

جهانی شدن مالی و بازده سهام: تئوری و شواهدی از داده‌های سری زمانی

سامان قادری^۱، مجتبی رستمی نوروآباد^۲

چکیده: در دهه‌های اخیر اقتصاد جهانی شاهد تحولات گسترده‌ای بود که عمدتاً به واسطه پیدایش عوامل تشکیل دهنده جهانی شدن به وقوع پیوسته است. هدف مطالعه حاضر بررسی اثر جهانی شدن مالی بر بازده سهام است. برای این مطالعه، از درجه سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار به عنوان شاخص جهانی شدن مالی استفاده می‌شود. همچنین از میان سایر متغیرهای کلان مؤثر بر بازده سهام، تولید ناخالص داخلی، نقدینگی، نرخ تورم، نرخ ارز بازار آزاد و درآمدهای نفتی کشور در نظر گرفته شده است. اطلاعات پژوهش از داده‌های فصلی اقتصاد ایران طی دوره زمانی ۱۳۹۴-۱۳۷۷ به دست آمده و با به کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) تجزیه و تحلیل شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن است که جهانی شدن مالی بر بازده سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و معنادار می‌گذارد؛ به بیان دیگر، با گسترش جهانی شدن مالی، بازده سهام در ایران افزایش می‌یابد و برعکس.

واژه‌های کلیدی: آزمون کرانه‌ها، ایران، بازده سهام، جهانی شدن مالی، ARDL.

۱. استادیار گروه اقتصاد، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران شمال، تهران، ایران

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۱۰/۲۵

تاریخ پذیرش نهایی مقاله: ۱۳۹۵/۰۸/۲۴

نویسنده مسئول مقاله: مجتبی رستمی نوروآباد

E-mail: Mojtabarostami37@yahoo.com

مقدمه

جذب سرمایه‌های کوچک و وجوه سرگردان داخلی و هدایت آن در مسیر فعالیت‌های تولیدی و صنعتی، لازمه دستیابی به رشد و توسعه اقتصادی است (تهرانی و فنی‌اصل، ۱۳۸۶). در آخر جنگ جهانی دوم، بازارهای مالی بسیاری از کشورها به تجارت مرزی محدود بود. از آن زمان، بسیاری از کشورها به شدت موانع را کاهش دادند. آزادسازی تجارت در دارایی‌های مالی، اغلب «جهانی شدن مالی» نامیده می‌شود (استولز، ۲۰۰۵). جهانی شدن جنبه‌های گوناگون دارد (پتانلار، قادری و سنگین آبادی، ۱۳۸۹). موج اخیر جهانی شدن مالی به صورت جدی در اواسط دهه ۱۹۸۰ با افزایش جریان مالی بین مرزی، در میان اقتصادهای صنعتی و در حال توسعه آغاز شد (کوسه، پراساد، روگوف و وی، ۲۰۰۹).

جهانی شدن مالی، امور مالی شرکت‌ها را از اوایل دهه ۱۹۹۰ دگرگون ساخته است (گوزی، لوین، مارتینزپریا و اسماکلی، ۲۰۱۵). بنابراین جهانی شدن مالی پدیده‌ای مرتبط با موضوعات مالی بین‌الملل است که در تبیین روابط مالی بین‌المللی و جهانی بین کشورها، نقش مؤثری ایفا می‌کند و با سایر فعالیت‌های اقتصادی ارتباط تنگاتنگ دارد (گوگردچیان، طیبی و گوگردچیان، ۱۳۹۳). از آن جمله می‌توان به IPOها اشاره کرد. از سال ۱۹۹۰ تا سال ۲۰۱۱، میزان فعالیت عرضه اولیه سهام^۱ در جهان، توسط شرکت‌های غیر آمریکایی به دلیل جهانی شدن مالی و به دلیل کاهش فعالیت عرضه‌های اولیه ایالات متحده آمریکا، افزایش یافته است (دویج، کارولی و استولز، ۲۰۱۳). در مدل‌های نئوکلاسیک، جهانی شدن مالی، تولید مزایای عمده اقتصادی است (استولز، ۲۰۰۵). مؤسسه‌های مالی مختلف، از جمله بانک‌ها و سرمایه‌گذاران نهادی فعالیت‌های خود را به لحاظ جغرافیایی گسترش داده‌اند (بانک مرکزی اروپا^۲، ۲۰۱۵). بازارهای بورس از پارامترهای کلان اقتصادی و غیر اقتصادی و بسیاری از متغیرهای دیگر تأثیر می‌پذیرند (آذر و کریمی، ۱۳۸۸). همچنین پژوهش‌ها در نوسانات بازار سهام مسیرهای مختلفی را پیموده است و این به دلیل تغییرات در سطح توسعه مالی در سراسر کشورهاست (اسکودا، آسفا و مولیک، ۲۰۱۲). بیکرت و هاروی (۱۹۹۷) نشان دادند نوسانات بازار سهام در کشورهای در حال ظهور و توسعه یافته برگرفته از فرایندهای مختلفی است. انتظار می‌رود اصلاحات بازار سرمایه، بازار داخلی را توسعه دهد و همچنین بر روند بین‌المللی بازار سهام تأثیر بگذارد (کولیر، هوفلر و پاتیلو، ۲۰۰۰). در دهه‌های گذشته، فعالیت‌های بازار اوراق بهادار به مراکز عمده مالی بین‌المللی، مانند

1. IPO

2. European Central Bank

نیویورک و لندن توسعه پیدا کرده است (توری، گوزی و اسموکلر، ۲۰۰۶). در حال حاضر بسیاری از کشورهای در حال توسعه، در بازارهای بین‌المللی بیش از بازار سهام داخلی فعالیت می‌کنند (کارولی، ۲۰۰۴).

بازار سرمایه در ایران بازار ناشناخته‌ای است. در این بازار روزانه هزاران سرمایه‌گذار پول خود را به امید دستیابی به ثروت بیشتر سرمایه‌گذاری می‌کنند. در این میان، برخی به هدف خود دست می‌یابند و برخی دیگر سرمایه خود را از دست می‌دهند. شناخت بورس اوراق بهادار تهران از جنبه‌ها و زوایای مختلف می‌تواند ضمن پیش‌بینی بهتر آینده این بازار و تغییرات آن، ریسک سرمایه‌گذاری‌ها را کاهش یا بازده بیشتری را به دست آورد. بازده سهام یکی از عوامل مهم در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری است (مهرانی و مهرانی، ۱۳۸۲).

