
1 - 90	0.01889	0.01516	0.00373	
1 - 91	-0.03536	-0.03109	-0.00427	
1 - 92	0.00249	0.00487	-0.00238	
1 - 93	0.00513	0.02015	-0.01502	
1 - 94	0.00697	0.02236	-0.01539	
1 - 95	0.09786	0.10838	-0.01052	
2 - 90	0.02482	0.01991	0.00491	
2 - 91	-0.00769	-0.00998	0.00229	
2 - 92	0.00473	0.00876	-0.00403	
2 - 93	-0.01911	-0.00957	-0.00954	
2 - 94	-0.00757	-0.00056	-0.00701	
2 - 95	0.02735	0.02028	0.00707	
3 - 85	-0.07162	-0.07762	0.00600	
3 - 86	0.01904	0.01194	0.00710	
3 - 87	0.00497	0.00316	0.00181	
3 - 88	0.00167	-0.00181	0.00348	
3 - 89	0.07714	0.05860	0.01854	
3 - 90	-0.01182	-0.02807	0.01625	
3 - 91	-0.01193	-0.03553	0.02360	
3 - 92	-0.04100	-0.05824	0.01724	
3 - 93	0.04529	0.03631	0.00898	
3 - 94	-0.00027	-0.00074	0.00047	
4 - 85	0.01364	0.02353	-0.00989	
4 - 86	0.00452	0.01167	-0.00715	
4 - 87	-0.07729	-0.06578	-0.01151	
4 - 88	0.04076	0.04249	-0.00173	
4 - 89	-0.04164	-0.03054	-0.01110	
4 - 90	0.03953	0.04134	-0.00181	
4 - 91	-0.00364	0.00835	-0.01199	
4 - 92	-0.01909	-0.01104	-0.00805	
4 - 93	0.06046	0.06602	-0.00556	
4 - 94	-0.02160	-0.00744	-0.01416	
4 - 95	-0.00104	0.01443	-0.01547	
5 - 87	-0.05044	-0.04047	-0.00997	
5 - 88	0.01632	0.01726	-0.00094	
5 - 89	-0.03427	-0.03127	-0.00300	
5 - 90	-0.05728	-0.04804	-0.00924	
5 - 91	-0.06104	-0.05175	-0.00929	
5 - 92	-0.11382	-0.09748	-0.01634	
5 - 93	0.03958	0.05338	-0.01380	
5 - 94	-0.03104	-0.00943	-0.02161	
6 - 88	-0.00106	-0.02007	0.01901	
6 - 89	-0.04550	-0.05440	0.00890	
6 - 90	-0.07454	-0.05868	-0.01586	
6 - 91	-0.07427	-0.09321	0.01894	
6 - 92	0.08361	0.04055	0.04306	
6 - 93	0.01073	-0.03024	0.04097	
7 - 89	-0.02118	-0.02693	0.00575	
7 - 90	0.00122	-0.00853	0.00975	
7 - 91	0.06431	0.05172	0.01259	
7 - 92	0.01374	-0.00607	0.01981	
7 - 93	0.03128	0.03503	-0.00375	
7 - 94	-0.00251	0.00798	-0.01049	
7 - 95	-0.02076	-0.00955	-0.01121	
8 - 89	-0.07197	-0.07935	0.00738	
8 - 90	0.02875	0.03869	-0.00994	
8 - 91	-0.09772	-0.08290	-0.01482	
8 - 92	-0.03427	-0.02122	-0.01305	
8 - 93	-0.06694	-0.05315	-0.01379	
8 - 94	-0.02819	-0.02757	-0.00062	
9 - 88	-0.04747	-0.05618	0.00871	
9 - 89	-0.00745	-0.00404	-0.00341	
9 - 90	0.02646	0.02606	0.00040	
9 - 91	-0.03254	-0.02578	-0.00676	
9 - 92	0.00557	0.00563	-6.0E-05	
9 - 93	0.02984	0.03508	-0.00524	
9 - 94	-0.00036	0.02733	-0.02769	
10 - 86	-0.01539	-0.01582	0.00043	
10 - 87	0.00539	-0.01053	0.01592	
10 - 88	-0.03644	-0.05737	0.02093	
10 - 89	0.00486	-0.01930	0.02416	
10 - 90	-0.00606	-0.03456	0.02850	
10 - 91	-0.06857	-0.08789	0.01932	
10 - 92	-0.03079	-0.05219	0.02140	
10 - 93	-0.00776	-0.02766	0.01990	
10 - 94	0.00457	-0.00538	0.00995	
10 - 95	-0.01368	-0.01280	-0.00088	
11 - 88	-0.01588	-0.00514	-0.01074	
11 - 89	-0.00025	0.00701	-0.00726	
11 - 90	-0.01890	-0.01214	-0.00676	
11 - 91	0.00720	0.01031	-0.00311	
11 - 92	0.00797	0.01089	-0.00292	
11 - 93	0.00647	0.01286	-0.00639	
11 - 94	-0.03882	-0.01464	-0.02418	
11 - 95	0.03640	0.05035	-0.01395	



منبع: محاسبات پژوهش

جدول ۵- گزارش نتیجه تخمین مدل کورنِت

مدل	نام آزمون	آماره	Prob	تفسیر آزمون
مدل کورنت	آماره F لیمر	۱۱.۶۲	۰.۰۰۰	فرضیه صفر یا تجمیعی بودن داده‌ها رد شده و فرضیه مقابل صفر یعنی ترکیبی بودن داده‌ها تأیید شد.
	آماره χ^2	۸۱.۹۳	۰.۰۰۰	
مدل کورنت (داده‌های ترکیبی)	آزمون هاسمن	۴۸.۸۰۱	۰.۰۰۰	فرضیه صفر مبنی بر مدل اثرات تصادفی تأیید شد.
منبع: محاسبات پژوهش				

جدول ۶- نتیجه تخمین مدل کورنِت با روش داده‌های ترکیبی و با اثرات تصادفی

متغیر	ضریب برآوردی	انحراف معیار	آماره T	Prob
STGL	۰.۲۲۸۴۲۱	۰.۰۸۲۱۳۴	۲.۷۸۱۰۹۳	۰.۰۰۷۱
LLP	-۰.۸۱۰۵۹۴	۰.۲۲۹۱۲۸	-۳.۵۳۷۷۴۱	۰.۰۰۰۸
C	۰.۰۰۰۰۳۵۷	۰.۰۰۲۶۶۴	۰.۰۱۳۴۰۲	۰.۹۸۹۳
ضریب تعیین	۰.۷۵۰۹۴۲	ضریب تعیین تعدیل‌شده		۰.۶۶۳۹۷۰
آماره F	۸.۶۳۴۲۵۰	Prob		۰.۰۰۰۰۰۰
منبع: محاسبات پژوهش				

پس از تخمین مدل کورنِت که نتایج آن در جدول ۵ و جدول ۶ گزارش‌شده است معناداری کلی مدل و ضرایب تک‌تک متغیرها بررسی و تأیید شده است. با استناد به ضرایب گزارش‌شده در جدول ۶ متغیر هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول (LLP) با ضریب (۰.۸۱-) در مقایسه با متغیر درآمد ناشی از سرمایه‌گذاری‌ها (STGL) با ضریب (۰.۲۲۸) از تأثیرگذاری قوی‌تری بر شاخص مدیریت سود و در جهت کاهش آن برخوردار است. لذا هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول به‌عنوان ابزار عمده مورداستفاده مدیران بانکی برای مدیریت سود در نظام بانکداری ایران معرفی می‌شود.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

تفکیک مالکیت از مدیریت در شرکت‌های سهامی، بین منافع سرمایه‌گذاران، سهامداران و مدیران بنگاه‌ها تضادهایی به وجود آورده است و این امکان بالقوه را برای مدیران به وجود آورده است تا حداقل بخشی از ثروت گروه‌های درون‌سازمانی را به سمت خود منتقل کنند. مدیران بانک‌ها هم مانند مدیران در سایر صنایع برای تعدیل سود و حداکثرسازی ثروت بانک و یا شخص مدیر دارای انگیزه‌هایی می‌باشند. تفاوت، تنها در روش‌های مورداستفاده برای به خدمت گرفتن ابزارها در مدیریت سود است. از طرفی حجم منابع در اختیار بانک‌ها و حساسیت‌های خاص

عملکردی آن‌ها اهمیت توجه به رقم سود گزارش‌شده در این صنعت را مضاعف می‌نماید.

به همین دلیل در این پژوهش دو هدف دنبال شده است؛ هدف اول که بررسی شاخص مدیریت سود در نظام بانکی بوده است با استفاده از مدل کاسنیک تخمین‌زده شده و با تحلیل روند تغییرات اقلام تعهدی اختیاری فرضیه به‌کارگیری روش‌های مدیریت سود توسط مدیران بانکی مورد تأیید قرار گرفت. هدف دوم پژوهش شناسایی ابزارهای مورد استفاده مدیران بانکی برای مدیریت سود و معرفی متغیر عمده مورد استفاده مدیران بوده است. این هدف با استفاده از تخمین مدل کورنت بین شاخص مدیریت سود به‌عنوان متغیر وابسته و متغیرهای LLP و STGL به‌عنوان متغیرهای مستقل انجام شد. نتایج پژوهش حاکی از آن است که متغیر هزینه مطالبات مشکوک‌الوصول (LLP) نسبت به متغیر درآمد ناشی از سرمایه‌گذاری‌ها و مشارکت‌ها (STGL) کاربرد بسیار بیشتری در مدیریت سود توسط مدیران بانک‌ها در نظام بانکداری ایران داشته است.

با توجه به موارد فوق توصیه می‌شود نهادهای نظارتی بر صنعت بانکداری همچون بانک مرکزی، شورای پول و اعتبار و همچنین بازرسان قانونی و یا حسابرسان داخلی بانک‌ها و مؤسسات اعتباری بر رقم گزارش‌شده مربوط به ذخیره مطالبات مشکوک‌الوصول تمرکز و نظارت بیشتر و دقیق‌تری داشته باشند. از طرفی صاحبان حساب‌های سرمایه‌گذاری نیز دسترسی مستقیم به اطلاعات عملکردی بانک ندارند و بااین‌وجود بازده نهایی آن‌ها تابع عملکرد بانک است. لذا سپرده‌گذاران نیز باید گزارش مجزایی در راستای انجام‌وظیفه مباشرتی مدیریت دریافت نمایند. در پژوهش حاضر به امکان دستکاری مدیران بانکی در ذخیره‌گیری‌ها و از این طریق دستکاری در رقم سود گزارش شده اشاره شد اما کماکان لزوم ارائه ابزارهایی برای کشف و اصلاح موارد تخطی از قانون مدیران بانکی در ارائه گزارش‌های مالی به قوت خود باقی است که می‌تواند در پژوهش‌های آتی محققین مد نظر قرار گیرد.

References

[1] Abbaszadeh, M.R., Arefi Asl, S. (2015), A review of the concept of profit quality and classification of its criteria. ***Journal of Accounting Research***, 17, 93-110. (In Persian)

[2] Abdelsalam, O., Dimitropoulos, P., Elnahass, M & Leventis, S. (2016), Earnings management behaviors under different monitoring mechanisms: The case of Islamic and conventional banks. ***Journal of Economic Behavior & Organization***, 132, 155-173.

