فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و یکم، شماره ۶۷، پاییز ۱۳۹۲، صفحات۱۰۴- ۸۹

اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران

ابوالفضل شاه‌آبادی
دانشیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)
shahabadia@gmail.com

محمدکاظم نظیری
استادیار اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا همدان
naziri_k@yahoo.co.uk

سحر حواج
دانشجوی دکترای علوم اقتصادی دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه بوعلی سینا همدان
saharhavaj@yahoo.com

یکی از ویژگی‌های کشورهای توسعه‌یافته وجود بازارهای مالی کارامد است که ضمن ایفای نقش مهم در اقتصاد این کشورها زمینه‌ساز رشد و توسعه اقتصادی این کشورها نیز می‌باشد. در طول سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسان‌ها و نااطمینانی‌های قابل توجهی مواجه بوده‌اند، به گونه‌ای که عدم اطمینان موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری شده بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را نگران ساخته است. در این مقاله رابطه بین نوسان‌های بازده بازار (ریسک) و برخی متغیرهای کلان اقتصادی بررسی می‌شود، همچنین رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ بازده مسکن، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ تولید و اشتغال صنعتی) با ریسک بازده کل بورس را در سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۸۰) مورد بررسی قرار گرفته شده است. نتایج نشان‌دهنده ناچیز بودن آثار متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران است، همچنین به رابطه مثبت بین ریسک و بازده در دوره مورد مطالعه اشاره می‌کنند.

طبقه‌بندی JEL: *C23, E31, F31, G12, G28*.
واژه‌های کلیدی: *مدل ARCH، مدل GARCH-M، بورس اوراق بهادار تهران، ریسک و بازده.*

***تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۹/۱۰**

۱. مقدمه

در سال‌های اخیر بازارهای مالی جهان همواره با نوسان‌ها و نااطمینانی‌های قابل توجهی مواجه بودند، به گونه‌ای که عدم اطمینان موجود در ارتباط با بازده دارایی‌های سرمایه‌گذاری‌شده بسیاری از سرمایه‌گذاران و تحلیلگران مالی را نگران ساخته است. همانطور که سرمایه‌گذاران بیان می‌کنند عدم اطمینان مهم‌ترین عامل در قیمتگذاری هر دارایی مالی است. از آنجا که تاکنون مطالعات جامعی در خصوص نقش متغیرهای کلان اقتصادی بر ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار انجام نشده است، در این زمینه تلاش می‌شود به بررسی رابطه بین نوسان‌های بازده بازار (ریسک) و برخی متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته شود. پیوند عمیق موجود بین رونق اقتصادی و بازده بازار باعث می‌شود شوک‌های اقتصاد کلان بازده بازار را تحت تأثیر قرار دهد. هر شوک وارده به متغیرهای کلان اقتصادی منبع عمده ریسک است و راهی برای انتقال ریسک با ایجاد پورتفوی مناسب وجود ندارد.

با توجه به اهمیت ریسک سیستماتیک در سرمایه‌گذاری هدف تحقیق حاضر بررسی نقش متغیرهای کلان اقتصادی (نرخ بازده مسکن، نرخ تورم، نرخ ارز، نرخ اشتغال و تولید صنعتی) بر ریسک سیستماتیک بازار بورس اوراق‌بهادار طی دوره زمانی (۱۳۸۸-۱۳۸۰) است، بنابراین ابتدا مبانی نظری و پیشینه تحقیق را بیان می‌کنیم، سپس به ارائه مدل و تجزیه‌وتحلیل نتایج و در انتها به ارائه جمع‌بندی می‌پردازیم.

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

از آنجا که در تصمیم‌های سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار ریسک یکی از مهم‌ترین ابزارها برای تصمیم‌گیری و پیش‌بینی برای سرمایه‌گذاران است، از این رو شناخت عوامل مؤثر بر آن اهمیت دارد. پژوهش‌های کاربردی در بازارهای توسعه‌یافته نشان می‌دهد ریسک با تغییر متغیرهای اقتصاد کلان تغییر می‌کند، بنابراین ریسک با متغیرهای اقتصاد کلان ارتباط قوی دارد.

تورم یکی از متغیرهای کلان اقتصادی است که می‌تواند بر ریسک سیستماتیک تأثیرگذار باشد و تورم آثار مستقیمی بر استراتژی بهینه‌سازی بنگاه‌های اقتصادی دارد (سیترلی، ۲۰۰۶). بر اساس نتایج تجربی، نرخ‌های بالای تورم منجر به تورم‌های بالاتر و نوسان‌های بیشتر منجر به بازدهی اوراق در دوره‌های بعد گردیده و این امر باعث کاهش فعالیت‌های مالی بلندمدت می‌شود. در اقتصادهای با تورم بالا واسطه‌گران مالی کمتر وام می‌دهند، بنابراین سرمایه به‌طور کارا تخصیص داده نمی‌شود و بازارهای اوراق ممکن است کوچکتر و نقدینگی کمتری داشته باشند؛ همچنین

تورم بالا در بلندمدت منجر به کاهش فعالیت‌های حقیقی و کاهش نرخ رشد در بلندمدت می‌شود، بنابراین تورم به‌صورت منفی رشد بلندمدت را تحت تأثیر قرار می‌دهد (بارو، ۱۹۹۱، برونو، ۱۹۹۸، دی‌گرگوریو، ۱۹۹۱ و فیشر، ۱۹۹۳).