با توجه به مبانی تئوریک بیان شده می‌توان استنباط کرد، بررسی سازوکارهای جهانی‌شدن مالی و بازده سهام اهمیت ویژه‌ای دارد و جهانی‌شدن و بازده سهام می‌توانند کنش‌ها و واکنش‌هایی را از یکدیگر در جهت مثبت بپذیرند که این امر خود موجب جذب سرمایه‌گذاران به بازار سرمایه خواهد شد و بهبود وضعیت بازار سرمایه را به همراه خواهد داشت. از این رو در برخی تحقیقات، متغیرهای پژوهش حاضر به صورت جداگانه مطالعه شده است که از آن جمله می‌توان در حوزه جهانی‌شدن به پژوهش‌های داخلی و خارجی همچون کریمی و همکاران (۱۳۸۹)؛ جعفری صمیمی و همکاران (۲۰۱۲)؛ قادری و همکاران (۱۳۹۳)؛ ابونوری و قادری (۲۰۱۱)؛ گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۳)؛ میرجلیلی (۱۳۸۱) و آریاکونو، باور و کلایمیر (۲۰۱۴)؛ دویج و همکاران (۲۰۱۳)؛ اسکودا و همکاران (۲۰۱۲)؛ گوزی و همکاران (۲۰۱۵)؛ جینجارج (۲۰۱۴)؛ شنگ (۲۰۱۵) و استولز (۲۰۰۵) و در حوزه بازده سهام به مطالعات تهرانی و فنی‌اصل (۱۳۸۶)؛ جعفری صمیمی و یحیی‌زاده‌فر (۱۳۸۰)؛ دستگیر و خداینده (۱۳۸۲)؛ کردستانی و بختیاری‌پور (۱۳۹۲)؛ هاشمی و ساعدی (۱۳۸۸)؛ بالابان و اوزجان (۲۰۱۶)؛ چوی و کیم (۲۰۰۰)؛ جوردن، ویواین و ووهار (۲۰۱۶)؛ نیکینن، اومران، سالستورم و آیچو (۲۰۰۸) و ربوردو و یوگلینی (۲۰۱۶) اشاره کرد. با توجه به اهمیت بحث، مطالعه‌ای با موضوع این پژوهش انجام نشده است، از این رو، پژوهش حاضر درصدد است تا به پاسخی برای این سؤال اصلی دست یابد که تا چه اندازه جهانی‌شدن مالی بر بازده سهام در ایران مؤثر است؟

برای تحقق این هدف، ساختار مقاله بدین صورت تدوین شده است؛ پس از بیان مبانی نظری درباره متغیرهای پژوهش، پیشینه مطالعات به‌طور خلاصه مطرح می‌شود. بخش بعد به روش‌شناسی پژوهش اختصاص دارد. در ادامه، داده‌های جمع‌آوری شده تجزیه و تحلیل می‌شوند و در انتها یافته‌ها و نتایج ارائه خواهد شد.

پیشینه نظری پژوهش

جهانی شدن مالی

فرایند جهانی شدن، دنیا را از ابعاد مختلف اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و فرهنگی با تغییر و تحولاتی شگرف مواجه ساخته است (ناجی میدانی، سلیمی فر و مشک آبادی مهاجر، ۱۳۹۲). اقتصاد جهانی تاکنون شاهد چند دور از جهانی شدن در ابعاد مختلف بوده است (گوگردچیان و همکاران، ۱۳۹۳). جهانی شدن به فرایندی اشاره دارد که از طریق آن اقتصادهای ملی بازتر شده و بیشتر تحت تأثیر اقتصاد فراملی قرار می گیرند. صندوق بین المللی پول، جهانی شدن را ادغام وسیع تر و عمیق تر تعریف می کند. به بیان دیگر، جهانی شدن رشد وابستگی متقابل اقتصادی کشورها در سراسر جهان از طریق افزایش حجم و تنوع مبادلات کالاها، خدمات و جریان سرمایه در مواری مرزها و همچنین از طریق پخش گسترده تر و وسیع تر فناوری است (نظری و بازرگانی کیا، ۱۳۸۳).

جهانی شدن مالی فرایندی است که به افزایش و گسترش ارتباطات جهانی از طریق جریان های مالی اشاره دارد. در این رابطه، شکل گیری اتحادیه های پولی و انتخاب یک لنگرگاه پولی، موجب گسترش روابط مالی جهانی شده و ضمن ایجاد ارتباط در اقتصاد کشورهای جهان، به تعمیق فرایند جهانی شدن مالی کمک می کند. بنابراین جهانی شدن مالی پدیده ای مرتبط با موضوعات مالی بین الملل است که در تبیین روابط مالی بین المللی و جهانی بین کشورهای نقش مؤثری ایفا می کند و با سایر فعالیت های اقتصادی ارتباط تنگاتنگی دارد (گوگردچیان و همکاران، ۱۳۹۳).

در دهه های اخیر اشکال مختلف جریان های بین المللی سرمایه نیز، رشد زیادی داشته است؛ از آن جمله می توان به سرمایه گذاری های مستقیم خارجی^۱ و سرمایه گذاری خارجی در اوراق بهادار، وام های بانکی، اوراق قرضه و سهام و... که از آن به سرمایه گذاری پرتفوی خارجی تعبیر می شود، اشاره کرد (برنامه پیشرفت و توسعه ملل متحد^۲، ۱۹۹۹). این افزایش در سرمایه گذاری و تجارت را می توان تا حد زیادی ناشی از سیاست های گسترده آزادسازی تجاری و مالی در کشورهای مختلف دنیا دانست. در ادبیات اقتصادی، گاه به جای باز بودن مالی از اصطلاح جهانی شدن مالی استفاده می شود. برای اندازه گیری باز بودن مالی از شاخص های مختلفی همچون گردش روزانه^۳ ارز خارجی، ذخایر اعتبارات بانکی فرامرزی، دارایی های بانکی فرامرزی (گیلن، ۱۳۸۰)، خالص جریان

1. FDI
2. UNDP

سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و نیز، خالص جریان سرمایه خصوصی^۱ استفاده می‌شود (رائو، ۱۹۹۸).

بازده سهام

بازده در فرایند، نیروی محرکی است که ایجاد انگیزه می‌کند و پاداشی برای سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود (جونز، ۲۰۱۲). هر سرمایه‌گذار ریسک‌گریزی با ورود به بازار سعی دارد که بازدهی خود را حداکثر و ریسک خود را حداقل کند. وی در نخستین گام به دنبال پاسخ این پرسش است که آیا می‌تواند بازدهی خود را (بدون افزایش در ریسک) افزایش داده یا ریسک خود را (بدون کاهش در بازدهی) کاهش دهد؟ در نهایت همین انگیزه‌ها برای دستیابی به سود بدون ریسک یا پرتفویی با سرمایه‌گذاری بدون ریسک است که بازار را به سوی کارایی رهنمون می‌سازد (بدری و صادقی، ۱۳۸۵). بازده عبارت است از نسبت کل عایدی (ضرر) از سرمایه‌گذاری در یک دوره معین به سرمایه‌ای که برای به‌دست آوردن این عایدی در ابتدای دوره مصرف شده است و شامل تغییر در اصل سرمایه (تغییر قیمت سهام) و سود نقدی دریافتی می‌شود (دستگیر، گوگردچیان و آدمیت، ۱۳۹۴؛ طالب‌نیا و زارع نیکوپرور، ۱۳۸۹).