[3] Aghili, M; Jalilian, A. (2012). Investigating the Relationship between Long-Term / Temporary Institutional Investors and Effective Earnings Management. ***Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge***, 4, 27-42. (In Persian)
[4] Ahmed, A.S., Takeda, C& Thomas, S. (1999), Bank loan loss provisions: a reexamination of capital management, earnings management and signaling effects. ***Journal of Accounting and Economics***, 28, 1-25.
[5] Amiri, H., Mohammadi Khorzoghi, H. (1391). Analysis of the relationship between financing through debt and the quality of profits of companies listed on the Tehran Stock Exchange. ***Journal of Financial Accounting***, Fourth Year, No. 16, 61-81. (In Persian)
[6] Asadi, G. H., Manti Manjegh Tappeh, V. (2011). The effect of management change on earnings management. ***Financial Management and Accounting Perspectives***, 1, 114-97. (In Persian)
[7] Badri, A. (2015), ***Investment Deposit Performance Statement: Promoting Accountability in the Interest-Free Banking Business Model***, Convergent with IFRS. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. (In Persian)
[8] Barth, M. E., Beaver, W. H & Wolfson, M. A. (1990). Components of earnings and the structure of bank share prices. ***Financial Analysts Journal***, 46(3), 53-60.
[9] Beasley, M. S., Carcello, J. V., Hermanson, D. R., & Lapides, P. D. (2000). Fraudulent financial reporting: Consideration of industry traits and corporate governance mechanisms. Accounting horizons, 14(4), 441-454.
[10] Collins, J.H., Shackelford, D.A & Wahlen, J.M. (1995), Bank differences in the coordination of regulatory capital, earnings and taxes. ***Journal of Accounting Research*** 33(2), 263-291.
[11] Cornett, M.M., McNutt, J.J& Tehranian, H. (2009), Corporate governance and earnings management at large U.S. bank holding companies. ***Journal of Corporate Finance***, 15, 412-430.
[12] Curcio, D., Simone, A&De Gallo, A. (2012), ***Discretionary provisioning and financial crisis: evidence from the European banks***. Comunicazioni a Convegni o Seminar. Valencia, Spain.
[13] Dang Chang, R., Hua Shen, W& Ju Fang, C. (2008), Discretionary Loan Loss Provisions And Earnings Management For The Banking Industry. ***International Business & Economics Research Journal***, 7(3), 9-20.
[14] Gavahi, B., Beigzadeh Neneh Karan, R& Eghbali Amooghin, A. (2013), Selecting the best model for calculating earnings management in companies listed on the Tehran Stock Exchange. ***11th National Accounting Conference of Iran***. Mashhad: Ferdowsi University of Mashhad. (In Persian)
[15] Gombola, M.J., Yueh-Fang Ho, A & Huang, C. (2016), The effect of leverage and liquidity on earnings and capital management: Evidence from U.S. commercial banks. ***International Review of Economics and Finance***, 43, 35–58.
[16] Hashemi, S.A., Kamali, E. (2010), The effect of gradual increase in financial

leverage, free cash flow and company growth on earnings management of companies listed on the Tehran Stock Exchange. ***Journal of Accounting Knowledge***, 2, 95-115. (In Persian)

[17] Janalizadeh, F. (2015), ***Master Thesis in Profit Management and Social Responsibility in Banking Industry*** (Study on Banks Listed in Tehran Stock Exchange), Rasht: Koushiar Higher Education Institute. (In Persian)

[18] Karimi, K., Rahnamaie Roodpashti, F. (2015), Behavioral Biases and Profit Management Motivations. Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge, 14, 15-31. (In Persian)

[19] Kasznik, R. (1999), On the association between voluntary disclosure and earnings management. ***Journal of Accounting Research***, 37, 57-81.

[20] Kato, K., Kunimura, M & Yoshida, Y. (2001), ***Banks' Earnings Management before Potential Violation of Dividend Regulation in Japan***. Economic paper.doi:http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.273945

[21] Mehrazin, A., Qabdian, B., Froutan, O&Taghipour, M. (2013). Family and non-family ownership of companies and profit management. ***Journal of Auditing Knowledge***, 52, 1-16. (In Persian)

[22] Mojtahedzadeh, V., Babaei, Z. (2012), The effect of independent audit quality on earnings management and stock capital expenditure. ***Empirical Research in Financial Accounting***, 2 (4), 9-28. (In Persian)

[23] Moyer, S. 1990. Capital adequacy ratio regulations and accounting choices in commercial banks. ***Journal of Accounting & Economics,*** 13 (July): 123-154.

[24] Najuna Misman, F., Ahmad, W. (2011), Loan Loss Provisions: Evidence from Malaysian Islamic and Conventional Banks. ***International Review of Business Research Papers***, 7(4), 94-103.

[25] Nouri Boroujerdi, P., Souri, D, Ashraf Ganjoui, M.A. (2013), Management of earnings, stock risk and income fluctuations in banks listed on the Tehran Stock Exchange. ***Quantitative Studies in Management***, 4 (3), 165-183. (In Persian)

[26] Pourzamani, Z., Jahanshad, A& Hossein Zairi, A. (2010), The effect of earnings management on the relevance of items in financial statements. ***Journal of Financial Accounting and Auditing*** (6), 39-63. (In Persian)

[27] Ravanshad, M.R., Talibnia, G. (1389). Investigating the relationship between earnings management and capital structure in companies listed on the Tehran Stock Exchange. ***Journal of Financial Studies***, 103-118. (In Persian)

[28] Saghafi, A., Bolo, Q., Dana, M. M. (2015), The relationship between profit quality and information asymmetry. ***Empirical Accounting Research***, 4 (16), 1-16. (In Persian)

[29] Shamsaii, V. (2013), Management of Profit and Fraud in Financial Reporting: Recognition of Distinction Points by Auditors. ***Journal of the Auditor***, 64, 106-114. (In Persian)

[30] Shrieves, R.E., Drew, D. "Discretionary accounting and the behavior of Japanese banks under financial duress." ***Journal of Banking & Finance,*** 27.7 (2003): 1219-1243.

[31] Tari Verdi, Y., Moradzadeh Fard, M& Rostami, M. (2014), The effect of earnings management on the accuracy of forecasting future flows. ***Quarterly Journal of Financial Accounting and Auditing Research***, 6 (21), 141-172. (In Persian)
[32] Wan Mohammad, W.M., Wasiuzzaman, S & Mohd Zaini, R. (2011), Panel Data Analysis of the Relationship between Earnings Management, Bank Risks, Loan loss Provision and Dividend per Share. Journal of Business and Policy Research, 6(1), 46-56.
[33] Warfield, T.D., Linsmeier, T.J. (1992). Tax Planning, Earnings Management, and the Differential Information Content of Bank Earnings Components. ***The Accounting Review***, 67(3), 546-562.
[34] Yasuda, Y., Okuda, S& Konishi, M. (2004), The Relationship Between Bank Risk and Earnings Management: Evidence from Japan. Review of Quantitative Finance and Accounting, 223-248.

Quarterly Monetary & Financial Economics (Previously Knowledge & Development)
Vol. 27 No. 20 Fall – Winter 2021

Modification Of Earning Manipulation Prediction Model With Emphasis On Environmental Variables And Hybrid Artificial Neural Network And Meta-Heuristic Algorithms

Hosein Asgari Alouj [1]
Asistant prof., Accounting, Islamic Azad University, Beleh savar branch, Beleh Savar, Iran
Mohammadreza Nikbakht[2]
Associate Professor., Accounting, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran
Gholamreza Karami [3]
Associate Professor., Accounting, Faculty of Management, Tehran University, Tehran, Iran.
Mansor Momeni[4]
Professor. Management, Department of Industrial Management, Tehran University, Tehran, Iran.

Received 2021/02/27 Accepted 2021/05/02

Extended abstract

1- INTRODUCTION

Earning of companies is one of the important factors in economic growth and development and earning manipulation is one of the main challenges of market efficiency that researchers often use accounting data to predict earning manipulation, while non-accounting data also play an important role in predicting earning manipulation. Due to the fact of the conducted research in order to develop the Beneish model has been formed solely because of accounting data, so the effects and consequences of non-accounting variables in all models have been ignored .This study tries to examine the nonlinear relationships of accounting and non-accounting

---

1- Corresponding Author: Email : hosein.asgari@ut.ac.ir
2 - mnikbakht@ut.ac.ir
3 - ghkarami@ut.ac.ir
4 - mmomeni@ut.ac.ir

variables and examine the effect of both variables simultaneously. The purpose of this study is to measure the predictive power of Beneish model and the development of the Beneish model (DBM) by non-accounting variables and to compare the accuracy of earning manipulation prediction of the research models using a hybrid Artificial Neural Network trained by Particle Swarm Optimization (PSO) algorithm and Imperialist Competition Algorithm (ICA).

2- THEORETICAL FRAMEWORK

The development of the Beneish model (DBM) was done through emphasizing non-accounting variables, including the Information Asymmetry (IS) and Product Market Competition (PMC). (Asgari Alouj et al, 2020). Another study by (Pourali & Kouchaki Tajani, 2021) was conducted to compare the accuracy of companies' profit manipulation predictions using colonial competition algorithm and genetic algorithm. The results showed that colonial competition algorithm with 93% accuracy and 7% error and genetic algorithm with 76% accuracy And 24% error could have predicted the coefficients of the variables of the profit manipulation model. The results also showed that the ability to predict the accuracy of profit manipulation model coefficients by colonial and genetic competition algorithms is more accurate than the prediction of the initial model of Banish (1999) and the modified model of Banish (Kurdistani & Tatli, 2016).

3- METHODOLOGY

This research has been developed the Beneish model (BM) with non-accounting variables including information asymmetry (IS) and competition in the product market (PMC). The data of 184 companies listed on the Tehran Stock Exchange during 2006-2017 has been collected and the prediction accuracy of research models has been compared by two algorithms in training of Artificial Neural Network (ANN): Particle Swarm Optimization (PSO) and Imperialist Competition Algorithm (ICA) in detecting and identification of earning-manipulator companies. In this research, the auditor's report has been used as an alternative solution and the review process has been done such that the audit report of the sample companies has been fully reviewed and studied and if there were the cases as an index of earning manipulation (regardless of the type of report acceptable - adjusted - rejected and no comment), the sample companies would be selected as the earning-manipulator firm and the number 1 would be allocated. Also, if there were no clauses as an index of earning manipulation, for example, the report is adjusted for another reason, it would be selected as a non-earning manipulator and the number zero would be allocated.

4- RESULTS & DISCUSSION

After reviewing and auditing the audit reports of the sample companies of 1840 data-year, 900 data-year companies has been classified at the low level of earning manipulator companies and 940 data -year companies has been classified at the high level of earning manipulator companies. In this study, the prediction power of earning manipulation companies has been investigated by hybrid Artificial Neural Network method and Particle Swarm Optimization (PSO) algorithm and also by hybrid Artificial Neural Network method and Imperialist Competition Algorithm (ICA) and a comparison has been made between the accuracy of the research models. The areas under Receiver operating characteristic (ROC) curve of the Beneish model have been estimated up to 0.6001 and 0.5538 using the hybrid neural

network trained by Imperialist competition algorithm and particle swarm optimization algorithm, respectively. The area under the ROC curve in the Beneish model has been estimated in the range of 0.5 - 0.6 and indicates the Beneish model test has been rejected in detecting and identifying earning manipulator companies.