اینکه تورم چه نوعی از فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد مسئله مهمی است، زیرا نرخ‌های بالای تورم با ایجاد عدم اطمینان و اصطحکاک بازارهای مالی در تخصیص منابع سیستم مالی را ناکارامد می‌کند (بوید و اسمیت، ۱۹۹۸ و هایینس و بروس، ۱۹۹۸و ۱۹۹۹). ریسک موجب تغییر در قدرت خرید، شیب خط بازار سرمایه و بتا در مدل قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای می‌گردد (لوئر، ۱۹۷۸). باید خاطر نشان ساخت با افزایش تورم بهای تمام‌شده تولید نیز افزایش می‌یابد و این امر باعث کاهش سودآوری سرمایه‌گذاری شده و سبب می‌شود بنگاه‌ها تمایل کمتری به پذیرش ریسک نشان دهند. در واقع، پیش‌بینی اثر تورم موجب انتقال ثروت از اعتباردهندگان به استقراض‌کنندگان می‌شود و تورم باعث کاهش ارزش پس‌اندازها شده و میزان وام‌دهی بانک‌ها را کاهش می‌دهد و هزینه معاملات و کسب اطلاعات افزایش می‌یابد. تورم به معنای کاهش قدرت دارایی‌های مالی به نسبت دارایی‌های حقیقی است (راعی و سعیدی، ۱۳۸۷).

متغیر نرخ ارز نیز یکی از عوامل تعیین‌کننده ریسک سیستماتیک محسوب می‌شود، زیرا ریسک نرخ ارز که با تغییرات غیرقابل پیش‌بینی نرخ ارز تعریف می‌شود در ارزش طرح تأثیرگذار است. وام‌هایی که می‌بایست به پول خارجی بازپرداخت شوند سهامداران را در معرض ریسک نرخ ارز قرار می‌دهند. ریسک نرخ ارز نیز بر ارزش پول ملی تأثیرگذار است و باعث کاهش ارزش پول ملی می‌شود. سرمایه‌داران در مواجهه با این ریسک نیاز دارند هزینه‌ها و درآمدهایشان را برای اینکه تحمل ریسک منطقی به‌نظر برسد جبران کنند (گری و تیموتی، ۲۰۰۳). علاوه بر این، افزایش ملایم در نرخ ارز ممکن است ورشکستگی‌هایی که به سایر بخش‌ها انتقال داده می‌شود را ایجاد کند. اگر انتظار افزایش نرخ ارز وجود داشته باشد، بنگاه‌ها بدهی خارجی خود را منقبض می‌کنند (فلانری و پروتوپاپاداکیس، ۲۰۰۲). ادبیات تجربی گسترده‌ای در خصوص اشتراک بازار سهام و بازار ارز خارجی هم برای کشورهای توسعه‌یافته و هم کشورهای درحال‌توسعه وجود دارد. البته باید خاطر نشان ساخت فرانک و یانگ (۱۹۷۲) به بررسی رابطه بین نرخ ارز و سرمایه‌های بنگاه‌های چندملیتی آمریکا پرداخته و نتیجه گرفتند هیچ مدل مشخص و واحدی از عکس‌العمل قیمت سهام به نرخ ارز وجود ندارد. در مقابل، انگ و غلاب (۱۹۷۶) تأثیر دلار آمریکا را بر ۱۵ بنگاه چندملیتی آمریکا بررسی کردند و نتیجه گرفتند قیمت‌های سهام

به‌سرعت با تغییرات نرخ ارز تعدیل می‌شوند. آگراوال (۱۹۸۱) نیز بیان نمود ارزش شناور دلار و قیمت‌های سهام آمریکا به‌طور مثبت به یکدیگر وابسته‌اند.

از آنجا که مسکن به‌عنوان دارایی بخش قابل ملاحظه‌ای از ثروت خانوارها را تشکیل می‌دهد، نوسان‌های قیمت مسکن و سایر دارایی‌ها نقش آن بر نوسان ادوار تجاری و تحلیل آن برای برقراری ثبات قیمت دارایی‌های مالی تعیین‌کننده است. افزایش قیمت دارایی در نتیجه ثروت باعث اثرگذاری روی مصرف و سرمایه‌گذاری می‌شود. به‌عنوان مثال، افزایش ثروت در اثر افزایش قیمت مسکن سبب افزایش مصرف و رشد فعالیت‌های کلی اقتصاد خواهد شد، بنابراین کاهش قیمت دارایی‌ها به‌عنوان نمونه سهام و مسکن دارای آثار ثروت مهمی است که باعث کاهش معنادار مصرف و سرمایه‌گذاری و نیز کاهش فعالیت‌های اقتصادی می‌شود (قلی‌زاده، ۱۳۸۷). بنابراین رابطه مثبت بین بازار مسکن و سهام سیکل‌های اقتصاد را سخت و شدید می‌کند، از این رو بازده مسکن می‌تواند معیار مناسبی برای بررسی اثر مسکن بر ریسک سیستماتیک باشد.

عوامل بازارهای مالی (ریسک و بازده) نیز می‌توانند تحت تأثیر عوامل طرف عرضه و تقاضا نظیر رشد اشتغال صنعتی قرار گیرند. این واقعیت که شرایط عرضه و تقاضای اقتصاد کلان بازده دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد از طریق تمرکز بر رابطه بازده بازار و فعالیت صنعتی بیان شده است (اپلی و همکاران، ۱۹۹۸).

تولید صنعتی متغیر دیگری است که بر ریسک تأثیرگذار است. چن و همکاران (۱۹۸۶) عوامل بالقوه ریسک را معرفی می‌کنند و بیان می‌دارند نرخ رشد تولید صنعتی به‌صورت قوی ریسک را تحت تأثیر قرار می‌دهد، همچنین کاتلر و همکاران (۱۹۸۹) دریافتند رشد تولید صنعتی به‌صورت مثبت و معناداری با بازده واقعی بازار همبستگی دارد.