پیشینه تجربی

همان‌گونه که اشاره شد، مطالعه‌ای که بتواند به‌صورت مستقیم روابط میان متغیرهای این پژوهش را بسنجد، در ادبیات موضوع به چشم نمی‌خورد. از این رو در بخش پیشینه تجربی، به مطالعاتی که بر هر یک از متغیرهای پژوهش به‌صورت جداگانه تمرکز کرده‌اند، اشاره می‌شود. اسکودا و همکارانش (۲۰۱۲) پژوهشی با عنوان «جهانی‌سازی مالی و ریسک بازار سرمایه» با هدف بررسی ارتباط نوسانات بتا و انحراف معیار بازده سهام طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۷ انجام دادند. نتایج آنان نشان داد بازارهای مالی یکپارچه‌تر به کاهش نوسانات سهام منجر می‌شوند. نتایج پژوهش ژئورگیادیس و مهل (۲۰۱۶) نشان داد جهانی‌شدن مالی، موجب اصلاح انتقال سیاست پولی از طریق تحکیم اهمیت کانال نرخ ارز شده است.

مطالعه دویج و همکارانش (۲۰۱۳) با عنوان «جهانی‌شدن مالی و افزایش عرضه اولیه اوراق بهادار خارج در ایالات متحده» برای داده‌های ۱۹۹۰ تا ۲۰۱۱ نشان داد در ایالات متحده نسبت به کشورهای دیگر، درصد فعالیت عرضه اولیه سهام شرکت‌های کوچک در دهه اول ۲۰۰۰ به‌صورت غیر طبیعی کم است.

پژوهش توره و همکارانش (۲۰۰۶) با عنوان «توسعه بازار بورس تحت جهانی شدن: منافع حاصل از اصلاحات کجا هستند؟» نشان داد افزایش ارزش بازار سرمایه داخلی و تجارت، اصلاحات را به دنبال خواهد داشت؛ اما اصلاحات نیز با افزایش در سهم فعالیت در بازارهای سهام بین‌المللی، با آثار جانبی منفی بالقوه همراه است.

مطالعه کریمی و همکارانش (۱۳۸۹) با عنوان «اثر جهانی شدن تجاری و مالی بر اندازه دولت در ایران» طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۵۲ و با به‌کارگیری روش آزمون کرانه‌ها و خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱، نشان داد جهانی شدن تجاری بر اندازه دولت تأثیر مثبت دارد. نتیجه دیگر اینکه، جهانی شدن مالی از نظر آماری تأثیر معناداری بر اندازه دولت ندارد. نتایج مطالعه گوگردچیان و همکارانش (۱۳۹۳) با عنوان «ارزیابی رشد اقتصاد جهانی در فرایند جهانی شدن مالی» حاکی از آن است که در سال ۲۰۰۴ - که به صورت تصادفی و البته قبل از شروع بحران مالی ۲۰۰۷ انتخاب شده است - رشد اقتصاد جهانی نسبت به مشارکت در یک برنامه توسعه روابط مالی مثل عضویت در اتحادیه پولی اروپا، واکنش نشان داده و آثار مثبتی را دریافت کرده است. نتایج پژوهش ون کامنهاوت و کاسیمون (۲۰۱۲) با عنوان «تعادل چندگانه در پویایی جهانی شدن مالی: نقش مؤسسات»، نشان داد رشد یکپارچگی مالی غیرخطی است و این غیرخطی بودن زمانی از بین می‌رود که کیفیت نهادها کنترل شود. تحقیق فایا (۲۰۱۱) با عنوان «اقتصاد کلان و پیامدهای رفاه از جهانی شدن مالی» نشان داد برای چندین کشور آزادسازی مالی به افزایش نوسانات مصرف منجر می‌شود. نتایج پژوهش جلالی نائینی و قالیباف اصل (۱۳۸۲) با عنوان «بررسی تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام در ایران» نشان داد تغییرات نرخ ارز با بازده سهام شرکت در ایران با یک وقفه زمانی (شش ماهه) ارتباط مستقیم دارد.

تصریح و برآورد مدل

مدل پایه برای بررسی اثر جهانی شدن مالی بر بازده سهام با الهام از مبانی نظری و ادبیات تجربی و مطالعه اسکودا و همکارانش (۲۰۱۲) به صورت زیر است:

$$R_t = f(FG_t, GDP_t, M_t, INF_t, ER_t, Oil_t) \quad \text{رابطه ۱}$$

در این رابطه، R_t معرف بازده کل بازار سهام است؛ FG_t متغیر جهانی شدن مالی است که از مجموع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری خارجی در اوراق بهادار و سایر سرمایه‌گذاری‌های خارجی تشکیل می‌شود؛ GDP_t تولید ناخالص داخلی کشور در زمان t است؛

1. ARDL

M_t نقدینگی کشور در زمان t است که طبق تعریف از مجموع پول (شامل اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده‌های دیداری) و شبه‌پول (سپرده‌های غیردیداری) به‌دست می‌آید؛ INF_t تورم محاسبه شده بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) در زمان t است؛ ER_t نرخ ارز بازار غیررسمی ارز بر حسب دلار آمریکا و Oil_t درآمدهای نفتی کشور در زمان t است که شامل فروش نفت خام، فروش فراورده‌های نفتی کشور می‌شود.