Therefore, it can be seen that the separation of the two groups of earning manipulator and non-manipulator companies is not significantly different from the separation of the chance model and it can be said that the Beneish model is a completely random model in the Tehran Stock Exchange and cannot be used to identify earning manipulator companies. Also, the best prediction accuracy of the Beneish model has been estimated up to 57.55 and 55.71 percentages using the hybrid neural network method trained by the Imperialist competition algorithm and the particle swarm optimization algorithm, respectively.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

Findings indicate that the prediction accuracy of the proposed model has increased from 57.55 to 63.86 percentages and 55.71 to 59.84 percentages by the ANN-ICA and ANN-PSO, respectively. Development of the model, area under curve (AUC) of ROC has been increased and the prediction error has been reduced to 6.31 percentages by the ANN-ICA and to 4.13 percentages by the ANN-PSO, but the test result is still poor. In fact, the accuracy of model prediction by the ANN-PSO has been improved compared to the ANN-ICA.

However, it can be seen that relying on these variables by itself could not easily identify earning manipulator and non-manipulator companies. Considering that the proposed model with the variables of Competition in the Product Market and Information Asymmetry has not significantly improved the accuracy of the prediction model, it can be seen that there is not a significant relationship between these variables and earning manipulation variable.

In order to judgement whether or not the results of ANN-ICA and ANN-PSO of research models are significantly different, the Wilcoxon test has been performed at a significance level of 5% as the statistical method of non-parametric. The results of Wilcoxon test show that the normal statistic of Wilcoxon test is more than the critical value of 1.64 and the significance level is less than 0.05 in both methods .Also, the average rank has been calculated up to 548.5 before the development of the model and has been calculated up to 5549.7 after the development of the model, so the research hypothesis is confirmed.

Key Words: Imperialist competiton Algorithm, Product competition market, Artificial Neural Network, Beneish Model, Information environment.
JEL Clasification: D53, G17,G3,C45,C61

References (in Persian)

[1] 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]

[2] Atashpaz-Gargari, E. (2008). Development of Social Optimization Algorithm and Its Efficiency. M.Sc. Thesis, Faculty of Electrical and Computer Engineering, University of Tehran [in Persian]

[3] Bahri Sales, J., Pak Maram, A., & Qaderi, G. (2018). Explanation of the Relationship

Between Product Market Competition and Corporate Earnings Management (Evidence from discretionary Accruals items). *Quarterly journal of Management Accounting*, 11 (*38*), 15-26 [(in Persian]

[4] Barzegar, G., Taleb Tabar Ahangar, M., & Esabat Tabari, E. (2014). Investigating of the Relationship Between Product Market Competition and Earnings Management (Case Study: Companies Listed in Tehran Stock Exchange). *Quarterly Journal of Financial Accounting Research*, 6 (*4*), 88-73 [(in Persian]

[5] Ghaderi, E., Amini, P., Mohammadi Mlqrny, A. (2020). Application of Artificial Neural Network Hybrid Models with Metaheuristic Algorithms (PSO, ICA) in Earnings Management Forecast. *Empirical Research in Accounting*, 10(2), 213-248 [in Persian]

[6] Heidarzadeh Hanzaei, A., & Barati, L. (2019). Information Environment and Earnings Management in Companies to Dual holdings. *Journal of Investment Knowledge*, 8(29), 315-332. [in Persian]

[7] Kordestani, G., & Tatli, R. (2014). Identification the Efficient and Opportunistic Earnings Management Approaches in the Earnings Quality Levels. *Accounting and Auditing Review*, 21(3), 293–312 [in Persian]

[8] Mashayekhi, B., Beyrami, H., Beyrami, H., & Akhlaqi, S. (2012). Discovering Profit Management Using Neural Networks. *Financial Engineering and Securities Management*, 3 (11), 63-79. [in Persian]

[9] Moradi, M. (2015). Designing Earnings Quality Model in Tehran Stock Exchange (TSE) with Emphasizing on the Role of Accruals. *Journal of Accounting and Auditing Research*, 25, 76-99. [in Persian]

[10] Noravesh, I., Sepasi, S., & Nikbakht, M. R. (2005). Study of Earnings Management in Listed Companies in the Stock Tehran. *Shiraz University Journal of Humanities and Social Sciences*, 22 (2), 165-177. [in Persian]

[11] Pourali, M.R., & Koucheki 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, Chalous. [in Persian]

[12] Rostami, W., Ghorbani, B., & Tadrisi, M. (2015). *The Impact of Product Market Competition on Real Profit Management of Companies Listed in Tehran Stock Exchange (TSE).* First International Conference on Management and Accounting with Value Creation Approach, Islamic Azad University of Fars, Shiraz. [in Persian]

[13] Salehi, M., & Farokhi Pile Rood, L. (2018). Predicting of Earnings Management Using Neural Network and Decision tree. *Quarterly Journal of Financial Accounting and Auditing Research*, 10 (37), 1-24. [In Persian]

[14] Salehi, M., & Garshasbi, F. (2019). Tehran Stock Exchange Index Forecasting Using Approach Adaptive Neural-Fuzzy Inference System and Imperialist Competitive Algorithm. *IT Management Studies*, 8(29), 5-34. [in Persian]

[15] Setayesh, M., Mohammadian, M., & Mehtari, Z. (2015). Extended Abstract Investigation of Interactive Effect Accounting Information Quality and Information Asymmetry on Inefficient Investment Tehran Stock Exchange (TSE). *Journal of accounting advances*, 7(1), 73-102. [in Persian]

[16] Sheikh, M. J., Najjari, M., Roozbakhsh, N., & Anvari Glojeh, A. (2013). *Predicting Earnings Management Using Artificial Neural Networks A Case Study on the Iranian Stock Exchange.* The First International Conference on Political Epic (with an Approach to Middle East developments) and Economic Epic (with an Approach to

Management and Accounting), Roodehen. [in Persian]
[17] Sheri Anagiz, S., Rahimiyan, N., Salehi Sedghiyani, J., & Khorasani, A. (2017). Investigating and Adjusting the Accuracy of the Results of Beneish and Modified Beneish Models Based on Iran's Economic Environment in Discovering and Disclosure of Fraudulent Financial Reporting. *Quarterly Journal of Financial Management Outlook*, 7 (*18*), 105-123. [in Persian]

References (in English)

[1] Aymen, A., & Aymen, H. (2017). Examining the Relationship Between Earning Management and Market Liquidity. Research in International Business and Finance, 42, 1164-1172.
[2] Beneish, M. D. (1999). The Detection of Earnings Manipulation. Financial Analysts Journal, 55 (5), 24-36.
[3] Cormier, D., Sylvain, H., & Marie, L. (2013). The Incidence of Earnings Management on Information Asymmetry in a Certain Environment: Some Canadian Evidence. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 22, 26– 38
[4] Dhaliwal, D., Huang, S., Khurana, I. K., & Pereira, R. (2014). Product Market Competition and Accounting Conservatism. Review of Accounting Studies, 19, 1309-1345.
[5] Laksmana, I., & Yang, Y. W. (2014). Product Market Competition and Earnings Management: Evidence from Discretionary Accruals and Real Activity Manipulation. Advances in Accounting, 30(2), 263-275.
[6] Li, T., & Zaiats, N. (2017). Information Environment and Earnings Management of Dual Class Firms Around the World. Journal of Banking & Finance, 74, 1-23.
[7] Ramírez Orellana, A., Martínez Romero, M. J., & Mariño Garrido, T. (2017). Measuring Fraud and Earnings Management by a Case of Study: Evidence From an International Family Business. European Journal of Family Business, 7, 41-53.
[8] Rotemberg, J., & Scharfstein, D. (1990). Shareholder Value Maximization and Produc Market Competition. Review of Financial Studies, 3(3), 367–391.
[9] Tarjoa, N. H. (2015). Application of Beneish m-score Models and Data Mining to Detect Financial Fraud. Social and Behavioral Sciences, 211, 924 – 930.

The Impact of Adverse Selection and Moral Hazard on Non-performing Loans of Iran's Banking System

Mohsen Pourebadollahan Covich [1]
Associate Professor of Economics, University of Tabriz
Elham Nobahar[2]
Assistant Professor of Economics, University of Tabriz
Parisa Rahimi[3]
Ph.D. Candidate of Economics, University of Tabriz

Received 2020/07/19 Accepted 2021/01/12

Extended Abstract:

1- INTRODUCTION

Playing the positive role of banks in the economic development of the country requires the health of the banking system. one of the most important criteria for measuring the health of the banking system is the ratio of non-performing loans to total loans. The higher value of this ratio can disrupt the role of banks as intermediaries. Non- Performing Loans (NPLs) are affected by various factors, including adverse selection and moral hazard.

High-risk customers are often willing to receive loans at higher interest rates, and banks due to lack of information about the level of risk-taking of those customers and in order to earn higher interest income, exposed at adverse selection risk by lending to high-risk customers. As a result, non-performing loans will increase.

Moral hazard occurs when bank managers ensure about the possibility of risk transfer of their activity to depositors or shareholders of the bank, so they usually take more risk and lend without proper checking credit of customers. In the other words bank managers do not the required care of choosing customers because they do not endure the consequences of additional risk. Thus, the likelihood of lending to high-risk customers increases, and consequently non-performing loans increase.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

In this study we use the ratio of interest income to total loans to show the risk of adverse selection. Because as interest rates rise, the bank's interest income increases, but since high interest rate loans are usually chosen by high-risk individuals, the risk

1- Mohsen_p54@hotmail.com
2- Enobahar@gmail.com
3- Rahimi.p85@gmail.com

of adverse selection increases, and since high-risk individuals are more likely to not to be able to repay, so non-performing loans will increase.

In order to show the moral hazard risk between bank managers with depositors and shareholders of the bank, we use the indicators of liquidity ratio and capital adequacy of the bank, respectively. Regarding the reason for this, high liquidity ratio reduces liquidity risk and increases the ability of bank managers to provide more loans, since depositors do not have the necessary tools to monitor the behavior of managers and managers can transfer the risk of lending to them, so this leads to moral hazard risk.

3- METHODOLOGY

The model of the present study, which is taken from the study of Shahidul Islam & Nishiyama (2019), is presented as follows:

$$NPL_{it} = \alpha + \delta NPL_{i,t-1} + \beta IL_{it} + \varphi LR_{it} + \gamma ER_{it} + \boldsymbol{\omega X_{it}} + \varepsilon_{it}$$

Where i and t indices represent the bank and the time period (year), respectively, and the model variables are introduced as follows:

NPL: Ratio of non-performing loans to total loans.

IL: Ratio of interest income to total loans (adverse selection risk index)

LR: Ratio of cash assets to total deposits (moral hazard risk index between managers and depositors)

ER: Ratio of equity to total assets (moral hazard risk index between managers and shareholders)

X: A vector of other control variables include banking level variables such as return on assets ratio and cost to income ratio, variables within banks such as the concentration ratio index of the three largest banks and macroeconomic variables such as inflation and economic growth.

D: It is a dummy variable that if the bank has ordered facilities, its value is one and otherwise it is zero.