دیلیپ و همکاران (۲۰۰۲) با استفاده از رهیافت GARCH مدل قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را تخمین زدند. در این تحقیق به بررسی رابطه پارامتر β و متغیرهای مالی و کلان اقتصادی می‌پردازند. متغیرهای کلان اقتصادی این تحقیق شامل نسبت‌های صادرات و واردات به تولید ناخالص داخلی، نرخ تورم، نسبت مازاد دولت به تولید ناخالص داخلی، رشد مجموع پولی M_1 و نسبت جذب بازارسرمایه به تولید ناخالص داخلی می‌باشند متغیرهای مالی شامل میزان جذب بازار سرمایه به‌نوان کسری از کل جذب بازار سرمایه جهانی، سودهای توزیع‌ده، نرخ بهره

اوراق منتشره[1] نسبت به اوراق و درآمدها به قیمت است. نتایج به‌دست آمده حاکی از این است که بخش اعظمی از متغیرها روی بتا تأثیرگذارند.

چودهاری و همکاران (۲۰۰۶) به بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر نوسان‌های بازار سهام بنگلادش پرداخته‌اند. در این مطالعه، از مدل GARCH-M(1,1) و شاخص ترکیبی ماهانه DSE[2]، شاخص تولید صنعتی، نرخ ارز خارجی و شاخص قیمت مصرف‌کننده استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد رابطه نوسان‌های بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی قوی نیست. عدم وجود رابطه بین نوسان‌های نرخ ارز و بازار سهام می‌تواند از طریق رژیم ثابت ارزی حاکم توضیح داده شود.

وست و ورتینگتون (۲۰۰۶) به بررسی نقش عوامل کلان اقتصادی ریسک در بازده دارایی‌های بازارهای مالی استرالیا پرداختند. در این تحقیق از مدل GARCH-M استفاده شده است. متغیرهای این بررسی شامل بازده‌های دارایی‌های اداری و خرده‌فروشی[3]، دارایی صنعتی، دارایی‌های اعتباری لیست‌شده[4] و دارایی سرمایه‌ای[5] و بازده بازار، نرخ‌های بهره بلندمدت، میان‌مدت و کوتاه‌مدت، نرخ تورم انتظاری و غیرمنتظره، فعالیت ساختمانی و اشتغال و تولید صنعتی است. نتایج بیانگر معناداری عوامل کلان اقتصادی در بازده دارایی‌های مالی است.

کاکمور یلدر تن (۲۰۰۷) به بررسی تأثیر پویایی اقتصاد کلان بر بورس سرمایه استانبول (ISE)[6] می‌پردازد. متغیر وابسته IMKB100 (شاخصی برای اندازه‌گیری قیمت اوراق به دلار)، متغیرهای مستقل شامل ذخایر بین‌المللی (به دلار)، سپرده سرمایه‌ای بانک‌های تجاری، شاخص بازده، واردات، صادرات، تراز تجاری، مازاد مانده حقیقی M_1، ضریب پول (M_2)، نسبت اعتبارات داخلی به تولید ناخالص داخلی، نرخ بهره واقعی بر سپرده‌ها، نسبت پایه پولی (تبدیل‌شده به پول خارجی) به ذخایر بین‌المللی ناخالص، پایه پولی (به دلار)، نرخ ارز (به دلار)، میانگین انحراف از نرخ واقعی ارز، اختلاف بین نرخ‌های بهره حقیقی خارجی (ایالات متحده) و داخلی بر سپرده‌ها و انحراف نرخ ارز حقیقی از سایر نرخ‌های ارز می‌باشند. نتایج به‌دست آمده نشان‌دهنده رابطه بین متغیرها و شاخص بازده سهام (با علامت‌های متفاوت) در مدل است.

1.Term Spread
2. Dhaka Stock Exchange
3. Retail
4. Listed Property Trust
5. Property Stock
6. Istanbul Stock Exchange

فلانری و پروتوپاپاداکیس (۲۰۰۲) اثر متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص بازده سهام نیویورک با استفاده از روش GARCH را مورد مطالعه قرار دادند. سه متغیر به‌صورت اسمی (شاخص قیمت مصرف‌کننده، قدرت برابری نرخ ارز و عرضه پول) و سه متغیر به‌صورت واقعی (رابطه تجاری، نرخ اشتغال و قیمت مسکن) در مدل به‌کار گرفته شده است. نتایج نشان‌دهنده رابطه بین متغیرها و شاخص بازده سهام (با علامت‌های متفاوت) در مدل است.

۳. ارائه مدل

مدل GARCH-M(p,q) مورداستفاده در این تحقیق به دلایل ذیل مناسب است: نخست اینکه مدل‌های قیمتگذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)[1] و تئوری قیمتگذاری آربیتراژ (APT)[2] رابطه مثبت بین ریسک و بازده را معرفی می‌کنند. در سطح تئوری، ریسک دارایی (در مدل‌های CAPM و APT) از طریق واریانس شرطی بازده‌ها اندازه‌گیری می‌شود، اما مدل ARCH برای مدلسازی و پیش‌بینی واریانس‌های شرطی است. این مدل‌ها به ریسک اجازه می‌دهند در طول زمان تغییر کنند، از این رو تخمین‌گرهای کاراتر و دقیق‌تر از بازده‌ها نسبت به مدل‌های قبل ارائه می‌کنند.