بازده سهام طی یک دوره، تنها با استفاده از ارزش سهام در ابتدا و انتهای دوره به‌دست می‌آید. بازده کل بازار سهام نیز به همین ترتیب و با استفاده از شاخص کل بازار محاسبه می‌شود. بر این اساس بازده روزانه بازار سهام تهران را می‌توان با استفاده از شاخص روزانه بازار سهام تهران به‌دست آورد.

$$R_d = \left(\frac{TI_d - TI_{d-1}}{TI_{d-1}} \right) \quad \text{رابطه ۲}$$

در این رابطه؛ TI معرف شاخص کل بازار سهام تهران در روز d و روز قبل از آن است. بنابراین، R_d بازده روزانه بازار سهام تهران را نشان می‌دهد (مؤتمنی، ۱۳۸۵). بازده ماهانه بازار سهام نیز به همین طریق محاسبه می‌شود؛ یعنی با استفاده از الگوی بازدهی طی یک دوره و در اختیار داشتن شاخص کل بازار سهام در روزهای ابتدا و انتهای ماه، بازده ماهانه به‌دست می‌آید، اما روش دیگر محاسبه بازده ماهانه، حاصل جمع بازده روزانه در طول یک ماه است. در این مطالعه برای به‌دست آوردن بازده ماهانه بازار سهام تهران، از روش اول (رابطه ۲)، استفاده می‌شود. همچنین برای به‌دست آوردن بازده فصلی، از میانگین هندسی بازدهی ماهانه طبق رابطه زیر استفاده شد.

$$\left(\prod_{x=1}^3 TI_x \right)^{\frac{1}{3}} = \sqrt[3]{TI_1 \times TI_2 \times TI_3} \quad \text{رابطه ۳}$$

برای تحلیل تجربی روابط بلندمدت و آثار متقابل میان متغیرهای تحقیق، مدل مدنظر با استفاده از روش پسران و همکارانش (۲۰۰۱) به نام آزمون کرانه‌ها^۱، تخمین زده شده است. پیش از این از روش‌های انگل - گرنجر و یوهانسون برای بررسی رابطه هم‌جمعی میان متغیرها استفاده می‌شد، مسئله‌ای که در ارتباط با روش‌های یادشده وجود دارد، لزوم هم‌جمع^۲ بودن تمام متغیرها از درجه یک است. مهم‌ترین مزیت آزمون کرانه‌ها نسبت به روش‌های پیشین این است

1. Bounds Test
2. Integrated

که بدون توجه به هم‌جمع بودن متغیرها از یک درجه (صفر یا یک) به تبیین روابط بلندمدت می‌پردازد.

به پیروی از پسران و همکارانش (۲۰۰۱)، این مقاله از روش آزمون کرانه‌ها و با مدل‌سازی رابطه بلندمدت به‌عنوان یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) از مرتبه p استفاده می‌کند.

$$Z_t = C_0 + \beta_t + \sum_{i=1}^p \phi_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۴}$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T$$

Z_t برداری از متغیرهای y_i و x_i است. C_0 یک بردار $(k+1)$ از عرض از مبدأها و β یک بردار $(k+1)$ از ضرایب روند^۲ است. پسران و همکاران (۲۰۰۱) مدل VECM^۳ زیر را برای رابطه فوق به‌دست آورده‌اند:

$$\Delta Z_t = C_0 + \beta_t + \pi_t Z_{t-1} + \sum_{i=1}^t \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۵}$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T$$

$$\pi = I_{k+1} \sum_{i=1}^p \psi_i, \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p \psi_j, \quad i = 1, 2, 3, \dots, p-1$$

y_i بردار متغیرهای وابسته $I(1)$ است که با $Ln y_i$ تعریف می‌شود.

$x_t = [FG_t, GDP_t, M_t, INF_t, ER_t, Oil_t]$ یک ماتریس برداری از متغیرهای توضیحی $I(0)$ و $I(1)$ است، $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ بردار خطاهای دارای میانگین صفر، $(i.i.d)$ واریانس همسان فرض شده است. علاوه بر این، با این فرض که ارتباط بلندمدت واحدی میان متغیرها وجود دارد، VECM شرطی به‌دست می‌آید. پسران و همکارانش (۲۰۰۱) با توجه به وجود یا عدم وجود و مقید یا غیرمقید بودن عرض مبدأ و روند، پنج حالت برای مدل تصحیح خطا معرفی کرده‌اند. به‌طور معمول در مطالعات تجربی حالت سوم (با عرض از مبدأ نامقید و بدون روند) بیشتر از چهار حالت دیگر بررسی می‌شود. مدل تصحیح خطای شرطی مربوط به این مقاله در دو حالت یاد شده به‌صورت زیر است:

1. Vector Autoregressive (VAR)
2. Trend
3. Vector Error Correction Model (VECM)
4. Identically and Independently Distributed

$$\begin{aligned} \Delta R_t = c_0 + \delta_1 R_{t-1} + \delta_2 FG_{t-1} + \delta_3 GDP_{t-1} + \delta_4 M_{t-1} + \delta_5 INF_{t-1} & \quad \text{(رابطه ۶)} \\ + \delta_6 ER_{t-1} + \delta_7 Oil_{t-1} + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta R_{t-i} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta FG_{t-l} \\ + \sum_{m=1}^q \eta_m \Delta GDP_{t-m} + \sum_{n=1}^q \theta_n M_{t-n} + \sum_{p=1}^q \vartheta_p \Delta INF_{t-p} \\ + \sum_{r=1}^q \gamma_r \Delta ER_{t-r} + \sum_{s=1}^q \mu_r \Delta Oil_{t-s} + \Psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

در رابطه‌های بالا، δ_i ها ضرایب بلندمدت و c_0 عرض از مبدأ است. در آزمون کرانه‌ها گام نخست، تخمین رابطه ECM شرطی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی، به منظور آزمون وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها با به کارگیری آزمون فرضیه F به شرح زیر است:

$$H_N: \delta_1 = 0, \delta_2 = 0, \delta_3 = 0, \delta_4 = 0, \delta_5 = 0, \delta_6 = 0, \delta_7 = 0 \quad \text{(رابطه ۷)}$$

$$H_A: \delta_1 \neq 0, \delta_2 \neq 0, \delta_3 \neq 0, \delta_4 \neq 0, \delta_5 \neq 0, \delta_6 \neq 0, \delta_7 \neq 0$$

برای متغیرهای مستقل $I(d)$ ، دو دسته از مقادیر بحرانی برای اجرای آزمون کرانه‌ها توسط نارایان (۲۰۰۵) ارائه شده است: کرانه پایین برای متغیرهای توضیحی $I(0)$ و کرانه بالا برای متغیرهای توضیحی $I(1)$ در نظر گرفته شده‌اند. اگر آماره F بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه هم‌جمع بودن متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد کرد. اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است.