The above model is estimated using data of 19 public and private banks during the period 2008-2015, by system generalized method of moments (system GMM) offered by Arellano & Bover (1995) and Blundell & Bond (1998).

Based on the Arlano-Bond test, the null hypothesis that there is no second-order autocorrelation of disturbances cannot be rejected. Also, based on Hansen test and Hansen difference test, the null hypothesis that there is no correlation between instrumental variables and residual variables is not rejected. Therefore, instrumental variables used in the models are valid. Then, based on the result of the Wald test, the null hypothesis that all coefficients are zero is rejected, and as a result, the validity of the estimated coefficients is confirmed. Based on the above, the results of the estimated coefficients are statistically confirmed and interpretable.

4- RESULTS & DISCUSSION

The results show that during the studied period, the ratio of interest income to total loans has a positive and significant effect on the ratio of non-performing loans to total loans. The increase in the above variable, which indicates an increase in the risk of adverse selection in the Iran's banking system, shows that when lending rates of the bank increase, borrowers with higher risk were more willing to receive loans. Given that the main source of income for banks is their interest income, it is recommended that banks choose their customers with more information to avoid wasting their capital and income. Banks can also be encouraged not to participate in higher risk projects.

Also, according to the results, capital adequacy ratio has a negative and significant effect on the ratio of non-performing loans to total loans.of the studied banks. Therefore, it can be concluded that moral hazard risk between bank managers and shareholders is effective on non-performing loans of the Iran's banking system. It is while that, no evidence of the effect of moral hazard between bank managers and depositors on NPLs is observed. Hence it is recommended that the ratio of capital adequacy be increased by more investment of banks shareholders.

Keywords: Adverse Selection Risk, Moral Hazard Risk, Non-Performing Loans, Banking System, System GMM, Iran
JEL Classification: G21, C23, H81, E44

References

[1] Abrishami, H., Mehrara, M. and Tamadonnejad, A. (2009). Investigating the Relationship between Foreign Trade and Economic Growth in Developing Countries: Generalized Method of Moments. Journal of Knowledge and Development. 16(26), 44-62. (in Persian)
[2] Abrishami, H., Tohidinia, A. and Heshmati Molaei, A. (2017). Ethical Risk in Interest-free Banking Operations. Quarterly Journal of Environmental Risk Management. 7(1), 47-60. (in Persian)
[3] Aghaei, M. and Rezagholizadeh, M. (2016). Investigatian of the Factors Affecting the volume of NPL of Selected Branches of Sepah Bank. Quarterly Journal of Islamic Financial Studies and Banking. 3(2), 95-111. (in Persian)
[4] Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58(2), 277-279.
[5] Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. Journal of Econometrics, 68(1), 29-51.
[6] Atoi, N. V. (2018). Non-performing Loan and its Eects on Banking Stability: Evidence From National and International Licensed Banks in Nigeria. CBN Journal of Applied Statistics, 9(2), 43-74.
[7] Banerji, S. F. and Basu, P. (2015). Borrower's Moral Hazard, Risk Premium, and Welfare: A Comparison of Universal and Stand-alone Banking Systems. The Journal of Economic Asymmetries, 12(1), 61-72.
[8] Berk, I., Kasman, A. and Kilinc, D. (2018). Towards a Common Renewable Future: The System-GMM Approach to Assess the Convergence in Renewable Energy Consumption of EU Countries. The Journal of Energy Economics. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2018.02.013
[9] Chaibi, H. and Ftiti, Z. (2015). Credit risk Determinants: Evidence From a Cross-country Study. The Journal of Research in International Business and Finance, 33(2), 1-16.
[10] Duran, M. A. and Vivas, A. L. (2013). Off-Balance-sheet Activity Under Adverse Selection: The European Experience. Journal of Economic Behavior and Organization, 85(1), 176–190.

[11] Engle, R., Moshirian, F., Sahgal, S., and Zhang, B. (2014). Banks Non-interest Income and Global Financial Stability. The Centre for International Finance and Regulation (CIFR). WORKING PAPER.
[12] Farhang, A., Asnaashari, A., Abolhassani, A., Ranjbar, F and, Biabani, M. (2016). Non-profit Income, Risk and Profitability in the Banking Industry. Economic Modeling Quarterly Journal. 10(35). 47-70. (in Persian)
[13] Hakimipour, N., (2018). Assessing How Banking Factors Affect Non-Performing Loans of Iranian 9 Banks (GMM Dynamic Panel Model Approach). Quarterly Journal of Financial Economics. 12(42). 99-120. (in Persian)
[14] Heydari, H., Zavarian, Z. and Nourbakhsh, I. (2010). Investigatian the Effect of Macroeconomic Indicators on Non-Performing Loans. Journal of Money and Economics. 9(4). 20-49. (in Persian)
[15] Hsiao, C. (1986). Analysis of Panel Data. Cambridge University Press.
[16] Louzis, D. P., Vouldis, A. T., and Metaxas, V. L. (2012). Macroeconomic and Bank-Specific Determinants of Non-Performing Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business and Consumer Loan Portfolios. Journal of Banking and Finance. 36(4), 1012-1027.
[17] Nazarpour, M. and Olad, M. (2017). Moral Hazard and Adverse Selection and How to Manage Them in Specialized Banks and the Proposal of the Islamic Consultative Assembly. Journal of Religion and Law. 4(15), 9-42. (in Persian)
[18] Mehrara, M. and Ali Rezaei, A. (2010). Quality of Institutions and Effects of Trade Liberalization in Selected Developing Countries. Quarterly Journal of Business Research. 8(14), 1-32. (in Persian)
[19] Merkl C. and Stolz, S. (2009). Banks' Regulatory Buffers, Liquidity Networks and Monetary Policy Transmission. Applied Economics, 41(16), 2013-2024.
[20] Nguyen, T. C., VO, D. V., and Nguyen, V. C. (2015). Risk and Income Diversification in the Vietnamese Banking System. Journal of Applied Finance and Banking, 5(1), 99-115.
[21] Rodoni, A. and Yaman, D. (2018). Asymmetric Information and Non-Performing Financing: Study in the Indonesian Islamic Banking Industry. AlIqtishad Journal of Islamic Economics, 10(1), 416-430.
[22] Salas, V. and Saurina, J. (2002). Credit Risk in two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks. Journal of Financial Services Research, 22(3). pp. 203-224.
[23] Sarlak, A. and Johari, F. (2016). The Analysis of the Existence of the Hypothesis of Adverse Selection on the Relationship Between Off-Balance-Sheet Items and the Bank's Risk. Advances in Mathematical Finance and Applications, 1(1), 85-94.
[24] Shahchera, M., Arbabian, S., and Shadrokh, M. (2013). Identification of Moral Hazard in the Banking System of Iran. Journal of Money and Economy, 8(3), 63-87.
[25] Shahidul Islam, Md. And Nishiyama, I. SH. (2019). Non-Performing Loans of Commercial Banks in South Asian Countries: Adverse Selection and Moral Hazard Issues. Asian Economic and Financial Review, 9(9), 1091-1106.

[26] Stiglitz, J. E. and Weiss, A. (1981). Credit Rationing in Markets With Imperfect Information. The American Economic Review, 71(3), 393-410.

[27] Toghyani, M., Samadi, S. and Sadeghi, Z. (2015). Analyzing the Issue of Asymmetric Information in Interest-Free Banking Partnership Agreements and its Solutions. Islamic Economics Knowledge Quarterly. 6(1), 5-34. (in Persian)

[28] Uchida, H., I. Uesugi and H. Iwaki. (2017). Adverse Selection Versus Moral Hazard in Financial Contracting: Evidence From Collateralized and Non-Collateralized Loans. Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI). WORKING PAPER.

[29] Yavari, K and Ashrafzadeh, S. (2005). Economic Integration of Developing Countries, Application of Gravity Model With Integrated Data by GMM Method and Convergence. Quarterly Journal of Business Research. 3(36). 1-28. (in Persian)

[30] Zanganeh, I. and Nahtani, N. (2017). The Role of Asymmetric Information in Banks' Financial Decisions and the Risk of Improper Selection. 10th International Conference on Economics and Management. Islamic Azad University, Rasht Branch

Short-term and Long-run Effects of Income Inequality on Banking Crisis in Iran; ARDL Approach

Mohammad Sharif Karimi[1]
Assistant Professor of Economics, Razi University
Maryam Heidarian[2]
Ph.D. in Public Sector Economics, Razi University
Masoud Cheshmaghil[3]
Ph.D. student in Economics, Sistan and Baluchestan University

Received 2021/01/12 Accepted 2020/07/19

Extended abstract

1- INTRODUCTION

Banks in Iran, like other developing countries, have a more sensitive role in financing due to the limited activities of other financial institutions. Therefore, the occurrence of a crisis in this sector can jeopardize financial stability. One of the most important signs of a banking crisis is the sudden influx of depositors into banks to withdraw their deposits. Due to government support, the Iranian banking sector has never faced a sudden demand from depositors. However, under the influence of state ownership, the country's banks increased the volume of their loans from the mid-2001s, which led to a high volume of overdue debts, and the Iranian banking system, from the first quarter of 2005 to the second quarter of 2009, is constantly facing crisis.

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Given that along with the money market as a tool for financing firms, the currency market is also active, so in a situation where due to high fluctuations in the recent market is an unsafe situation and full of uncertainty in the business environment. It happens that the credit risk of firms increases, and in these circumstances, firms that use credit and bank facilities as a source of financing for the development of production units may have difficulty in repaying these facilities and in As a result, due to the inability of firms to fulfill their obligations, the balance between assets and liabilities of banks is upset and the banking crisis is prepared**.**

3- METHODOLOGY

To investigate the relationship between income inequality and the banking crisis in Iran during the period 1980-2019, the following model, inspired by Ray and Kim's study, has

1- s.karimi@razi.ac.ir
2 - m.heidarian@razi.ac.ir
3 - masoudcheshmaghil@gmail.com

been used. In this logarithm model, the ratio of domestic credit to adjusted GDP (real domestic credit) is considered as a dependent variable. The famous Gini index has also been used to show the degree of inequality. Explanatory variables of the model, in addition to the Gini index, include the logarithm of GDP, the logarithm of the volume of liquidity, the logarithm of real gross capital, the logarithm of the ratio of public debt to GDP, the logarithm of the real exchange rate and the output gap. In this study, to investigate the relationship between variables in the Iranian economy, the self-return model with wide interruption and boundary tests have been used.

4- RESULTS & DISCUSSION

The existence of a short-run relationship between the independent variables of GDP, real exchange rate and output gap with the dependent variable of the ratio of domestic credit to GDP is confirmed. In other words, in the short run, with increase in GDP and the output gap of its potential, the amount of domestic credit to production will increase, leading to a banking crisis**.**

In the long run, there is a relationship between all the independent variables of the model and the dependent variable. The results of the relationship between the Gini coefficient and the banking crisis index also show a positive and significant relationship that due to increasing income inequalities and people's demand for facilities, the volume of loans granted increases and debts can be expected to increase, so this issue it will lead to the escalation of the banking crisis in the country**.**

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The results of the model estimate in the short run indicate that there is no significant relationship between income inequality and the banking crisis, but in the long run this relationship has shown a positive effect, so that with a one percent increase in the Gini coefficient, 1.39 percent increase in the ratio of domestic credit to production has led to a banking crisis.