دوم اینکه یک مدل GARCH(p,q) می‌تواند هم حافظه بلندمدت و هم کوتاه‌مدت در بازده‌ها را اندازه‌گیری کند. مدل‌های GARCH| نسبت به مدل‌های ARCH حافظه بلندمدت‌تری را نشان می‌دهند. این موضوع مشخصه مهمی از بازده دارایی‌ها را نشان می‌دهد. بازده دارایی‌ها نوسان‌های خوشه‌ای دارند. نوسان‌های خوشه‌ای به این معنا است که نوسان‌های شوک‌های امروز نوسان‌های انتظاری دوره‌های بعد را تحت تأثیر قرار می‌دهد و مدل GARCH(p,q) این درجه از تسلسل و دوام در نوسان‌ها را اندازه‌گیری می‌کند. در نهایت، مدل GARCH-M مدلی است که معمولاً زمانی‌که بازده انتظاری یک دارایی مستقیماً به ریسک انتظاری دارایی مربوط است استفاده می‌شود، به گونه‌ای که ضریب تخمینی ریسک رابطه بین ریسک و بازده رامشخص می‌کند. این مدل‌ها، رابطه بین ریسک و بازده انتظاری را در حالی‌که صرف ریسک در طول زمان تغییر می‌کند مدلسازی می‌کنند (وست و ورتینگتون، ۲۰۰۶).

1. Capital Asset Pricing Model
2. Arbitrage Pricing Theory

وجود همبستگی مثبت میان ریسک و بازده یکی از تئوری‌های مطرح در مباحث مالی را تشکیل می‌دهد. بر این اساس، صرف ریسک بیشتر بازدهی بیشتری را به همراه خواهد داشت که GARCH-M این ویژگی را مدلسازی می‌کند(کیم و کان، ۱۹۹۴). ساختار مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به این صورت نشان داد که وجود همبستگی مثبت میان ریسک و بازده یکی از تئوری‌های مطرح در مباحث مالی است. بر این اساس، صرف ریسک بیشتر بازدهی بیشتری را به‌همراه خواهد داشت که GARCH-M این ویژگی را مدلسازی می‌کند. ساختار مدل GARCH-M استاندارد را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t + \theta\sigma_t^2 + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &\approx N(0,\ \sigma_t^2) \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_t^2 + \gamma_t\sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \qquad (۱)$$

مثبت و معنادار بودن θ نشان می‌دهد افزایش در ریسک به افزایش در بازده منجر خواهد گردید. عبارت $\theta\sigma^2$ را می‌توان به‌عنوان صرف ریسک تفسیر نمود. هدف این تحقیق بررسی اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر صرف ریسک است. به این منظور، متغیرهای توضیحی به‌عنوان عوامل ریسک وارد مدل می‌شوند و مدل زیر برآورد می‌شود:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = \alpha_0 &+ \textstyle\sum_{k=1}^{q}\alpha_k\varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{h=1}^{p}\gamma_h\sigma_{t-h}^2 + \beta_1 * IN_t + \beta_2 * USD_t \\ &+ \beta_3 * HR_{t-1} + \beta_4 * IE_t + \beta_5 * INP_t \end{aligned} \qquad (۲)$$

۳-۱. متغیرهای تحقیق و تعریف عملیاتی آنها

متغیرهای به‌کار رفته در تحقیق حاضر عبارتند از نرخ بازده بازار، نرخ بازده مسکن، نرخ تورم، نرخ ارز، تولید و اشتغال صنعتی.

الف) نرخ بازده بازار (r_t): نرخ بازده بازار در این تحقیق با استفاده از شاخص قیمت و بازده نقدی یا همان شاخص کل[1] تعریف شده است که به این صورت محاسبه می‌شود: $r_t = \ln \pi_t - \ln \pi_{t-1}$ و π معرف شاخص می‌باشد.

ب) نرخ بازده مسکن (HR_t): برای اندازه‌گیری بازده مسکن، درصد تغییرات قیمت یک مترمربع واحد مسکونی برای ۳۰ شهر بزرگ ایران به‌علاوه متوسط نرخ اجاره بهای یک متر واحد مسکونی (R) در شهرهای مذکور در نظر گرفته شده است.

1. Tehran Exchange Dividend and Price Index (TEDPIX)

$$HR_t = ((\frac{P_t - P_{t-1}}{P_t}) + R) * 100 \quad (۳)$$

ج) نرخ واقعی ارز (USD_r): به دلیل اینکه دلار مهم‌ترین پول خارجی است و اطلاعات مربوط به این ارز از سال شروع دوره مورد بررسی موجود است به‌عنوان نرخ ارز در نظر گرفته شده است که به‌صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$USD_t = (\frac{WPI_{USA}}{WPI_{Ir}}) * USD_{of} \quad (۴)$$

WPIUS: شاخص قیمت عمده‌فروشی آمریکا بر مبنای سال ۱۹۹۷، WPIIR: شاخص قیمت عمده‌فروشی ایران بر مبنای سال ۱۳۷۶ و USD_{of}: نرخ ارز بازار رسمی می‌باشد.

د) نرخ تورم (INt): درصد تغییرات شاخص کل بهای کالاها و خدمات مصرفی در مناطق شهری ایران به‌عنوان نرخ تورم در نظر گرفته شده است.

ه) تولید صنعتی (INP) و اشتغال صنعتی (IE): نرخ رشد تولید صنعتی و اشتغال صنعتی از لگاریتم وقفه‌های تولید و اشتغال صنعتی به‌دست می‌آیند.

۳-۲. جامعه، نمونه آماری و توصیف آماری داده‌ها

شاخص کل TEDPIX از داده‌های ماهانه شاخص بورس اوراق بهادار تهران طی دوره ۱۳۸۰/۱/۱ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۹ برای آزمون عملکرد مدل‌های ارائه‌شده در توضیح رفتار میانگین و نوسان‌های بازدهی و بررسی متغیرهای قیمتی بر ریسک استفاده شده است. داده‌های مربوط به نرخ تورم، نرخ واقعی ارز، اشتغال و تولید صنعتی از آمار حساب‌های ملی ایران و نماگرهای اقتصادی مستخرج از پایگاه آماری بانک مرکزی و داده‌های مربوط به قیمت مسکن نیز از سایت وزارت مسکن و شهرسازی جمع‌آوری شده است.