در گام دوم، می‌توان مدل بلندمدت $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6)$ شرطی به شرح زیر را تخمین زد:

$$\begin{aligned} R_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \delta_1 R_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_1} \delta_2 FG_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_2} \delta_3 GDP_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_3} \delta_4 M_{t-i} & \quad \text{(رابطه ۸)} \\ + \sum_{i=0}^{q_4} \delta_5 INF_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_5} \delta_6 ER_{t-i} + \sum_{i=0}^{q_6} \delta_7 Oil_{t-i} + \Psi D_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

اکنون باید تعداد وقفه‌های مدل $ARDL(p_1, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5, q_6)$ برای شش متغیر را با استفاده از معیار شوارتز تعیین کرد. در گام بعد پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM زیر به دست می‌آید:

$$\begin{aligned} \Delta R_t = c_0 + \beta t + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta R_{t-i} + \sum_{l=1}^q \varphi_l \Delta FG_{t-l} + \sum_{p=1}^q \eta_p \Delta GDP_{t-p} \\ + \sum_{n=1}^q \theta_n \Delta M_{t-n} + \sum_{m=1}^q \gamma_m \Delta INF_{t-m} \\ + \sum_{r=1}^q \tau_r \Delta ER_{t-r} + \sum_{s=1}^q \xi_s \Delta Oil_{t-s} + \vartheta ec_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad \text{رابطه ۹}$$

در روابط فوق $\xi, \tau, \gamma, \eta, \varphi, \theta$ ضرایب کوتاه‌مدت پویای مدل‌ها به سمت تعادل و ϑ پارامتر سرعت تعدیل است.

روش‌شناسی پژوهش

در این تحقیق پس از جمع‌آوری داده‌ها برای کشور ایران از تاریخ ۱۳۷۷/۱/۱ تا ۱۳۹۴/۴/۱ با تناوب فصلی، به آزمون فرضیه در نرم‌افزار Microfit5.0 پرداخته شده است. برای این منظور، ابتدا با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم‌یافته، پایایی و ناپایایی متغیرها بررسی می‌شود تا مرتبه انباشتگی متغیرها تعیین شود، سپس آزمون کرانه‌ها به منظور بررسی وجود رابطه بلندمدت میان متغیرها اجرا شده و با استفاده از معیار شوارتز وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در گام بعد، پارامترهای پویای کوتاه‌مدت و بلندمدت به وسیله تخمین ECM به دست می‌آید و در نهایت، آزمون‌های تشخیصی (واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی) گزارش خواهد شد. روش جمع‌آوری داده‌ها به صورت کتابخانه‌ای است و آمار و اطلاعات این پژوهش برای متغیر بازده سهام از شاخص‌های مندرج در سایت بورس اوراق بهادار تهران و سایر متغیرهای پژوهش از آمار و اطلاعات نماگرهای بانک مرکزی با تناوب فصلی گردآوری شده است.

یافته‌های پژوهش

در جدول ۱ نتایج آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) ارائه شده است. مطابق این جدول، به جز متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد و درآمدهای نفتی کشور، سایر متغیرهای مدل در تفاضل‌های مرتبه اول ایستا هستند، از این رو تخمین مدل به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) امکان‌پذیر نیست و نتایج اعتبار کافی ندارند، زیرا رابطه بلندمدت بین متغیرها از بین

می‌رود و توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات نیز غیرنرمال است. در جدول ۲، مرتبه انباشتگی متغیرهای تحقیق به‌طور خلاصه آمده است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته متغیرها

درجه ایستایی	مقادیر بحرانی			آماره محاسبه شده	متغیر
	۱۰٪	۵٪	۱٪		
۱	-۲/۵۹	-۲/۹۰	-۳/۵۳	-۰/۴۳	R_t
۱	-۲/۵۹	-۲/۹۰	-۳/۵۳	-۱/۴۹	FG_t
۱	-۲/۵۹	-۲/۹۰	-۳/۵۳	-۰/۲۶	GDP_t
۱	-۳/۱۶	-۳/۴۸	-۴/۱۰	۳/۰۶	M_t
۱	-۳/۱۶	-۳/۴۸	-۴/۱۰	-۰/۵۸	INF_t
سطح	-۲/۵۹	-۲/۹۰	-۳/۵۳	-۳/۵۴	ER_t
سطح	-۳/۱۶	-۳/۴۸	-۴/۱۰	-۳/۵۸	Oil_t

جدول ۲. مرتبه انباشتگی متغیرها

مرتبه انباشتگی	تعریف	نام متغیر
$I(1)$	بازده سهام	R_t
$I(1)$	جهانی شدن مالی	FG_t
$I(1)$	تولید ناخالص داخلی	GDP_t
$I(1)$	نقدینگی	M_t
$I(1)$	نرخ تورم	INF_t
$I(0)$	نرخ ارز بازار آزاد	ER_t
$I(0)$	درآمدهای نفتی	Oil_t

اگر همه متغیرهای موجود در مدل پایا بودند، نیازی به استفاده از روش ARDL نبود و می‌توانستیم از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد ضرایب مدل استفاده کنیم. بنابراین نتایج آزمون ریشه واحد دیکی - فولر تعمیم یافته ما را در استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مطمئن تر می‌سازد.

با توجه به اینکه درجه پایایی داده‌ها همسان نیست، از روش آزمون کرانه‌ها برای بررسی رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌شود. در جدول ۳ مقادیر بحرانی آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. به تبعیت از کاتیرچی اغلو (۲۰۰۹) و با توجه به قاعده مطالعات تجربی برای کمتر از ۸۰ داده، برای آماره F از مقادیر بحرانی نارایان (۲۰۰۵) استفاده شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است.

جدول ۳. نتایج مقادیر بحرانی روش مدل سازی ARDL

۰/۰۱		۰/۰۵		۰/۱۰		K=۷
I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	
۵/۷۹۷	۴/۰۱۶	۴/۳۳۴	۲/۸۶۴	۳/۶۷۱	۲/۳۸۷	

در جدول ۴ نتایج آزمون کرانه‌ها ارائه شده است. آماره‌های به دست آمده از این آزمون با مقادیر بحرانی جدول ۳ مقایسه می‌شود. اگر آماره محاسباتی بزرگ‌تر از مقدار بحرانی کرانه بالا باشد، می‌توان بدون توجه به درجه پایایی متغیرها، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود ارتباط بلندمدت را رد کرد. برعکس اگر آماره آزمون پایین‌تر از مقدار بحرانی کرانه پایین قرار گیرد، فرضیه صفر را نمی‌توان رد کرد. در نهایت اگر آماره آزمون بین کرانه‌های بالا و پایین قرار گیرد نتیجه آزمون نامشخص است. مشاهده می‌شود که آماره F_{III} در سطح استاندارد ۵ درصد بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی جدول نارایان (۲۰۰۵) است. بنابراین، می‌توان گفت که در سطح معناداری ۵ درصد آزمون کرانه‌ها وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، از این رو نمی‌توان ارتباط بلندمدت میان متغیرها را رد کرد.