Regarding other variables, it can be said that with increase of production, investment, production gap, banking crisis has intensified, but with increase of exchange rate and liquidity, this effect will have a decreasing trend.

Key Words: Income Inequality, Banking Crisis, Auto Regression Model with Border Distribution Intervals, Iran

JEL Classification: I32 ،G21 ،D31 ،C22

References (in Persian)

[1] Assari Arani, A. Agheli, L & Shafiei, S. (2014). "*The Impact of Monetary Policies on Income Distribution in Iran*". Quarterly Journal of Quantitative Economics. 2014. Vol. 6, Issue 22, pp: 105-128. (In Persian).

[2] Central Bank of the Islamic Republic of Iran. (www.cbi.ir). (In Persian)

[3] Derakhshan, M. (2008). "The Nature and Causes of Financial Crisis in 2008 and its Impact on Iranian Economy". Center for Strategic Research, Thehran, 2008. (In Persian).

[4] Ebrahimi, M. & Ale Morad, M. (2008). "Development of Financial Markets and Income Inequality in Iran". Jounnal of Monetary and Banking Reasearch, 2008, vol.2, Issue 6, pp: 109-131. (In Persian)

[5] Mehregan, N., Abbasian, E., Ardalan, B., 2014. "*Multiple Analysis of Income Inequality in Iran with an Approach to the Generalized Gini Coefficient*". Quarterly Journal of Economic Development Policy, Al-Zahra University, 2 (2). (In Persian).
[6] Moshiri, S., and Nadali, M. (2013). "*Identifying the Effective Factors in the Banking Crisis in the Iranian economy*", Quarterly Journal of Economic Research (Islamic-Iranian approach), 13 (48), 27-1. (In Persian).
[7] Prvin, S. & Taherifard, E., (2008). "The Effects of Monetary Policy on Poverty and Distribution (the Case of Iran)". Quarterly Journal of Economic Research, Research Institute of Economics. 2008, Issue 4(8) , pp: 95-128. (In Persian).
[8] Shajari, P., Mohebikhah, B., (2010). "*Prediction of Banking Crises and Balances Using the KLR Marking Method (Case Study: Iran)*". Money and Economics Quarterly, 4, 152-115. (In Persian).
[9] Shakeri, A., Maliki, A. (2009). "*Evolution in the Idea of Income Distribution in the Twentieth Century*". Economic Research Journal. 9 (4), 88-57. (In Persian).
[10] World Bank, World Development Indicators. (2018). (www.worldbank.org).
[11] Zarei, Z & Komijani, A. (2015). "Identification and Prediction of Banking Crisis in Iran". Quarterly Journal of Economical Modeling, 2015, vol. 9, pp: 1-23. (In Persian).

References (in English)

[1] Babecký, J.; Havránek, T.; Matějů, J.; Rusnák, M.; Šmídková, K. & Vašíček, B. (2012). "*Leading Indicators of Crisis Incidence: Evidence from Developed Countries*". Journal of International Money and Finance, Issue 35, pp: 1-19.

[2] Bannerjee, A.; Dolado, J. J.; Galbraith, J. W. & Hendry, D. F. (1993). "*Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*". Oxford: Oxford University Press.

[3] Bardsen, G. (1989). "*Estimation of Long -Run Coefficients in Error Correction Models*". Oxford Bulletin of Economics and Statistics, No. 51, pp: 345– 350.

[4] Barrell, R.; Davis, E.; Karim, D. & Liadze, I. (2010). "*Bank Regulation, Property Prices and Early Warning Systems for Banking Crises in OECD countries*". Journal of Banking & Finance, 2010, vol. 34, issue 9, PP: 2255-2264.

[5] Bellettini, G. & Delbono, F. (2013). "*Persistence of High Income Inequality and Banking Crises: 1980-2010*". Fiscal Policy, Macroeconomics and Growth. CESIFO WORKING PAPER, NO. 4293

[6] Bellettini, G.; Delbono, F.; Karlström, P. & Pastorello, S. (2019). "*Income Inequality and Banking Crises: Testing the level hypothesis directly"*. Journal of macroeconomics, Vol. 62.

[7] Bernanke, B.S. (1983). "*Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression*", American Economic Review, vol.73, pp: 257–76.

[8] Bordo, M.D. & Meissner, C.M., (2012). "*Does Inequality Lead to a Financial Crisis?*". Journal of Money Finance, Vol. 31, 2147–2161.

[9] Borio, C.; Furfine, C. & Lowe, P. (2001). "*Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy options"*. BIS papers, Vol 1, pp: 1-57.

[10] Calomiris, C. & Mason, J.R. (1997). "*Contagion and Bank Failures During the Great Depression: the Chicago 1932 bank panic*". American Economic Review, Vol.87,

Issue 5, pp: 63_883.

[11] Caprio, G. & Martinez-Peria, M. S. (2000). "*Avoiding Disaster: Policies to Reduce the Risk of Banking Crises"*. Discussion Paper, Cairo, Egypt: Egyptian Center for Economic Studies.

[12] Caprio, G. & Summers, L. (1993). "*Finance and its Reform: Beyond Laissez-Faire"*. World Bank Policy Research Working Paper, 1171.

[13] Choong, C. K.; Law, S. H.; Yusop, Z. & Choo, S. S. (2005). "*Export-led Growth Hypothesis in Malaysia: A Revisit*". The ICFAI Journal of Monetary Economics4, No. 3, pp: 26–42.

[14] Davis, E. P. & Karim, D. (2008). "*Comparing Early Warning Systems for Banking Crises*". Journal of Financial stability, Issue 4(2), pp: 89-120.

[15] Davis, E.P. & Zhu, H. (2004). "*Bank Lending and Commercial Property Prices, Some Cross Country Evidence"*. BIS Working Paper. No. 150.

[16] Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (1997). "*The Determinants of Banking Crises: Evidence from Developing and Developed Countries"*. IMF Working Paper, vol.106.

[17] Demirgüç-Kunt, A. & Detragiache, E. (2005). "*Cross-Country Empirical Studies of Systemic Bank Distress: A Survey"*. IMF Working, Paper, 96.

[18] Diamond, D. W. & Dybvig, P. H. (1983). "*Bank Runs, Deposit Insurance, and Liquidity*". The journal of political economy, pp: 401-419.

[19] Domac, I & Martinez, Peria, M.S. (2003). "*Banking Crises and Exchange Rate Regimes: Is There a Link?* " .Journal of International Economics, Issue 61, pp 41-72.

[20] Goldstein, M. & Turner, P. (1996). "*Banking Crises in Emerging Economies: Origins and Policy Options"*. BIS Economic Papers, No. 46.

[21] Haubrich, J.G. (1990). "*Nonmonetary Effects of Financial Crises: Lessons From the Great Depression*". Journal of Monetary Economics, Vol.25, Issue 2, pp: 52_223.

[22] Herring, R. J. & Wachter, S. M. (1998). "*Real Estate Cycles and Banking Crises*", An International Perspective (No. 298). Wharton School Samuel Zell and Robert Lurie Real Estate Center, University of Pennsylvania.

[23] Kaminsky, G. & Reinhart, C.M. (1999), "*The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance of Payments Problems*". American Economic Review, 89.

[24] La Porta, R.; Lopez-de-Silanes, F. & Shleifer, A. (2002). "*Government Ownership of Banks*". Journal of Finance, Isuue 57, pp: 265–30.

[25] Laeven, L. & Valencia, F. (2008). "*Systemic Banking Crises: A New Database*". IMF Working Paper, No. 224.

[26] Marashdeh, H. (2005). "*Stock Market Integration in the MENA Region: An Application of the ARDL Boundsss Testing Approach*". University of Wollongong Australia, Economics working Paper, pp: 5-27.

[27] Marchionne, F & Parekh, S. (2015). "*Growth, Debt and Inequality*". Economic

Issues, Vol. 20, Part 2.

[28] Mishkin, F. S. (2001). "*The Economics of Money , Banking And Financial Markets*". 6 th Edition , Boston : Addison Wesley.

[29] Pahlavani, M.; Wilson, E & Worthington, A. C. (2005). "*Trade-GDP Nexus in Iran: An Application of the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Model*". Faculty of Commerce Papers, University of Wollongong.

[30] Pascal, P. (2017). "*Historical Patterns of Inequality and Productivity around Financial Crises".* Working Paper Series 2017-23, Federal Reserve Bank of San Francisco, revised 25 Sep 2017.

[31] Perez-Campanero, J. & Leone, A. M. (1991). "*Liberalization and financial crisis in Uruguay, 1974-87".* Banking crises: Cases and issues, pp: 276-375.

[32] Perugini, C.; Hölscher, J. & Collie, S. (2015). "*Inequality, Credit and Financial Crises*". Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31

[33] Pesaran, M. H. & Shin, Y. (1999). "*An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis*". Chapter 11, Cambridge University, Cambridge.

[34] Pesaran, M. H. & Resaran, B. (1997). Microfit 4.0, Oxford University Press.

[35] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. (2001). "*Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*". Journal of Applied Econometrics, No.16, pp: 289-326.

[36] Rajan, R.G. (2010). "*Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*". Princeton University Press, Princeton.

[37] Rhee, D. & Kim, H. (2018). "*Does Income Inequality Lead to Banking Crises in Developing Countries? Empirical evidence from cross-country panel data*". Economic Systems, Issue 42, pp: 206-218.

[38] Santos, J. A. (2001). "*Bank Capital Regulation in Contemporary Banking Theory: A Review of the Literature*". Financial Markets, Institutions & Instruments, Issue 10(2), pp: 41-84.

[39] Shrestha, M. B. & Chowdhury, K. (2005). "*ARDL Modelling Approach to Testing the Financial Liberalization Hypothesis*". Economics Working Paper, Australia: University of Wollongong, pp: 5- 15.

[40] Statistics Center of Iran, Statistical Yearbook of the country, (2015).

[41] Stiglitz, J. E. (2012). "*The Price of Inequality: How today's Divided Society Endangers Our Future"*. W.W Norton & Co, New York.

[42] Stockhammer, E. (2015). "*Rising Inequality as a Cause of the Present Crisis"*. Cambridge Journal of Economics, Issue 39(1), pp: 1-31.

[43] Tang, T. C. (2003). "*Japanese Aggregate Import Demand Function: Reassessment from 'Bound' Testing Approach*". Japan and the World Economy, No. 4(15), PP: 419–436.

[44] Von Hagen, J & Tai-kuang, H. (2004). "*Money Market Pressure and the Determinants of Banking Crises*". Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 39, Isuue 5.

The Effect of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Iran

Majid Dashtban Farouji[1]
Assistant Professor in Economics, University of Bojnord
Abdollah Khoshnoodi[2]
Assistant Professor in Economics, University of Bojnord
Azim Nazari[3]
Assistant Professor in Economics, University of Bojnord

Received 2020/09/30 Accepted 2021/01/12

Extended abstract

1- Introduction

The relationship between the banking and the real sector of the economy has long been considered by economists. The banking sector as the main gateway to monetary policy and the real sector of the economy as the main gateway to the fiscal policy has a significant impact on the country's economic balance. The more coordination between the two sectors, the higher the economic growth. Given the relationship between the performance of monetary policy and the macro variables of the real sector of the economy, any uncertainty in the performance of monetary policy can have adverse effects on the real sector of the economy. One of the factors that monetary policy uncertainty can affect is insurance premiums. Since premium rates are usually based on projected investment income and expected losses (which are themselves exposed to business cycles), it is reasonable to expect a significant correlation between insurance premiums and macroeconomics. Therefore, this paper examines the effect of monetary policy uncertainty on insurance premiums in Iran.

2- Theoretical Framework

Economic theories do not clearly show the effects of monetary policy uncertainty on insurance premiums. Therefore, this is essentially an empirical problem. In general, many economic studies agree that economic policy uncertainty plays an important role in shaping real economic activities such as business cycles, inflation, investment, employment, and economic growth (Bloom (2019); Julio & Yook (2012); Jones & Olson (2013); Kang et al. (2014); Wang et al. (2014); Gulen & Ion

1- m.dashtban@ub.ac.ir
2 - akhoshnoodi@ub.ac.ir
3 - a.nazari@ub.ac.ir

(2016); Bloom et al. (2018)). For example, Baker et al. (2016) by constructing an index to measure economic policy uncertainty, found that this index harms investment, production, and employment in the United States. The key point that can be made here is that the uncertainty of economic policy has a real effect on the behavior of buying insurance if it has a significant effect on these economic activities. From the perspective of risk aversion behavior, political uncertainty is one of the basic components of insurance premiums to reduce risk. Park et al. (2002) believe that people's risk and uncertainty depend primarily on their understanding of their socio-political environment. Beck & Webb (2013) also believe that political instability may hinder the development of the insurance market, as this affects the economic horizons of potential buyers and suppliers of life insurance products.

3- Methodology

Following Balcilar et al. (2018) we have presented an empirical model to test the asymmetric effects of monetary policy uncertainty on per capita insurance premiums in Iran using the Non-Linear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model for 1971-2018. To measure the uncertainty of monetary policy, there are various indicators such as standard deviation of the moving average, deviation from the trend, and autoregressive conditional heteroskedasticity. Also, studies show that there is no theoretical basis for the preference of one indicator to measure real money supply fluctuations (as a measure of monetary policy uncertainty) over another. Therefore in this study, the monetary policy uncertainty was extracted using the EGARCH model and divided into positive and negative changes.

4- Results & Discussion

The results of the estimation of long-term coefficients for positive and negative changes in monetary policy uncertainty on per capita insurance premiums showed that both long-term coefficients are asymmetric, negative, and significant. Also, there is a positive and significant relationship between per capita income and total per capita insurance premiums in the long run. In the short term, there is no significant relationship between positive uncertainty changes and per capita insurance premiums in Iran, but with a time lag, this relationship is positive. At the same time, there is a negative and significant relationship between negative uncertainty changes and per capita insurance premiums, but with a time lag, this relationship is not significant.

5- Conclusions & Suggestions

The negative impact of uncertainty on insurance premiums suggests that in times of high economic uncertainty, people seek to reduce costs and maintain the value of their assets in the housing, foreign exchange, and gold markets, so their demand for Insurance is reduced. In conditions of economic stability, due to the uncertainty of the life expectancy of the head of the household and as a result of the uncertainty of income, the demand for insurance has increased, which increases the per capita insurance premium. Therefore, given the negative impact of monetary policy uncertainty on insurance premiums, the central bank's relationship with the financial markets must be well managed. The use of communication strategies can become a central bank policy tool in monetary policy. Proper management of these communication strategies can improve the effectiveness of the financial sector by reducing uncertainty in monetary policy. In other words, policymakers must

consider the effects of these decisions on financial markets when formulating monetary policy at the macro level.

Key Words: Monetary Policy Uncertainty, Per Capita Insurance Premiums, Non-Linear Autoregressive Distributed Lag Model.
JEL Classification: C32, G22, O16

References (in Persian)

[1] Azizi, F., (2007). The Relationship Between Macro Economic Variables and the Demand for Life Insurance (Case Study of Iran 1369-1383). *Management Research in Iran*, Volume 10, Issue 4, pp. 135-149.
[2] Lotfi, A. (2017). Investigate the Effect of Macroeconomic Variables on Individuals Request of Insurance. *Financial Monetary Economics.* Volume 23, No. 12, pp. 235-268.
[3] Mohagheghzadeh, F., Shirinbakhsh, Sh., Najafizadeh, A. & Daghighi asl, A. (2017). The sensitivity of Economic Growth to Life and Non-life Insurances. *Quarterly Journal of Applied Economics Studies in Iran*, Volume 6, No. 23, pp. 205-230.
[4] Salahmanesh, A., Akbarifard, H. & Alaie, R. (2016). Relationship between the Insurance Market Activity, Banking Sector and Economic Growth (Study in Iranian Economy). *Quarterly Journal of Economic Strategy*, Volume 5, No. 16, pp. 77-105. (In Persian).
[5] Yavari, K., Sahabi, B., Agheli, L. & Shafiei, S. (2017). Uncertainty in Monetary Policy and its Economic Impacts: A Combination of VAR and GARCH. *Quarterly Journal of Quantitative Economics*, Volume 13, No. 48, pp. 60-96.

References (in English)

[1] Arouri, M., Estay, C., Rault, C. & Roubaud, D. (2016). Economic Policy Uncertainty and Stock Markets: Long-run Evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18, 136-141.
[2] Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1593-1636.
[3] Balcilar, M., Gupta, R., Lee, C. C. & Olasehinde-Williams, G. (2017). Economic Policy Uncertainty and Insurance. Working Papers 201776, University of Pretoria, Department of Economics.
[4] Balcilar, M., Olasehinde-Williams, G., & Shahbaz, M. (2018). Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impact of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Japan. Working Papers 15-39, Eastern Mediterranean University, Department of Economics.
[5] Beck, T. & Webb, I. (2003). Economic, Demographic, and Institutional Determinants of Life Insurance Consumption Across Countries. *The World Bank Economic Review*, 17(1), 51-88.
[6] Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, 77(3):623–685.
[7] Caldara, D., Fuentes-Albero, C., Gilchrist, S. & Zakrajšek, E. (2016). The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks. *European Economic Review*, 88, 185-207.
[8] Chen, R., Wong, K. A. & Lee H. C. (1999). Underwriting Cycles in Asian, *Journal of*

Risk and Insurance, 66(1): 29-47.
[9] Chen, J., Jiang, F. & Tong, G. (2016). Economic Policy Uncertainty in China and Stock Market Expected Returns. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.
[10] Cummins, J. D., & Nye, D. J. (1980). The Stochastic Characteristics of Property Liability Insurance Company Underwriting Profits. *Journal of Risk and Insurance*, 47(1): 61-77.
[11] Enz, R. (2000). The S-curve Relation Between Per-capita Income and Insurance Penetration. *Geneva Papers on Risk and Insurance*, 25(3):396–406.
[12] Feyen E, Lester R., & Rocha R. (2011). What Drives the Development of the Insurance Sector? An Empirical Analysis Based on a Panel of Developed and Developing Countries. *World Bank Working Paper 5572*.
[13] Fung, H. G., Lai, G. C., Patterson, G. A., & R. C. Witt. (1998). Underwriting Cycles in Property and Liability Insurance: An Empirical Analysis of Industry and by Line. *Journal of Risk and Insurance*, 65(4): 539-562.
[14] Gulen, H., & Ion, M. (2016) Policy Uncertainty and Corporate Investment. *Review of Financial Studies*, Oxford University Press, 29(3):523–564.
[15] Guo, F., Fung, HG., & Huang, YS. (2009). The Dynamic Impact of Macro Shocks on Insurance Premiums. *Journal of Financial Services Research*, 35(3), 225–244.
[16] Gupta, R., Lahiani, A., Lee, C. C., & Lee, C. C. (2016). Asymmetric Dynamics of Insurance Premium: The Impacts of Output and Economic Policy Uncertainty. *Empirical Economics*, 57(6), 1959-1978.
[17] Jawadi, F., Bruneau, C. and Sghaier, N. (2009). Nonlinear Cointegration Relationships between Non- Life Insurance Premiums and Financial Markets. *Journal of Risk and Insurance*, 76(3), 753-783.
[18] Jones, PM., & Olson, E. (2013). The Time-varying Correlation Between Uncertainty, Output, and Inflation: Evidence from a DCC-GARCH Model. *Economics Letters*, 118(1), 33-37.
[19] Julio B. & Yook, Y. (2012). Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles. *The Journal of Finance*, 67, 45-84.
[20] Kang, W., Lee, K., & Ratti, RA. (2014). Economic Policy Uncertainty and Firm-level Investment. *Journal of Macroeconomics*, 39, 42–53.
[21] Lamm-Tennant, J., & Weiss, U. M. (1997). International Insurance Cycles: Rational Expectations/Institutional Intervention. *Journal of Risk and Insurance*, 64(3), 415-439.
[22] Lee, C. C., & Chiu, Y. B. (2012). The Impact of Real Income on Insurance Premiums: Evidence from Panel Data. *International Review of Economics & Finance*, 21(1), 246-260.
[23] Lee, S. J., Kwon, S. I., & Chung, S. Y. (2010). Determinants of Household Demand for Insurance: The Case of Korea. *The Geneva Papers on Risk and Insurance-Issues and Practice*, 35(1), 82-91.
[24] Li, D., Moshirian, F., Nguyen, P. & Wee, T. (2007). The Demand for Life Insurance in OECD Countries. *Journal of Risk and Insurance*, 74(3), 637-652.
[25] Li, X. L., Balcilar, M., Gupta, R. & Chang, T. (2016). The Causal Relationship Between Economic Policy Uncertainty and Stock Returns in China and India: Evidence from a Bootstrap Rolling Window Approach. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(3), 674-689.
[26] Niehaus, G., & Terry, A. (1993). Evidence on the Times Series Properties of Insurance Premiums and Causes of the Underwriting Cycle: New Support for the Capital Market Imperfection Hypothesis. *Journal of Risk and Insurance*, 60(3), 466-

479.
[27] Park, H., Borde, SF., & Choi, Y. (2002). Determinants of Insurance Pervasiveness: A Cross-national Analysis. *International Business Review*, 11, 79–96.
[28] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
[29] Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In Festschrift in Honor of Peter Schmidt (pp. 281-314).
[30] Swiss Re (various years) Sigma. Zurich: Swiss Reinsurance Company.
[31] Wang, Y., Chen, CR., & Huang, YS. (2014). Economic Policy Uncertainty and Corporate Investment: Evidence from China. *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, 227–243.
[32] Ward, D., & Zurbruegg, R. (2000). Does Insurance Promote Economic Growth? Evidence from OECD Countries. *Journal of Risk* **and Insurance**. 67(4), 489–506.

Evaluation of the Asymmetric Impacts of Fiscal Policy and Trade Development on Financial Development in Iran Using the NARDL Nonlinear Model

Fahmideh Fattahi[1]
Phd student in Economics, Urmia University
Afsaneh Hosseinzadeh[2]
M.A. of Economics, Urmia University
Samad Hekmati Farid[3]
Associate Professor of Economics, Urmia University

Received 2021/03/08 Accepted 2021/03/27

Extended abstract

1- INTRODUCTION

Financial institutions play a crucial role in capital accumulation and financial development. These institutions by mobilization of savings; facilitation of trade, diversification and pooling of risks; monitoring of firms and exerting corporate governance; and facilitating exchange play an important role in achieving economic growth. In many empirical studies, the relationship between economic growth and financial development has been considered, and most researchers have identified the accumulation of physical and human capital and total productivity growth as the main channels for the impact of financial development on economic growth (Levine, 1997; Duramany-Lakkoh, 2020).

2- THEORETICAL FRAMEWORK

Empirical studies show that the government spending has traditionally been considered a counterproductive policy tool for stimulating credit. Standard Keynesian and neoclassical theories express that an increase in government spending raises interest rates, thereby lowering private-sector investment. But there is the number of evidence to support the notion that government spending makes it stronger credit markets (Murphy & Walsh, 2018). In contrast, growing evidence from the United States and other advanced economies suggests that government spending could lower long-term interest rates (Miranda-Pinto et al, 2019). These studies indicate a gap in economists' understanding of the relationship between financial stimulus and credit markets.

1- Corresponding Author: Email: fa.fattahi@urmia.ac.ir,
2 - Afsaneh.136999@yahoo.com
3 - s.hekmati@urmia.ac.ir

Also, Nanforosh & Dizaji (2016) show that government spending has a negative and significant impact on financial development, as well as trade, financial globalization and the quality index of legal institutions have a positive impact on financial development.

3- METHODOLOGY

Considering symmetrical and asymmetrical effects of fiscal policy and trade development on financial development in Iran Using annual data over the period 1973-2017. That, the Johansen-Jocilus method was used to investigate the symmetric effects and the auto-regressive distributed lag (NARDL) model was used to investigate the asymmetric effects. In order to determine asymmetric pass-through of openness and government spending to financial development, we follow the approach of Shin et al. (2014). This approach requires the decomposition of the variable of interest. In this case, we decompose the LTARDE and LGOV variables into positive and negative sub-variables. The partial sums of positive and negative changes in openness are given by $LTRADE^{+}$ and $LTRADE^{-}$, also, partial sums of positive and negative changes in government spending $LGOV^{+}$ and $LGOV^{-}$. where LCREDIT is defined as financial development, LTRADE is degree of openness, LGOV is government spending and LCP is inflation.

4- RESULTS & DISCUSSION

In time-series analyzes, before considering the model's estimation, it is necessary to test the statics variables of the research. ADF test results show that ($LGOV^{+}$) and LTRADE variables is integrated at order zero I(0) and other variables are not stationary at the level. Also, PP test results show that ($LGOV^{+}$) variables is integrated at order zero I(0) and other variables are not stationary at the level (table 1). Therefore, their first-order difference should be used in the Johansen-Jocilus method and NARDL model. The results indicate that co-integration is present. This result is supported by the fact that F-static is higher than the upper bound critical value at 1% critical value. Hence, the null hypothesis of no co-integration can be rejected. The results of the symmetric method show that in the long run, the increase in Government Spending and inflation have a significant negative effect on financial development. The results show that trade development has a positive and significant effect. Also, the results of the VECM model indicated that in each period, 0.078 of the imbalance or short-run error is adjusted towards the long-run equilibrium. Also, the results of the NARDL method show that the positive shock of government spending has a negative effect and the negative shock of government spending has a positive and significant effect on financial development. The positive trade shock has a positive effect and negative trade shock has a negative effect on financial development. Also, the results show that inflation has a significant negative effect on financial development. Finally, the results of the Wald test show that the effects of government spending shocks and trade are asymmetric in both the short and long run. The step toward achieving the research objectives is to examine the stability of the long-run parameter of the NARDL model by using the Cumulative Sum (CUSUM) and Cumulative Sum of Square (CUSUMSQ) tests following Pesaran et al., (1997). If the plots of these tests statistics stay within the critical bound of 5% level of significance, the null hypothesis of all coefficients of the regression are stable and cannot be rejected. Therefore, it implies that the coefficients in the error-correction model are stable. As observed in Figure (3), the

plots of CUSUM and CUSUMSQ statistics stay within the critical 5% bound for the period.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

The present study evaluated the symmetrical and asymmetrical effects of fiscal policy and trade development on financial development in Iran Using annual data over the period 1973-2017. For this purpose, the Johansen-Jocilus method and (NARDL) model was used to estimate. The results show that in the long run, the increase in government spending (fiscal policy) and inflation have a significant negative effect on financial development. Also, the results show that trade development has a positive and significant effect on financial development.

Keywords: Financial Development, Financial Policy, Iran, Johansen- Juselius Method, Nonlinear Autoregressive Distributed Lags (NARDL)
JEL Classification: E62, E44, F10

References (in Persian)

[1] Nanforosh, M. & Dizaji, M. (2015). The Effect of Government Zize and Trade Openness on the Financial Development of Selected Countries in the World. Journal of Applied Economics, 6 (19), 65-76. (In Persian)

References (in English)

[1] Duramany-Lakkoh, E.K. (2020). The Effect of Fiscal Policy on Financial Sector Development in Sierra Leone: a Time Series Approach. International Journal of Development and Economic Sustainability, 8(4), 1-23.
[2] Miranda-Pinto, J., Murphy, D.; Walsh, K. & Young, E. (2019). Saving Constraints, Debt, and the Credit Market Response to Fiscal Stimulus. Mimeo.
[3] Murphy, D. & Walsh. K. (2018). Government Spending and Interest Rates. Mimeo.
[4] Pesaran, M. H.; Shin, Y. & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of applied econometrics, Vol. 16, No. 3. PP: 289-326.
[5] Shin, Y.; Yu, B. & M Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modeling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Festschrift in Honor of Peter Schmidt, 281-314.

Identify the Earnings Management Tool Used in Free-Usury Banking in Iran: Comparative Evaluation of the Importance of LLP and STGL in the Cornett Approach

Mahdi Ghaemi Asl[1]
Assistant Professor of Economics, Economics Faculty, Kharazmi University
Sadegh Bafandeh Imandoust[2]
Associate Professor of Economics, Payame Noor University, Tehran, Iran
Masoud Mohammadi[3]
MSc. Islamic Banking, Economics Faculty, Kharazmi University

Received 2020/09/30 Accepted 2021/08/22

Extended abstract

1- INTRODUCTION

Accounting information in financial markets is used as a basis for capital allocation decisions. As a result, the effects and consequences of accounting information quality are of interest to investors, managers, legislators, and standards developers. Separation of ownership from control in companies leads to information asymmetry between owners and managers. In addition, the theory of rational expectations and the theory of agency show that owners (investors) and agents (managers) have different interests that cause information asymmetry of the type of moral hazard. Control over the cost of borrowing contracts and debt deferral costs are effective incentives in earnings management. Opportunistic managers are therefore motivated to manipulate or manage profits to reduce the likelihood of breach of debt. Also, when business units fluctuate economically and are under adverse pressures, managers try to adjust the company's situation directly or indirectly to affect the amount of profit reflected in the financial statements and cause a positive outlook. Be users of financial statements, especially investors. The set of these measures is interpreted as profit management, which has both positive and negative aspects. The main question of this research, which has an exploratory approach, is which of the profit management tools in the banking system are mainly used by the managers of Iranian banks?

2- THEORETICAL FRAMEWORK

1- Corresponding Author: Email : m.ghaemi@khu.ac.ir
2 - imandoust@pnu.ac.ir
3 - mohammadimasuod@gmail.com

The issue of profit management in accounting was formed from the beginning of the twentieth century onwards by various researches by accounting experts. Each of these researches has dealt with the subject from specific dimensions and with different expressions such as profit manipulation, profit smoothing and finally profit management. Jensen and McLean have proposed the theory of representation; they defined corporate executives as "agents" and shareholders as "agents". One of the main hypotheses of agency theory is that "agents" and "agents" have conflicting interests and that agents do not necessarily make decisions in favor of agents. According to them, management motivations are in the direction of personal interests, which are the opposite of maximizing the wealth of shareholders. Bank managers, like managers in other industries, have incentives to adjust profits and maximize the wealth of the bank or the manager himself. The only difference is in the methods used to employ the tools in profit management. Of course, since the banking industry is heavily controlled and supervised, it is less likely to manage profits. Nevertheless, concerns about the issue of profit management in banks have received widespread attention in recent years, following the revelation of the collapse and the banking crisis.

3- METHODOLOGY

This research is an applied research and in terms of inference method, it is a descriptive-analytical research. In this research, Kasnik model and special regression methods of unbalanced panel data have been used to calculate and evaluate earnings management in the banking system. In this study, the Cornet model has been used to identify the tools used by bank managers to manage profits. Summarizing the various views on earnings management, it can be interpreted that earnings management is any change, whether a decrease or increase in the reported earnings of the firm without creating appropriate cash flows by management and with the aim of influencing the decision of users of financial statements, including the government and regulatory bodies or investors and shareholders and the company's internal assemblies, financing institutions or other creditors and stakeholders.

4- RESULTS & DISCUSSION

In this section, the results obtained during econometric operations in accordance with the research stages are reported. Considering the continuous trend for each of the sample banks, it can be concluded that mainly bank managers use profit management in one direction for several consecutive years. Of course, this trend is not true for all sample banks; but most sample space banks have followed suit. After estimating the Cornet model, the overall significance of the model and the individual coefficients of the variables have been investigated and confirmed. According to the calculations, the variable cost of doubtful receivables with a coefficient (-0.81) compared to the variable income from investments with a coefficient (0.228) has a stronger effect on the earnings management index and to reduce it. Therefore, the cost of doubtful receivables is introduced as a major tool used by bank managers to manage profits in the Iranian banking system.

5- CONCLUSIONS & SUGGESTIONS

In this research, two goals have been pursued; The first goal, which was to study the earnings management index in the banking system, was estimated using the Kasnik model and by analyzing the trend of changes in optional accruals, the hypothesis of using earnings management methods by bank managers was confirmed. The second purpose of this study was to identify the tools used by bank managers to manage profits and to introduce the main variable used by managers. This goal was achieved by estimation the current model between earnings management index as a dependent variable and LLP and STGL variables as independent variables. The results indicate that the variable cost of doubtful receivables

(LLP) has much more application in earnings management by bank managers in the Iranian banking system than the variable income from investments and contributions (STGL). In view of the above, it is recommended that regulatory bodies in the banking industry, such as the Central Bank, the Monetary and Credit Council, as well as statutory auditors or internal auditors of banks and credit institutions, focus more closely on the reported amount of doubtful receivables. On the other hand, the owners of investment accounts do not have direct access to the bank's performance information, and yet their final return depends on the bank's performance. Therefore, depositors must also receive a separate report in order to perform the managerial duty of management.

Key Words: Accruals, Banking, Earning, Earnings Management, Loan Loss Provisions.
JEL Classification: M41, G24, G32

References (in Persian)

[1] Abbaszadeh, M.R., Arefi Asl, S. (2015). A Review of the Concept of Profit Quality and Classification of its Criteria. *Journal of Accounting Research.* 17, 93-110. [In Persian].
[2] Aghili, M; Jalilian, A. (2012). Investigating the Relationship between Long-Term / Temporary Institutional Investors and Effective Earnings Management. *Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge.* 4, 27-42. [In Persian].
[3] Amiri, H., Mohammadi Khorzoghi, H. (2012). Analysis of the Relationship between Financing through Debt and the Quality of Profits of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Accounting.* Fourth Year, No. 16, 61-81.[In Persian].
[4] Asadi, G. H., Manti Manjegh Tappeh, V. (2011). The Effect of Management Change on Earnings Management. *Financial Management and Accounting Perspectives.* 1, 114-97.[In Persian].
[5] Badri, A. (2015). *Investment Deposit Performance Statement: Promoting Accountability in the Interest-Free Banking Business Model.* Convergent with IFRS. Tehran: Monetary and Banking Research Institute.[In Persian].
[6] Gavahi, B., Beigzadeh Neneh Karan, R& Eghbali Amooghin, A. (2013). Selecting the Best Model for Calculating Earnings Management in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *11th National Accounting Conference of Iran*. Mashhad: Ferdowsi University of Mashhad.
[7] Hashemi, S.A., Kamali, E. (2010). The Effect of Gradual Increase in Financial Leverage, Free Cash Flow and Company Growth on Earnings Management of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Accounting Knowledge.* 2, 95-115.[In Persian].
[8] Janalizadeh, F. (2015). *Master Thesis in Profit Management and Social Responsibility in Banking Industry* (Study on Banks Listed in Tehran Stock Exchange). Rasht: Koushiar Higher Education Institute.[In Persian].
[9] Karimi, K., Rahnamaie Roodpashti, F. (2015). Behavioral Biases and Profit Management Motivations. Journal of Management Accounting and Auditing Knowledge, 14, 15-31.[In Persian].
[10] Mehrazin, A., Qabdian, B., Froutan, O&Taghipour, M. (2013). Family and non-Family Ownership of Companies and Profit Management. *Journal of Auditing Knowledge.* 52, 1-16.[In Persian].

[11] Mojtahedzadeh, V., Babaei, Z. (2012). The Effect of Independent Audit Quality on Earnings Management and Stock Capital Expenditure. *Empirical Research in Financial Accounting.* 2 (4), 9-28.[In Persian].
[12] Nouri Boroujerdi, P., Souri, D, Ashraf Ganjoui, M.A. (2013). Management of Earnings, Stock Risk and Income Fluctuations in Banks Listed on the Tehran Stock Exchange. *Quantitative Studies in Management.* 4 (3), 165-183.[In Persian].
[13] Pourzamani, Z., Jahanshad, A& Hossein Zairi, A. (2010). The Effect of Earnings Management on the Relevance of Items in Financial Statements. *Journal of Financial Accounting and Auditing* (6), 39-63.[In Persian].
[14] Ravanshad, M.R., Talibnia, G. (2010). Investigating the Relationship Between Earnings Management and Capital Structure in Companies Listed on the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Studies.* 103-118.[In Persian].
[15] Saghafi, A., Bolo, Q., Dana, M. M. (2015). The Relationship Between Profit Quality and Information Asymmetry. *Empirical Accounting Research.* 4 (16), 1-16.[In Persian].
[16] Shamsaii, V. (2013). Management of Profit and Fraud in Financial Reporting: Recognition of Distinction Points by Auditors. *Journal of the Auditor.* 64, 106-114.[In Persian].
[17] Tari Verdi, Y., Moradzadeh Fard, M& Rostami, M. (2014). The Effect of Earnings Management on the Accuracy of Forecasting Future Flows. *Quarterly Journal of Financial Accounting and Auditing Research.* 6 (21), 141-172.[In Persian].

References (in English)

[1] Abdelsalam, O., Dimitropoulos, P., Elnahass, M & Leventis, S. (2016). Earnings Management Behaviors Under Different Monitoring Mechanisms: The case of Islamic and Conventional Banks. *Journal of Economic Behavior & Organization.* 132, 155-173.
[2] Ahmed, A.S., Takeda, C& Thomas, S. (1999). Bank Loan Loss Provisions: a Reexamination of Capital Management, Earnings Management and Signaling Effects. *Journal of Accounting and Economics.* 28, 1-25.
[3] Barth, M. E., Beaver, W. H & Wolfson, M. A. (1990). Components of Earnings and the Structure of Bank Share Prices. *Financial Analysts Journal.* 46(3), 53-60.
[4] Beasley, M. S., Carcello, J. V., Hermanson, D. R., & Lapides, P. D. (2000). Fraudulent Financial Reporting: Consideration of Industry Traits and Corporate Governance Mechanisms. Accounting horizons, 14(4), 441-454.
[5] Collins, J.H., Shackelford, D.A & Wahlen, J.M. (1995). Bank Differences in the Coordination of Regulatory Capital, Earnings and Taxes. *Journal of Accounting Research* 33(2), 263-291.
[6] Cornett, M.M., McNutt, J.J& Tehranian, H. (2009). Corporate Governance and Earnings Management at Large U.S. Bank Holding Companies. *Journal of Corporate Finance.* 15, 412-430.
[7] Curcio, D., Simone, A&De Gallo, A. (2012). *Discretionary Provisioning and Financial Crisis: Evidence From the European banks*. Comunicazioni a Convegni o Seminar. Valencia, Spain.

[8] Dang Chang, R., Hua Shen, W& Ju Fang, C. (2008). Discretionary Loan Loss Provisions And Earnings Management for The Banking Industry. *International Business & Economics Research Journal*, 7(3), 9-20.
[9] Gombola, M.J., Yueh-Fang Ho, A & Huang, C. (2016). The Effect of Leverage and Liquidity on Earnings and Capital Management: Evidence from U.S. Commercial Banks. *International Review of Economics and Finance.* 43, 35–58.
[10] Kasznik, R. (1999). On the Association Between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research.* 37, 57-81.
[11] Kato, K., Kunimura, M & Yoshida, Y. (2001). *Banks' Earnings Management before Potential Violation of Dividend Regulation in Japan*. Economic Paper.doi:http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.273945
[12] Moyer, S. (1990). Capital Adequacy Ratio Regulations and Accounting Choices in Commercial Banks. *Journal of Accounting & Economics*, 13 (July): 123-154.
[13] Najuna Misman, F., Ahmad, W. (2011). Loan Loss Provisions: Evidence from Malaysian Islamic and Conventional Banks. *International Review of Business Research Papers*, 7(4), 94-103.
[14] Shrieves, R.E., Drew, D. (2003). "Discretionary Accounting and the Behavior of Japanese Banks Under Financial Duress." *Journal of Banking & Finance.* 27.7 1219-1243.
[15] Wan Mohammad, W.M., Wasiuzzaman, S & Mohd Zaini, R (2011). Panel Data Analysis of the Relationship between Earnings Management, Bank Risks, Loan loss Provision and Dividend per Share. Journal of Business and Policy Research, 6(1), 46-56.
[16] Warfield, T.D., Linsmeier, T.J. (1992). Tax Planning, Earnings Management, and the Differential Information Content of Bank Earnings Components. *The Accounting Review*, 67(3), 546-562. doi:http://www.jstor.org/stable/247977
[17] Yasuda, Y., Okuda, S& Konishi, M. (2004). The Relationship between Bank Risk and Earnings Management: Evidence from Japan. Review of Quantitative Finance and Accounting, 223-248.

Content

Modification Of Earning Manipulation Prediction Model With Emphasis On Environmental Variables And Hybrid Artificial Neural Network And Meta-Heuristic Algorithms

Hosein Asgari Alouj
Mohammadreza Nikbakht
Gholamreza Karami
Mansor Momeni

The Impact of Adverse Selection and Moral Hazard on Non-performing Loans of Iran's Banking System

Mohsen Pourebadollahan Covich
Elham Nobahar
Parisa Rahimi

Short-term and Long-run Effects of Income Inequality on Banking Crisis in Iran; ARDL Approach

Mohammad Sharif Karimi
Maryam Heidarian
Masoud Cheshmaghil

The Effect of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Iran

Majid Dashtban Farouji
Abdollah Khoshnoodi
Azim Nazari

Evaluation of the Asymmetric Impacts of Fiscal Policy and Trade Development on Financial Development in Iran Using the NARDL Nonlinear Model

Fahmideh Fattahi
Afsaneh Hosseinzadeh
Samad Hekmati Farid

Identify the Earnings Management Tool Used in Free-Usury Banking in Iran: Comparative Evaluation of the Importance of LLP and STGL in the Cornett Approach

Mahdi Ghaemi Asl
Sadegh Bafandeh Imandoust
Masoud Mohammadi

Quarterly Monetary & Financial Economics

(Previously Knowledge & Development)

Published by: Ferdowsi University of Mashhad
Managing Director: Dr. M.T. Ahmadi Shadmehri
Editor-in-Chief: Dr. M. Hooshmand

Editorial Board:

S. Dehghaniyan Professor, Faculty of Agricultural Ferdowsi University of Mashhad.

M. A. Falahi Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

M. Hooshmand Associate, Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A. Djahankhani Professor, Faculty of Accounting and Management, shahid Beheshti University.

A. Djafari Samimi Professor, Faculty of Economics, Mazandaran University.

A. Mojtahed Professor, Faculty of Economics, Allameh Tabatabaei University.

M. H. Mahdavi AdeIi Associate Professor, Faculty of Economics, Ferdowsi University of Mashhad.

A.R. Rahimi Brujerdi Professor, Faculty of Economics, Tehran University.

Editor: Dr. R. Pishghadam
Editor: Dr: J. mizban
Executlve Director: M. Kadkhodaei
Printed by: Ferdowsi University Press
Circulation: 100
Publishing License: 124/10352
77/10/8

Address: Mashhad PO Box 9177948951 - 1357
Tel: 0511-8806307
Fax: 0511-8829584
Website: http://jm.um.ac.ir
E-Mail: Danesh24@um.ac.ir

This journal is indexed in:

1. ISC
2. SID
3. MAGIRAN
4. JM.UM.AC.IR

Serial Number 20

MONETARY & FINANCIAL ECONOMICS

(PREVIOUSLY KNOWLEDGE & DEVELOPMENT)

Ferdowsi University of Mashhad

ISSN: 2251-8452

(NEW ISSUE), No. 20, Vol. 27 Fall & Winter 2020

Contents

Modification Of Earning Manipulation Prediction Model With Emphasis On Environmental Variables And Hybrid Artificial Neural Network And Meta-Heuristic Algorithms
Hosein Asgari Alouj
Mohammadreza Nikbakht
Gholamreza Karami
Mansor Momeni

The Impact of Adverse Selection and Moral Hazard on Non-performing Loans of Iran's Banking System
Mohsen Pourebadollahan Covich
Elham Nobahar
Parisa Rahimi

Short-term and Long-run Effects of Income Inequality on Banking Crisis in Iran; ARDL Approach
Mohammad Sharif Karimi
Maryam Heidarian
Masoud Cheshmaghil

The Effect of Monetary Policy Uncertainty on Insurance Premiums in Iran
Majid Dashtban Farouji
Abdollah Khoshnoodi
Azim Nazari

Evaluation of the Asymmetric Impacts of Fiscal Policy and Trade Development on Financial Development in Iran Using the NARDL Nonlinear Model
Fahmideh Fattahi
Afsaneh Hosseinzadeh
Samad Hekmati Farid

Identify the Earnings Management Tool Used in Free-Usury Banking in Iran: Comparative Evaluation of the Importance of LLP and STGL in the Cornett Approach
Mahdi Ghaemi Asl
Sadegh Bafandeh Imandoust
Masoud Mohammadi

Website: http://jm.um.ac.ir

E-mail: Danesh24@um.ac.ir