۳-۳. تکنیک تخمین

برای مدلسازی همزمان میانگین و نوسان‌های بازدهی مالی از مقادیر میانگین و واریانس شرطی داده‌ها استفاده می‌شود. در این مدل‌ها فرض می‌شود بازده از فرایند زیر پیروی کند:

$$r_t = \mu_t + \varepsilon_t$$
$$\varepsilon_t \approx N(0, \sigma_t^2) \quad (۵)$$

که در آن، μ_t: میانگین شرطی بازدهی مشروط به اطلاعات موجود تا دوره t-1 و ε_t: شوک بازدهی در دوره t است، بنابراین واریانس بازدهی برابر خواهد بود با:

$$Var_{t-1}(r_t) = E\left[(r_t - \mu_t)2\right] = E_{t-1}(\varepsilon_t^2) = \sigma_t^2 \qquad (۶)$$

همچنین فرض می‌شود ε_t از فرایند زیر تبعیت کند:

$$\varepsilon_t = \sigma_t V_t$$
$$V_t \approx iid(0, 1) \qquad (۷)$$

بنابراین، $Var\varepsilon_t^2 = \sigma_t^2$ وابسته به زمان است. برای توضیح رفتار میانگین و واریانس شرطی در طول زمان معادلاتی برای میانگین و واریانس به شرح زیر تصریح می‌شود:

۳-٤. معادله میانگین

برای تصریح و برآورد معادله میانگین از روش معمول سری‌های زمانی مدل‌های ARMA[1] استفاده می‌شود. فرم کلی معادله میانگین عبارتست از:

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} a_i r_{t-i} + \varepsilon_t - \sum_{j=1}^{n} b_j \varepsilon_{t-j} \qquad (۸)$$

انتخاب مدل با معیارهای معمول ARMA انجام می‌گیرد. یکی از ویژگی‌هایی که به‌طور خاص در مدلسازی نوسان‌ها از اهمیت برخوردار است این است که همبستگی بین مقادیر باقیمانده معادله میانگین برداشته می‌شود.

۳-۵. مدل‌های خودرگرسیونی واریانس ناهمسان (ARCH)[2]

این گروه از مدل‌ها توسط انگل (۱۹۸۲) ارائه شد و نخستین گروه مدل‌ها برای برآورد واریانس شرطی بازدهی محسوب می‌شود. ایده اساسی این مدل‌ها این است که بازدهی، ε_tهای شوک همبستگی سریالی ندارند، اما به‌طور غیرخطی به یکدیگر وابسته هستند که این وابستگی را می‌توان با تابع درجه دوم بیان کرد. به این ترتیب:

1. Autoregressive Integrated Moving Average
2. Autoregressive Conditional Hetroskedasticity

$$\varepsilon_t = \sigma_t V_t$$
$$V_t \approx iid(0, 1)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + ... + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \qquad (۹)$$

برای اطمینان از اینکه واریانس شرطی نامحدود نمی‌شود، ضرایب شوک‌ها و α_iها (که ضرایب RCH نیز نامیده می‌شوند) می‌بایست شرایط خاصی را تأمین کنند. $\alpha_0 \succ 0, \quad \alpha_k \succ 0$ برای k>1. این فرایند با ARCH(q) نشان داده می‌شود و می‌تواند پدیده نوسان‌های خوشه‌ای را به‌خوبی توضیح دهد. به این ترتیب، هر چه مقادیر شوک‌های گذشته بزرگتر باشند واریانس شوک دوره فعلی افزایش یافته و احتمال اینکه شوک دوره فعلی مقدار بزرگتری باشد را افزایش می‌دهد.

۳-۶. مدل‌های تعمیم‌یافته خود رگرسیونی واریانس ناهمسانی GARCH

یکی از نقاط ضعف مدل‌های ARCH این است که یک مدل قابل قبول به‌طور معمول نیازمند برآورد تعداد زیادی پارامتر است. علاوه بر این، برای جلوگیری از منفی شدن مقادیر برآوردشده واریانس نیاز است ساختار خاص و از پیش تعیین‌شده‌ای بر مدل اعمال شود. برای رفع این مشکلات گروه دیگری از این مدل‌ها با تعمیم مدل ARCH ارائه شد. در این مدل‌ها نوسان‌ها به‌صورت زیر مدلسازی می‌شوند، در حالی که فرم کلی معادله میانگین تغییری نمی‌کند:

$$\varepsilon_t = \sigma_t V_t$$
$$V_t \approx iid(0, 1)$$
$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{q} \alpha_k \varepsilon_{t-k}^2 + \sum_{h=1}^{p} \gamma_h \sigma_{t-h}^2 \qquad (۱۰)$$

در این رابطه، γ_hها را ضرایب GARCH می‌نامند، همچنین $\alpha_0 \succ 0, \quad \alpha_k \geq 0$ برای k≥1 و $\gamma_h \geq 0$ برای $h \geq 0$. بر اساس مدل عمومی GARCH مدل‌های متعددی ارائه شده‌اند که هر یک بر ویژگی خاصی از داده‌های مالی تأکید می‌کنند. در تخمین مدل GARCH(p,q) و GARCH(1,1) با فرض اینکه میانگین شرطی بازدهی از یک فرایند AR(m) تبعیت می‌کند بر اساس معیار آکائیک بهترین مدل برای این شاخص تعیین می‌شود. با فرض توزیع نرمال داده‌ها مدل برآورد می‌شود و تابع درستنمایی عبارت خواهد بود از:

$$L = \sum \left(-\frac{1}{2}\ln(2\pi n - \frac{1}{2}\ln(2\sigma_t^2) - \frac{1}{2}\frac{\varepsilon_t^2}{\sigma_t^2}\right) \qquad (۱۱)$$

که در آن، s برابر است با تعداد مشاهداتی که در فرایند برآورد از دست می‌رود. در یک مدل با معادله میانگین AR(1) و معادله نوسان GARCH(1,1)، s برابر ۲ خواهد بود.