جدول ۴. آزمون کرانه‌ها

	Lag	F_{III}
$F(GS_t FDI_t, TR_t, GDPP_t, INDUS_t, UP_t)$	۱	۶/۳۷۸**

** معنی‌داری در سطح ۵ درصد

توجه: مقادیر بحرانی آماره F توسط نارایان (۲۰۰۵) و مقادیر بحرانی آماره t توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) تعیین شده است. K تعداد متغیرها در مدل ARDL است. تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار شوارتز تعیین شده است.

در جدول ۵ تخمین ضرایب بلندمدت مدل ARDL گزارش شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضریب مربوط به جهانی شدن مالی (FG) مطابق انتظار مثبت به دست آمده و در

سطح ۵ درصد معنادار است. علامت ضریب مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) نیز مثبت و مطابق انتظار به‌دست آمده و احتمال مربوط به آن در سطح ۱ درصد معنادار است. مقدار ضریب نقدینگی (M) بسیار کوچک تخمین زده شده و علامت آن مطابق انتظار بوده و در سطح ۵ درصد معنادار است. مقدار ضریب متغیر تورم (INF) بزرگ تخمین زده شده است و در سطح ۵ درصد معنادار است. ضریب نرخ ارز بازار آزاد (ER) مثبت بوده و احتمال مربوط به آن در سطح ۵ درصد معنادار است. همچنین ضریب درآمدهای نفتی (Oil) مطابق انتظار مثبت بوده و احتمال مربوط به آن در سطح ۱ درصد معنادار است.

جدول ۵. تخمین ضرایب بلندمدت با استفاده از روش ARDL

احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	
(۰/۰۴۱)	۲/۱۷۰	۰/۸۲۰	۱/۷۸	FG_t
(۰/۰۰۰)	۴/۷۴۴	۰/۰۰۵	۰/۰۲۳	GDP_t
(۰/۰۲۵)	-۲/۷۰۷	۰/۰۰۲	-۰/۰۰۶	M_t
(۰/۰۳۸)	-۲/۳۴۸	۳۵۵/۳۲	-۸۳۴/۳	INF_t
(۰/۰۴۴)	-۲/۰۵۹	۱/۵۶۳	-۳/۲۱۹	ER_t
(۰/۰۰۴)	۳/۳۳۵	۰/۰۵۲	۰/۱۷۴	Oil_t

ARDL (۱,۰,۰,۰,۰,۰,۱,۰,۱) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته بازده سهام است.

در جدول ۶ نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL آورده شده است. مشاهده می‌شود که در کوتاه‌مدت فقط متغیر نرخ ارز بازار آزاد تأثیر معناداری بر متغیر بازده سهام ندارد، اما با یک دوره وقفه این متغیر بر بازده سهام به‌طور مثبت تأثیر می‌گذارد. ضریب جمله تصحیح خطا $-۰/۱۷$ تخمین زده شده که از نظر آماری کاملاً معنادار و علامت آن مطابق انتظار است. بنابراین، می‌توان گفت که در مدل استفاده‌شده در این مقاله، کمابیش ۱۷ درصد از عدم تعادل به‌دلیل تکانه‌های فصل قبل، در فصل جاری از بین می‌رود.

در جدول ۷ نتایج آزمون‌های واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی گزارش شده است. براساس نتایج این جدول، با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t ، فرضیه همسانی واریانس در بین اجزای اخلاص را نمی‌توان رد کرد، بنابراین واریانس ناهمسانی در بین اجزای اخلاص وجود ندارد. همچنین با توجه به بزرگ بودن احتمال آماره t ، فرض عدم وجود خودهمبستگی سریالی در اجزای اخلاص را نمی‌توان رد کرد و بین اجزای اخلاص خودهمبستگی سریالی وجود ندارد.

جدول ۶. مدل تصحیح خطا براساس مدل ARDL انتخابی

احتمال	آماره t	انحراف معیار	ضریب	
(۰/۰۰۲)	۳/۹۷۸	-۰/۰۷۹	۰/۳۱۷	dFG_t
(۰/۰۳۰)	۲/۶۶۴	۰/۰۰۱۵	۰/۰۰۴	$dGDP_t$
(۰/۰۰۷)	-۳/۱۲۰	۰/۰۰۰۳	-۰/۰۰۱۲	dM_t
(۰/۰۵۱)	-۱/۹۹۴	۷۴/۶۳	-۱۴/۸۸	$dINF_t$
(۰/۳۶۳)	-۰/۹۱۶	-۰/۳۹۴	-۰/۲۷۰	dER_t
(۰/۰۳۴)	۲/۱۷	-۰/۰۱۴	۰/۰۳۱	$dOIL_t$
(۰/۰۳۷)	-۲/۱۳۶	-۰/۰۸۳	-۰/۱۷۸	$ECM(-۱)$
SC = -۶۴۴/۵۳۳		F = ۷/۵۴ (۰/۰۰۰)	SER = ۲۸۸۷/۱	$R^2 = ۰/۹۸۳۳$
AC = -۶۳۳/۵۱۰		DW = ۱/۶۵	RSS = ۴/۷۶E+۰۸	$R^2 = ۰/۹۸۰۷$

ARDL (۱, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰, ۰, ۱) بر اساس معیار شوارتز انتخاب شده است. متغیر وابسته بازده سهام است. توجه: AC معیار آکایک، SC معیار شوارتز - بیزین و SER خطای استاندارد رگرسیونی است.

جدول ۷. آزمون‌های تشخیصی مدل ARDL (۰, ۲, ۱, ۲, ۱, ۰)

آزمون خودهمبستگی			آزمون واریانس ناهمسانی		
	آماره t	احتمال t		آماره t	احتمال t
CHSQ	۱/۴۵۹	(۰/۱۶۳)	CHSQ	۱/۷۲۰	(۰/۱۹۰)
F	۲/۵۳۷	(۰/۱۹۳)	F	۱/۶۸۹	(۰/۲۰۳)

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

این پژوهش به ارزیابی اثر جهانی شدن مالی بر بازده سهام ایران طی دوره زمانی ۱۳۷۷/۰۱/۰۱ تا ۱۳۹۴/۰۴/۰۱ با تناوب فصلی پرداخته است. در این پژوهش، مجموع سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار به‌عنوان متغیر توضیحی جهانی شدن مالی و شاخص کل

بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان متغیر وابسته بازده سهام در نظر گرفته شد. ابتدا آزمون ریشه واحد به اجرا درآمد و پس از آن به‌منظور بررسی وجود یا عدم وجود روابط بلندمدت، آزمون کرانه‌ها انجام شد و در نهایت مدل ARDL به‌دست آمد.