٤. تخمین و تجزیه‌وتحلیل نتایج

هنگام تجزیه‌وتحلیل هم‌انباشتگی خواص آماری متغیرها از اهمیت بسیاری برخوردار است. به‌طور کلی، متغیرهای اقتصادی نامانا و دارای روند تصادفی هستند. برای جلوگیری از رگرسیون کاذب، سری‌های زمانی می‌بایست مانا باشند. به این دلیل، در این پژوهش از آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته برای بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای الگو استفاده می‌شود. نتایج آزمون مانایی که در جدول(۱) ارائه شده است نشان از نامانا بودن برخی متغیرهای معادله دارد.

جدول ۱. نتایج آزمون مانایی سری های زمانی دیکی- فولر

متغیر	آماره دیکی– فولر	سطح احتمال یک درصد	بررسی آزمون
USD_R	-۶/۹۷۱	-۳/۵۲۵	در سطح مانا
IN	-۶/۱۱۶	-۳/۵۲۷	در سطح مانا
HR	-۷/۸۶۴	-۳/۵۴۲	با یک وقفه مانا
INP	-۷/۰۱۲	-۳/۵۳۲	در سطح مانا
IE	-۷/۱۱۳	-۳/۵۲۲	در سطح مانا

مأخذ: نتایج تحقیق.

برای آزمون وجود خودهمبستگی بین واریانس یا اثر ARCH در داده‌ها از آزمون انگل یا همان ضریب لاگرانژ با فرضیه صفر عدم وجود اثر ARCH استفاده می‌شود. در این آزمون، همبستگی بین شوک‌های بازدهی از طریق برآورد یک مدل خودرگرسیونی برای مربع شوک‌ها و بررسی معناداری این رگرسیون بررسی می‌شود. در حالتی که بازدهی‌ها خودهمبستگی دارند ابتدا می‌بایست معادله میانگین تصریح شود، سپس برای باقیمانده معادله میانگین آزمون انگل انجام شود. با توجه به اینکه بازدهی‌ها همبستگی قابل توجهی با مرتبه‌های بالاتر خود نشان می‌دهند، بهترین معادله میانگین بر اساس معیار آکائیک با فرض اینکه بازدهی از یک فرایند AR(m) تبعیت می‌کند، تصریح برآورد شده از رفع خودهمبستگی بین باقیمانده‌ها اطمینان حاصل می‌شود، سپس برای مربع باقیمانده‌ها بهترین مدل ARCH(q) برآورد می‌شود، بنابراین با فرض اینکه μ_t بهترین معادله میانگین است رابطه زیر برآورد می‌شود:

$$\hat{\varepsilon_t} = r_t + \mu_t$$
$$\hat{\varepsilon_t} = \alpha_0 + \alpha_1\hat{\varepsilon}_{t-1} + ... + \alpha_m\hat{\varepsilon}_{t-m} = m+1, ..., T \qquad (۱۲)$$

آماره آزمون انگل برای رگرسیون فوق، $T\times R^2$ است که به‌طور جانبی دارای توزیع چی–دو با m درجه آزادی است. نتایج آزمون انگل برای وجود اثر ARCH و نتایج تخمین مدل GARCH-M(p,q) با فرض اینکه شوک‌ها از توزیع نرمال تبعیت می‌کنند در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. تخمین مدل GARCH-M(p,q)

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره Z	احتمال
		معادله میانگین		
C	−۰/۰۱۸	۰/۰۰۳	−۵/۳۱	۰/۰۰
AR(1)	۰/۴۱	۰/۱۰۸	۳/۸۲	۰/۰۰
Θ	۵/۲۴	۳/۱۷	۱/۶۵	۰/۰۹
		معادله واریانس		
C	۰/۰۰	۰/۰۰	۱/۰۰	۰/۳۱
ARCH(1)	۰/۲۷	۰/۲۲	۱/۲۱	۰/۲۲
GARCH(1)	۰/۲۶	۰/۲۱	۱/۲۵	۰/۲۰
IN	−۰/۰۳۸	۰/۰۳	−۱/۲۶	۰/۲۰
INP	۰/۰۰۰۴۷	$۵/۱۱\times۱۰^{-۶}$	۹۲/۴۲	۰/۰۰
USD_R	$۲/۱\times۱۰^{-۵}$	$۱/۶\times۱۰^{-۶}$	۱۳/۰۱	۰/۰۰
HR	−۰/۰۰۲	0.01	−۰/۲۲	۰/۸۲
IE	$-۴/۸۳\times۱۰^{-۵}$	$۷/۳۸\times۱۰^{-۶}$	−۶/۵۳	۰/۰۰
R-squared ۰/۱۳		F-statistic ۰/۹۱		p-value ۰/۵۲
آزمون خودهمبستگی	ARCH LM F-statistic ۲/۱۷			
	ARCH LM p-value ۰/۶۴			
آزمون لیونگ– باکس	باقیمانده‌ها Q(۵)	باقیمانده‌ها Q^2(۵)		
	۰/۱۴۲	۰/۰۲۳		
	p-value ۰/۶۱۲	p-value ۰/۹۲۹		

مأخذ: نتایج تحقیق.

در معادله میانگین، ضریب θ (صرف ریسک) مثبت و معادل ۵/۲۴ و ضریب AR(1) نیز مثبت و معادل ۰/۴۱ است. در معادله واریانس ضرایب مربوط به ARCH(1) و GARCH(1)، تورم و نرخ بازده مسکن بی‌معنا؛ ضرایب مربوط به متغیرهای تولید صنعتی و نرخ ارز واقعی مثبت و معنادار (اما بسیار ناچیز و نزدیک به صفر) و ضریب مربوط به اشتغال صنعتی منفی و معنادار می‌باشند.

تعداد وقفه‌ها بر اساس معیار آکائیک تعیین شده‌اند. آماره آزمون Q لیونگ - باکس برای باقیمانده‌های معادله میانگین تا ۵ وقفه Q(5) در سطح ۵ درصد معنادار نیست که حاکی از مطلوب بودن نتایج برآورد است.[1] آزمون لیونگ-باکس برای مربع باقیمانده‌های معادله میانگین حاکی از رفع اثر ARCH تا وقفه ۵ است.

نتایج نشان می‌دهد درصد کمی از تغییرات به‌وسیله متغیرهای اقتصاد کلان قابل توضیح است. این امر می‌تواند به این دلیل باشد که متغیرهای اقتصاد کلان استفاده در این تحقیق تنها زیرمجموعه‌ای از کل متغیرهای کلان هستند. البته نتایج به‌دست آمده در این تحقیق می‌بایست در فضای خاص اقتصاد ایران که در آن اثر متغیرهای غیراقتصادی، عدم اطمینان‌ها و انجام معاملات سفته‌بازی در بورس بر شاخص کل بازار بورس و نوسان‌های آن بسیار زیاد است مورد بررسی قرار گیرند.

با توجه به نتایج تخمین ضریب AR در معادله میانگین نشان می‌دهد مقادیر بازده دوره قبل بر مقادیر بازده جاری تأثیرگذار است. ضریب θ (صرف ریسک) نیز رابطه بین ریسک و بازده را نشان می‌دهد و همانگونه که پیش‌بینی می‌شود مثبت است؛ از این رو سرمایه‌گذاران برای به‌دست آوردن بازدهی بالاتر می‌بایست ریسک بیشتری را تحمل کنند.

ضریب نرخ ارز واقعی مثبت اما بسیار ناچیز و نزدیک به صفر است. با توجه به سیستم ارز کنترل‌شده در ایران انتظار می‌رود تغییر نرخ دلار تأثیر معناداری بر نوسان‌های بازده کل نداشته باشد.

بخش صنعت ایران طی چندین سال با انواع تعرفه‌ها، محدودیت‌های مقداری، سیاست‌های قیمتگذاری و تخصیص ارز مورد حمایت‌های شدید قرار داشته است. علاوه بر این، بخش صنعت همواره تحت نظارت دولت قرار داشته است. امروزه ایران صنعتی را در اختیار دارد که واحدهای آن در چارچوب سیاست جایگزینی واردات به‌طور متوسط در کمتر از ظرفیت بالقوه خود کار می‌کند. بخش اصلی صنایع متوسط و بزرگ در دست بخش عمومی قرار گرفته و قیمت داده‌ها و ستاده‌های آن توسط دولت تعیین می‌شود. پیامد این وضعیت، فقدان انگیزه در

---

۱. انتخاب تعداد وقفه در آزمون Q لیونگ باکس می‌تواند عملکرد آن را تحت تأثیر قرار دهد. مطالعات شبیه‌سازی پیشنهاد می‌کنند $m \approx \ln(T)$ نتایج مناسبی را ارائه می‌دهد.

کارخانجات صنعتی برای کاستن هزینه‌ها و دستیابی به کارایی و قابلیت رقابت است. صنایع متوسط و بزرگ کشور با ارز دولتی تغذیه می‌شوند و این روش را نمی‌توان بهترین و کارامدترین شیوه تخصیص ارز (این منبع کمیاب) تلقی نمود. همچنین پایین بودن سهم اشتغال صنعتی از کل اشتغال موجود (حدود کمتر از ۳۰ درصد) ناچیز و نزدیک به صفر بودن این ضریب و ضریب متغیر تولید صنعتی را توجیه می‌کند.

۵. جمع‌بندی و ارائه پیشنهادات

در این تحقیق، مدل GARCH-M(1,1) در توضیح رفتار میانگین و واریانس شرطی شاخص کل در ارقام بازدهی تأیید شد مورد بررسی قرار گرفت. با فرض نرمال بودن توزیع داده‌ها مدل نتایج قابل قبولی را در توضیح رفتار میانگین و واریانس شرطی داده‌ها ارائه می‌کند، همچنین در این تحقیق ارتباط بین متغیرهای اقتصاد کلان و ریسک سیستماتیک بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفته است و متغیرهای نرخ تورم، نرخ واقعی ارز، نرخ بازده مسکن، نرخ تولید و اشتغال صنعتی نماینده‌های متغیرهای کلان اقتصادی می‌باشند. نتایج مبتنی بر داده‌های ماهانه در سال‌های (۱۳۸۸-۱۳۸۰) نشان‌دهنده ناچیز بودن آثار عوامل کلان اقتصادی بر ریسک بورس اوراق بهادار تهران است. از آنجا که ضریب صرف ریسک مثبت و معنادار است، در این تحقیق رابطه مثبت بین ریسک و بازده این دوره زمانی تأیید می‌شود، همچنین معناداری ضریب AR نشان‌دهنده تأثیرگذاری مقادیر بازده دوره گذشته بر مقادیر جاری بازده کل می‌باشد.