نتایج تخمین روابط بلندمدت بر اساس مدل ARDL انتخابی نشان می‌دهد ضریب جهانی‌شدن مالی مطابق انتظار مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار است. از این رو تأثیر این متغیر در بلندمدت بر بازده سهام به تأیید می‌رسد.

ضریب مربوط به متغیر تولید ناخالص داخلی، مثبت و از نظر آماری معنادار بوده و علامت آن مطابق انتظار است. از این رو، تأثیر مثبت و معنادار این متغیر در بلندمدت بر بازده سهام تأیید می‌شود. همچنین ضریب متغیرهای نقدینگی و تورم، منفی و معنادار ارزیابی شده است که نشان‌دهنده تأثیر منفی افزایش نقدینگی و تورم بر بازده سهام بازار تهران است و به‌طور خاص در ارتباط نقدینگی و بازده سهام، بیان‌کننده این است که نقدینگی موجود به سمت بازار سرمایه هدایت نشده است. ضریب نرخ ارز بازار آزاد مثبت و معنادار به‌دست آمد. همچنین ضریب درآمدهای نفتی مطابق انتظار مثبت و مطابق انتظار بود.

نتایج تخمین مدل ECM با استفاده از روش ARDL انتخابی نشان می‌دهد در کوتاه‌مدت همه متغیرهای پژوهش بر بازده سهام تأثیر دارند، به جز متغیر نرخ ارز که با یک فصل تأخیر، تأثیر خود را بر بازده سهام بازار تهران نشان می‌دهد.

به‌طور کلی، مطالعه نتایج پژوهش نشان می‌دهد جهانی‌شدن مالی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران را تحت تأثیر قرار می‌دهد. با توجه به شاخص‌های اندازه‌گیری جهانی‌شدن مالی که شامل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی، سرمایه‌گذاری خارجی در اوراق بهادار و سایر سرمایه‌گذاری‌های خارجی است، رفع شرایط تحریم‌های بین‌المللی اقتصادی می‌تواند به‌طور مثبت بر بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران تأثیرگذار باشد؛ به بیان دیگر، مسیر رشد و توسعه اقتصادی از طریق سرمایه‌گذاری خارجی (چه به‌صورت مستقیم و غیر مستقیم) با افزایش ارزش پول ملی و نیز افزایش شاخص بورس، امکان‌پذیر خواهد بود.

همان‌طور که پیش از این گفته شد، مطالعات کاملاً مرتبطی با این حوزه انجام نشده است، از این رو نمی‌توان نتایج این مطالعه را جزء به جزء با مطالعات دیگر مقایسه کرد؛ اما به‌طور کلی و بر اساس ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق، نتایج این پژوهش با یافته‌های اسکودا و همکاران (۲۰۱۲)؛ کریمی و همکاران (۱۳۸۹)؛ گوگردچیان و همکاران (۱۳۹۳) و ون کامنهاوت و کاسیومن (۲۰۱۲) همخوانی دارد.

بر اساس آنچه بیان شد می‌توان اذعان کرد که راه‌اندازی بورس بین‌المللی با توجه به جذب سرمایه‌گذاران خارجی از طریق ایجاد بستر مناسب می‌تواند موقعیت جهانی بورس ایران را تقویت کند. با توجه به توافق ۱+۵ و کاهش ریسک‌های سیاسی برای سرمایه‌گذاران خارجی، می‌توان زمینه‌های حضور آنها را در بورس ایران پررنگ‌تر کرد. از آنجا که رقابت در عرصه بین‌الملل به شفاف‌سازی و همچنین رقابتی‌تر ساختن بازار سرمایه در مقابل سایر بازارهای سرمایه در جهان نیاز دارد، می‌توان با کاهش ریسک‌های سیستم‌های اطلاعاتی، بازار و بین‌المللی‌سازی و قوانین نظارتی، دولتی و سیاسی، زیرساخت‌های جهانی شدن را برای بازار سرمایه ایران فراهم کرد.

در انتها، پیشنهادهایی برای مطالعات آتی مطرح می‌شود.

- تعاملات جهانی شدن مالی و ریسک سهام بورس اوراق بهادار تهران و تأثیر آنها بر بازده سهام ارزیابی و تجزیه و تحلیل شود.
- با توجه به نقش ریسک‌های مختلف در جهانی شدن مالی، آثار ریسک‌های مالی، ریسک‌های دولتی و سیاسی و ریسک‌های بازار در فرایند ورود سرمایه‌گذاران خارجی به بازار سرمایه ایران بررسی شود.
- آثار جهانی شدن بر توسعه بازارهای مالی در وضعیت بحران اقتصادی با وضعیت رونق در کشورهای توسعه‌یافته و در حال توسعه مقایسه شود.
- نقش جهانی شدن مالی در رشد و توسعه مالی و اقتصادی کشور با تأکید بر سرمایه‌گذاری خارجی تحلیل شده و به قوت‌ها و ضعف‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در این راستا پرداخته شود.
- نقش مؤسسه‌ها و شرکت‌های سرمایه‌گذاری در رشد و توسعه اقتصادی و نیز جهانی شدن مالی ارزیابی شود.

References

- Abounoori, E. & Ghaderi, S. (2011). The Effect of Trade and Financial-Openness on Government Size: A Case Study for MENA. *International Research Journal of Applied and Basic Sciences*, 2 (5), 170-174.
- Azar, A. & Karimi, S. (2010). Neural Network Forecasts of Stock Return Using Accounting Ratios. *Journal of Financial Research*, 11(28), 3-20. (in Persian)
- Aziakpono, M., Bauer, R. & Kleimeier, S. (2014). Financial globalization and sustainable finance: Implications for policy and practice. *Journal of Banking & Finance*, 48, 137-138.

- Balaban, E. & Ozgen, T. (2016). Trading session effects on stock returns and their conditional volatility: Firm-level evidence from a European Union accession country. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 446, 264–271.
- Choi, Y.K. & Kim, D.S. (2000). Determinants of American Depositary Receipts and their underlying stock returns: Implications for international diversification. *International Review of Financial Analysis*, 9(4), 351–368.
- Collier, P., Hoeffler, A. & Pattillo, C. (2000). Flight capital as portfolio choice. *World Bank Economic Review*, 15(1), 55-80.
- Dasgiri, M. & Khudabandah, R. (2003). the relationship between the main components of content, statement of cash flows and stock returns. *Social and Human Sciences of Shiraz University*, 2 (19), 100-112. (in Persian)
- Dastgiri, M., Gugerdchian, A. & Adamiyyat, S. (2015). The relationship between the quality of earnings (profit distribution) and stock returns. *Financial Accounting and auditing researches*, 7(26), 21-37. (in Persian)
- Doidge, C., Karolyi, G.A. & Stulz, R.M. (2013). The U.S. left behind? Financial globalization and the rise of IPOs outside the U.S. *Journal of Financial Economics*, 110(3), 546–573.
- Esqueda, O. A., Assefa, T.A., Mollick, A.V. (2012). Financial globalization and stock market risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(1), 87–102.
- Faia, E. (2011). Macroeconomic and welfare implications of financial globalization. *Journal of Applied Economics*, 14(1), 119-144.
- Georgiadis, G. & Arnaud, M. (2016). Financial globalisation and monetary policy effectiveness. *Journal of International Economics*, 103, 200–212.
- Ghaderi, K., Ghaderi, S. & Ghaderi, S. (2014). The Survey of the Impact of globalization on the cost of capital of listed companies in Tehran Stock Exchange: Panel Data Approach. *Journal of Financial Research*, 16(2), 327-344. (in Persian)
- Gilen, M. (2001). *Globalization, civilization, destroying or disabling*. Translated by Dibaei, M. Aftab Monthly. (in Persian)
- Googerchian, A., Tabibi, S.K. & Googerchian, M. (2014). Assessment of global economic growth in the process of financial globalization. *Applied Economics Studies in Iran*, 1 (3), 205-221. (in Persian)

- Gozzi, J., Levine, C.R., Peria, M. S. M. & Schmukler, S.L. (2015). How firms use corporate bond markets under financial globalization. *Journal of Banking & Finance*, 58, 532–551.
- Hashemi, R. & Saedi, S.A. (2009). The Relationship between operating income and operating cash flows and stock returns, according to four fixed operating profit, size, leverage and growth. *Accounting and financial management*, 1 (1), 57-83. (in Persian)
- Jaafari Samimi, A. & Yahyazadehfar, M. (2001). Investigate the relationship between inflation and stock returns: theoretical analysis and review of the literature. *Humanities*, 1 (11), 115-158. (in Persian)
- Jafari Samimi, A., Hosseinzadeh, R. & Nademi, Y. (2012). Openness and inflation: New empirical panel data evidence. *Economics Letters*, 117(3), 573–577.
- Jinjarak, Y. (2014). Equity prices and financial globalization. *International Review of Financial Analysis*, 33, 49–57.
- Jones, C. P. (2012). *Investments: Analysis and Management*, 12th Edition, Wiley Publishing.
- Jordan, S.J., Vivian, A. & Wohar, M.E. (2016). Can commodity returns forecast Canadian sector stock returns? *International Review of Economics & Finance*, 41, 172–188.
- Karimipotanlar, S., Ghaderi, S. & Sanginabadi, B. (2010). Effects of commercial and financial globalization on size of government in Iran, *Economics and new commerce*, 6 (21-22), 145-164. (in Persian)
- Karolyi, G. A. (2004). The role of American Depositary Receipts in the development of emerging equity markets. *Review of Economics and Statistics*, 86, 670-690.
- Katircioglu, S. (2009), Foreign Direct Investment and Economic Growth in Turkey: An Empirical Investigation by the Bounds Test for Co-integration and Causality Tests, *Ekonomika Istraživanja*, 22 (3): 1-8.
- Kordestani, G. & Bakhtiaripour, M (2014). Investigating the Effect of Relative Firms Profitability on Stock Return Sensitivity to Industry-Level News, *Accounting Knowledge*, 4, (15), 7-32. (in Persian)
- Kose, M.A., Prasad, E., Rogoff, K., Wei, S., (2009). Financial globalization: a reappraisal. *IMF Staff Pap.* 56, 8–62.

- Mehrani, S. & Mehrani, K. (2004). The relationship between profitability and stock returns in the Tehran Stock Exchange. *Accounting and audit investigations*: 10 (33), 93-105. (in Persian)
- Mirjalili, S.H. (2002). Banking and exigencies of globalization in banking. *Mofid letters*, 3 (8), 49-70. (in Persian)
- Motameni, M. (2006). Analysis of Return Volatility in Tehran Stock Exchange, *Master's thesis of Economics*. School of Economics and Finance, University of Mazandaran. (in Persian)
- Naji Meidani, A.A., Salimifar, M. & Muskabadi Mohajer, H. (2014). Study of Dynamic Effects of Globalization of Commerce on Imports of Machinery, Equipment, Tools and Metal Products Industries in Iran. *Strategic Studies of Globalization Journal*, 4 (13), 79-103. (in Persian)
- Narayan, P. K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from co integration tests, *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Nazari, M. & Bazargani Kia, M. (2004). Effects of globalization on the textile industries, clothing and leather during the period 1978-1996. *Journal of Economic Research (Tahghihat-e- Eghtesadi)*, 39 (1), 103-126. (in Persian)
- Nikkinen, J., Omran, M.M., Sahlström, P. & Äijö, J. (2008). Stock returns and volatility following the September 11 attacks: Evidence from 53 equity markets. *International Review of Financial Analysis*. 17(1), 27-46.
- 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.
- Rao, J. (1998). Openness, Poverty and Inequality; Back Ground Paper Prepared for the Human Development Report (1999); *New York*; UNDP; May. Available at <http://www.fao.org/es/seminar/mohanrao.pdf>
- Reboredo, J.C. & Andrea, U. (2016). Quantile dependence of oil price movements and stock returns. *Energy Economics*, 54, 33-49.
- Sheng, L. (2015). Theorizing income inequality in the face of financial globalization. *The Social Science Journal*, 52(3), 415-424.
- Stulz, R. M. (2005). The Limits of Financial Globalization. *The Journal of Finance*, 60(4), 1595–1638.
- Talebnia, Gh. & Zare Nikooparvar Yazdi, M. (2010). Investigate impact of Corporates' financial variables on trading volume in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 12 (29), 79-98. (in Persian)

- Tehrani, R. & Fanni Asl, M. (2008). The Relationship between “Operational Cash Flow” and “Accrual Profit” with “Equity Return” from Companies Enlisted Tehran Stock Exchange since 1378 to 1380. *Journal of Financial Research*, 9 (3), 21-32. (in Persian)
- Torre, A., Gozzi, J.C & Schmukler, S.L. (2006). Stock Market Development under Globalization: Whither the Gains from Reforms? *Journal of Banking & Finance*, 31 (6), 1731-1754.
- UNDP (1999). Human Development Report. Available in: <http://hdr.undp.org/en/content/human-development-report-1999>.
- Van Campenhout, B. & Cassimon, D. (2012). Multiple equilibria in the dynamics of financial globalization: The role of institutions. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(2), 329-342.