با توجه به فضای خاص اقتصاد ایران که در آن اثر متغیرهای غیراقتصادی، عدم اطمینان‌ها و انجام معاملات سفته‌بازی در بورس بر شاخص کل بازار و نوسان‌های آن بسیار زیاد است، بنابراین پیشنهاد می‌شود بخش‌های مهمی از صنایع متوسط و بزرگ که هم اکنون در دست دولت است می‌بایست به بخش خصوصی کارامد واگذار شود. موفقیت در خصوصی‌سازی صنایع و امور اقتصادی منوط به همگام بودن آن با سیاست‌های آزادسازی در بازرگانی و قیمتگذاری و نیز غوطه‌ور شدن در فضای رقابتی است.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، *نماگرهای اقتصادی*، شماره‌های مختلف.

راعی، رضا و علی سعیدی (۱۳۸۷)، "مبانی مهندسی مالی و مدیریت ریسک"، *نشر مشترک انتشارات سمت و دانشکده مدیریت دانشگاه تهران*، چاپ سوم.

قلی‌زاده، علی‌اکبر (۱۳۸۷)، "نظریه قیمت مسکن در ایران به زبان ساده"، *انتشارات نور علم*، چاپ اول.

سازمان بورس اوراق بهادار تهران، *گزارش آماری ماهانه*، شماره‌های مختلف.

وزارت مسکن و شهرسازی، http://www.bhrc.ac.il.

Aggrawal, R. (1981), "Exchange Rate and Stock Prices: A Study on the US Capital Market under Floating Exchange Rates", *Akron Business and Economic Review*, Vol. 12, PP. 7-12.

Ang, J. S. & A. Ghallab (1976), "The Impact of US Devaluation on the Stock Prices of Multinational Corporation", *Journal of Business Research*, Vol. 4, No. 1, PP. 25-34.

Barro, R. (1991), "Economic Growth in a Cross-Section of Countries", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, PP. 407-473.

Bruno, M. & W. Easterly (1998), "Inflation Crises and Long Run Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41, No. 1, PP. 3-26.

Boyd, J. M. & B. D. Smith (1998), "Capital Market Imperfections in a Monetary Growth Model", *Economic Theory*, Vol. 11, No. 2, PP. 241-273.

CakmurYildir Tan, D. (2007), "Effect of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes: The Case of Turkish Stock Exchange Market", Marmara University–Istanbul, Turkey, No. 52, PP. 31-35.

Cetrelli, N. (2006), "Discussion of Inflation and Finance Performance what have we learned in the Last Ten Years? (John Boyd and Bruce Champ)", http://www.newyorkfed.org/research/economists/cetorelli/Boyd_and_Champ_discussion_Cetorelli.pdf.

Chen, N., R. Roll & S. A. Ross (1986), "Economic Forces and the Stock Market", *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, PP. 383-403.

Chowdhury, S. S. H., M. Abu Taher & A. M. Selim (2006), "Does Predicted Macroeconomic Variable Influence Stock Market Volatility? Evidence from the Bangladesh Capital Market", http://w3.unisa.edu.au/commerce/docs/does%20predicted%20macroeconomic%20volatility%20influence%20predicted%20stock%20market%20volatility.pdf.

Cutler, D. M., Poterba, J. M. & L. H. Summer (1989), "What Moves Stock Prices?", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No. 3, PP. 4-12.

De Gregorio, J. (1991), "Effects of Inflation on Economic Growth- Lesson from Latin America", *European Economic Review*, Issue 36, PP. 417-425.

Dilipk, P., Wald, J. K. & Y. Wu (2002), "The Impact of Macroeconomic and Financial Variables on Market Risk: Evidence from International Equity Returns", Department of financial & Economics Rutgers Business School, European Financial Management, Vol. 8, No. 4, PP. 421-447.

Eppli, M. J., Shilling, J. D. & K.D. Randell (1998), "What Moves Retail Property Returns of the Metropolitan Level?", *of Real Estate Finance and Economic*, Vol. 16, No. 3, PP. 317-342.

Fisher, S. (1993), "The Role of Macroeconomic Factor in Economic Growth", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, No. 3, PP. 485-512.

Flannery, M. J. & A. A. Protopapadakis (2002), "Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Return?", *The Review of Financial Studies*, Vol. 15, No. 3, PP. 751-782.

Frank, P. & A. Young (1972), "Stock Price Reaction to Multinational Firms to Exchange Realignments", *Financial Management*, Vol. 1, PP. 66-73.

Gray, P. & I. Timothy (2003), "Exchange Rate Risk: Reviewing the Record for Private Infrastructure Contracts", View Point 262, World Bank Private Sector and Infrastructure, Network, Washington D.C. http:/ /rru.worldbank.org/Viewpoint/index.asp.

Huybens, E. & S. Bruce (1998), "Financial Market Frictions, Monetary Policy and Capital Accumulation in Small Open Economy", *Journal of Economic Theory*, Vol. 81, No. 2, PP. 353-400.

Huybens, E. & S. Bruce (1999), "Inflation Financial Market and Long Run Real Activity", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 43, No. 2, PP. 283-315.

Lower, T. A. (1978), "Uncertain Inflation, Systematic Risk and the Capital Asset Pricing Model", *Federal Reserve Bank of Richmond*, Vol. 6, PP. 72-78.

West, T. & A. C. Worthington (2006), "Macroeconomic Risk Factor in Australian Commercial Real Estate, Listed Property Trust and Property Sector Stock Returns: A Comparative Analysis Using GARCH – M", *Journal of Financial Management of Property and Construction*, Vol. 11, No. 2, PP. 21-31.

The World Bank, http://data.worldbank.org/indicator/FP.WPI.TOTL.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی