

محمد رحیمی^۱

ابوالفضل شاه‌آبادی^۲

تاریخ پذیرش: ۹۳/۱۰/۱۵

تاریخ دریافت: ۹۳/۸/۱۱

چکیده

این مطالعه به بررسی نقش جریان اطلاعات در پیش‌بینی بازده سهام بازار بورس ایران می‌پردازد. بدین منظور مدل‌های تجربی تصریح شده در پژوهش با استفاده از آمار ماهانه دوره زمانی دی‌ماه ۱۳۷۹ تا دی‌ماه ۱۳۹۰ برای بررسی ارتباط مذکور در بورس اوراق بهادار تهران برآورد شدند. نتایج بیانگر آن است در حالی که بازده بازار سهام ایران از قابلیت پیش‌بینی بالایی برخوردار است، اما منابع پیش‌بینی پذیری بازده سهام به‌طور قابل توجهی بسته به سطح جریان اطلاعات موجود در بازار، متفاوت و گوناگون است، بطوریکه اهمیت و ارتباط بخش خودهمبستگی مرتبه اول بسته به نوسان موجود در بازار کاهش یافته و به‌طور معکوس اهمیت و اعتبار مدل چند عاملی قیمت‌گذاری دارایی با افزایش نوسانات بازار افزایش می‌یابد. علاوه بر این، نتایج نشان می‌دهد در دوره‌های دارای اطلاعات بالا در بازار، ریسک بازار محلی و تغییرات در قیمت نفت بازده کل سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: پیش‌بینی پذیری، جریان اطلاعات، بازده سهام، خودهمبستگی، نوسان.

۱- دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. mohammad.rahimii@gmail.com

۲- دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران. shahabadia@gmail.com

۱- مقدمه

به دست آوردن منابع لازم برای مجموعه فعالیت‌های اقتصادی با تجهیز منابع پس‌انداز موجود در اقتصاد ملی، از ویژگی‌های یک حرکت متداول به‌سوی توسعه اقتصادی پایدار است. در دهه‌های اخیر، نقش بازار سرمایه و گسترش بازارهای مالی، ارتباط نسبتاً بالایی با رشد اقتصادی کشورها داشته است. کشورهایی همچون آمریکا، ژاپن، انگلیس، کره جنوبی، سنگاپور و... از این بازارهای مالی و مشخصاً بورس اوراق بهادار در جهت توسعه و رشد اقتصادی استفاده‌های فراوان برده‌اند (بن ناکور و قازوانی،^۱ ۲۰۰۷).

نکته مهمی که باید توجه کافی را به آن داشت آن است که مهمترین عامل مدنظر سرمایه‌گذاران، بازده سهام است. بازده سهام، دربردارنده کلیه عواید حاصل از نگهداری سهام به علاوه سود سرمایه‌ای است. از این رو، سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه سعی دارند پس‌اندازهای خود را در سرمایه‌گذاری‌هایی صرف کنند که بیشترین بازدهی را داشته باشد. سرمایه‌گذاران برای دستیابی به این هدف نیاز به اطلاعاتی دارند که براساس آن، بازده یک سرمایه‌گذاری را پیش‌بینی کنند. نکته مهم در این میان آن است که محیط اقتصادی و شرایط بازار دربرگیرنده بسیاری از عوامل خرد و کلانی است که روی پیش‌بینی بازده سهام تأثیر می‌گذارند.

اوضاع و شرایط بازار مفهومی چندبعدی است که مطالعات گوناگون هرکدام به تناسب ماهیت مسئله و موضوع مورد مطالعه روی جنبه‌هایی از این مفهوم تمرکز داشته‌اند. در همین راستا، ادبیات اقتصادی سطح جریان اطلاعات موجود در بازار را به عنوان نماینده و جایگزینی کلیدی برای شرایط و

تغییرات شرایط بازار عنوان کرده است. این معیار می‌تواند دربرگیرنده هرگونه اطلاعاتی در ارتباط با شرایط و نحوه تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران موجود در بازار، استراتژی‌های معاملاتی بازار و هرگونه اطلاعات مرتبط با شرکت‌های سهامی، قیمت‌ها و سایر متغیرهای خرد و کلان مرتبط با بازده و ریسک سهام باشد.

در حالیکه پیش‌بینی بازده سهام موضوعی به شدت چالشی است و به احتمال زیاد قادر نخواهیم بود بیشتر از بخش کوچکی از بازده سهام را توضیح بدهیم، اما پیام اصلی بیشتر مطالعات جدید از قبیل کمبل و تامسون^۲ (۲۰۰۸)، راپاچ و همکاران^۳ (۲۰۱۰)، کیلی و پرویت^۴ (۲۰۱۲)، گویدولین^۵ و تیمرمن (۲۰۰۷)، هنکل و همکاران^۶ (۲۰۱۱) و دانگل و هاتلینگ^۷ (۲۰۱۲) اینست که روش‌های قابل اعتماد و از لحاظ اقتصادی معنی‌داری برای بهبود پیش‌بینی‌های بازده سهام وجود دارند. علاوه بر آن، باید خاطر نشان شود که از بررسی ادبیات موجود در ارتباط با پیش‌بینی پذیری و پیش‌بینی بازده سهام، معلوم می‌شود این رابطه و تحلیل آن برای کشورهای توسعه یافته از ابعاد گوناگون مورد تحقیق و پژوهش قرار گرفته است، در حالی که مطالعات برای بورس‌های نوظهور محدود و درحال انجام است. در همین ارتباط، تحقیقات صورت گرفته برای بورس اوراق بهادار تهران اندک است و نکته حائز اهمیت آنکه مطالعات قبلی فاقد بررسی و تحلیل نقش شرایط و تغییر شرایط بازار و به تبع آن سطح جریان اطلاعات در پیش‌بینی پذیری بازده سهام در بورس مذکور هستند. بنابراین بررسی و تحلیل پیش‌بینی پذیری بازده و نقش جریان اطلاعات در پیش‌بینی پذیری بازده سهام برای بورس اوراق بهادار تهران مسئله ویژه‌ای است که باید توجه

کافی را به آن مبذول داشت.

ادبیات موضوع، مبانی نظری و پیشینه تحقیق در بخش دوم مقاله بحث گردیده است. تصریح و معرفی مدل‌های تجربی به همراه گزینش متغیرهای مناسب و آمار توصیفی داده‌های مورد استفاده، در بخش سوم ارائه شده است. بخش چهارم به برآورد مدل‌های تجربی و تحلیل یافته‌های تجربی مطالعه پرداخته و در نهایت، نتیجه‌گیری مطالعه و پیشنهاداتی برای سیاست‌گذاری در بخش پنجم مطالعه ارائه گردیده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

از آنجا که ریسک‌گریزی رفتار غالب و طبیعی اکثر سرمایه‌گذاران محسوب می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاران مذکور تنها زمانی حاضر به سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار می‌باشند که در قبال ریسک متحمل شده بازده بهینه‌ای کسب کنند. همچنین، با توجه به رشد و توسعه بازارها و ابزارهای مالی و تخصصی شدن فرآیند سرمایه‌گذاری، سرمایه‌گذاران و شاغلان بازارهای مالی نیازمند ابزارها، روش‌ها و مدل‌هایی هستند که در انتخاب بهترین سرمایه‌گذاری و مناسب‌ترین پرتفولیو به آنها یاری رساند.

ادبیات اقتصادی موجود، نظریات مختلفی برای تفهیم رفتار بازار سهام و فعالیت‌های اقتصادی ارائه کرده است. از بین این نظریات، فرضیه بازار کارا^۸ (EMH) و نظریات مختلف قیمت‌گذاری دارایی^۹، از اعتبار بیشتری برخوردارند. فرضیه بازار کارا، بر این دلالت دارد که قیمت‌های بازار سهام بصورت کامل و عقلایی تمامی اطلاعات مرتبط را در بر دارند. بنابراین اطلاعات گذشته در پیش‌بینی قیمت‌های آینده دارایی هیچ استفاده‌ای ندارند. بهمین دلیل، تنها

اطلاعات مرتبط جدید برای توضیح تحلیل تغییرات بازار سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد (فاما^{۱۰}، ۱۹۶۵). در همین راستا، نظریات قیمت‌گذاری دارایی همانند نظریه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای^{۱۱} (CAPM)، نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ^{۱۲} (APT) و مدل چند عاملی قیمت‌گذاری^{۱۳} به بررسی و تحلیل ارتباط پویای بین بازار سهام و فعالیت‌های اقتصادی می‌پردازند (راس^{۱۴}، ۱۹۷۶؛ سملر^{۱۵}، ۲۰۰۶).

بررسی محافل دانشگاهی پیش‌بینی پذیری بازده بازار سهام با مقاله ابتدایی کاولز^{۱۶} (۱۹۳۳)، تحت عنوان «آیا پیش‌بینی کننده‌های بازار سهام می‌توانند پیش‌بینی کنند؟». آغاز شد. چند دهه بعد از آن، یعنی طی دهه ۱۹۶۰ موجی از مطالعات برجسته به بررسی قدرت پیش‌بینی شاخص‌های تکنیکی^{۱۷} مختلف، از جمله قوانین فیلتر^{۱۸} رایج، میانگین‌های متحرک و نوسان سازهای تکانه^{۱۹} پرداختند.

در اواخر دهه ۱۹۷۰ ادبیات وسیعی از شواهد و مدارکی جمع‌آوری شد مبنی بر اینکه بازده کل سهام آمریکا را می‌توان در چارچوب رگرسیون پیش‌گویانه به صورت ماهانه، فصلی و سالانه براساس بسیاری از متغیرهای اقتصادی پیش‌بینی کرد. شماری از مطالعات روش‌هایی را برای بهبود و تقویت استنتاج در رگرسیون‌های پیش‌گویانه حاوی پیش‌بینی کننده-ای پایا توسعه داده‌اند که شامل مطالعات توروس و همکاران^{۲۰} (۲۰۰۵)، کمبل و یوگو^{۲۱} (۲۰۰۶)، و پاستور و استامباخ (۲۰۰۹)، می‌باشند. علیرغم مشکلات اقتصادسنجی نیرومندی که پیرامون آزمون‌های رگرسیون‌های پیش‌گویانه درون نمونه‌ای وجود دارد، کمبل (۲۰۰۰)، عنوان می‌کند «به نظر می‌رسد بیشتر اقتصاددانان مالی پذیرفته‌اند بازده‌های کل سهام، حاوی اجزاء مهم قابل پیش‌بینی هستند».

روسیه از درجه بالای پیش‌بینی پذیری برخوردار است. علاوه بر این، براساس نتایج نشان داد منابع پیش‌بینی پذیری بازده سهام به‌طور قابل توجهی با ازدیاد و یا کاهش جریان اطلاعات، متغیر است. براساس نتایج، طی دوره‌های دارای اطلاعات زیاد، ریسک شرطی بازار و تغییرات قیمت نفت، روی بازده انتظاری بازار سهام روسیه مؤثرند، درحالی‌که، عامل با وقفه بازار سهام جهانی و بازده پولی تأثیرات معنی‌داری ندارند.

گوپتا و مودیسه (۲۰۱۳)، پیش‌بینی پذیری درون نمونه‌ای و برون نمونه‌ای بازده سهام آفریقای جنوبی را با استفاده از متغیرهای کلان بررسی کرده‌اند. آنها تحلیل خود را بر پایه رگرسیون پیش‌گویانه و بکارگیری داده‌های ماهانه دوره زمانی (ژانویه ۱۹۹۰ تا ژوئن ۲۰۱۰)، به انجام رساندند. در این پژوهش، علاوه بر مدلسازی عام به خاص با بکارگیری دوازده متغیر اقتصاد کلان، از بین استراتژی‌های نوین، استراتژی محاسبه و تحلیل شاخص انتشار را بکار گرفتند. نتایج آنها، حاکی از آن است که متغیرهای مختلف نرخ بهره، رشد تولید جهانی نفت و عرضه پول، توانایی پیش‌بینی درون نمونه‌ای بازده سهام را در کوتاه مدت دارند، اما برای پیش‌بینی برون نمونه‌ای تنها متغیرهای نرخ بهره و عرضه پول قادر به پیش‌بینی بازده سهام بوده‌اند.

اشراق نیای جهرمی و نشوادیان (۱۳۸۷)، عنوان می‌کنند در طول دهه گذشته یک مدل جدید قیمت-گذاری دارایی به نام «مدل سه عاملی» توسط فاما و فرنچ پیشنهاد شده است که اعتبار و اهمیت مدل CAPM را به چالش کشیده است. بر این اساس، این پژوهشگران در تحقیقی با استفاده از روش پرتفولیوهای نمایانگر برای دوره زمانی (۱۳۷۵ تا ۱۳۸۴)، دو مدل قیمت‌گذاری، شامل مدل سه عاملی

مطالعه گویال و ولج^{۲۲} (۲۰۰۸) که جایزه مایکل برنان^{۲۳} سال ۲۰۰۸ را برای بهترین مقاله مجله معروف «مرور مطالعات مالی»^{۲۴} دریافت کرده است در این ارتباط با تحلیل پیش‌بینی پذیری بازده سهام بسیار نافذ و تأثیرگذار است. در این مطالعه پژوهشگران با بررسی انواع مختلفی از متغیرهای اقتصادی از ادبیات پژوهشی موجود، نشان داده‌اند پیش‌بینی‌های برون نمونه‌ای حقوق صاحبان سهام، مبتنی بر رگرسیون پیش‌گویانه دو متغیره^{۲۵} با توجه به معیار میانگین مجذور خطای پیش‌بینی^{۲۶} (MSFE)، عملکرد بهتری نسبت به پیش‌بینی میانگین ساده تاریخی ندارند.

راپاچ و ژوو^{۲۷} (۲۰۱۲)، مطالعه پیمایشی کاملی روی ادبیات پژوهشی موجود در ارتباط با پیش‌بینی پذیری بازده سهام، انجام داده‌اند. تمرکز آنها روی پیش‌بینی پذیری حقوق صاحبان سهام و بکارگیری تجربی استراتژی‌های نوین با استفاده از چهارده متغیر رایج به عنوان پیش‌بینی کننده و داده‌های ماهانه دوره زمانی (دسامبر ۱۹۲۶ تا دسامبر ۲۰۱۰)، بازار سهام آمریکا بوده است. در این پژوهش، محققان علاوه بر بررسی پیش‌بینی پذیری حقوق صاحبان سهام بازار سهام آمریکا، شواهد پیش‌بینی پذیری بازده را بصورت بین مقطعی و نیز در سطح بین‌المللی، بررسی کرده‌اند. آنها نتیجه گرفتند استراتژی‌های نوین (شامل استراتژی‌های مبتنی بر مدل‌های حاوی قیدهای اقتصادی، پیش‌بینی‌های ترکیبی، تغییرات رژیم و شاخص‌های انتشار)، توانایی بهبود و تقویت پیش‌بینی برون نمونه‌ای را دارند.

کینیون^{۲۸} (۲۰۱۳)، با استفاده از آمار ماهانه دوره زمانی (فوریه ۱۹۹۹ تا ژانویه ۲۰۱۲)، به بررسی پویایی و پیش‌بینی پذیری بازده بازار سهام روسیه پرداخته است. او عنوان می‌کند بازده بازار سهام

فاما و فرنچ و مدل CAPM را با هم مقایسه کرده‌اند. نتایج این پژوهش، حاکی از آن است که در بورس اوراق بهادار تهران، مدل سه عاملی فاما و فرنچ عملکرد بهتری نسبت به مدل CAPM دارد. رابطه مستقیم و هم سوی «نسبت ارزش دفتری یک سهم به ارزش بازار» با بازده سهام و رابطه غیر هم سوی «ابعاد (وسعت) شرکت» با بازده سهام، حاکی از شباهت روند تاثیر این دو عامل در بورس اوراق بهادار تهران است.

۳- مدل پژوهش و معرفی متغیرها

۳-۱- تصریح مدل تجربی

مطالعات قیمت‌گذاری دارایی اغلب مدل چندعاملی شرطی را برای کل بازار به صورت زیر بررسی می‌کنند:

$$E_{t-1}[r_{Mt}] = \mu + \lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_{Mt}] + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt-1} \text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}] \quad (1)$$

که در آن λ_{t-1} معرف قیمت ریسک بازار^{۲۹}، $E_{t-1}[r_{Mt}]$ و $\text{Var}_{t-1}[r_{Mt}]$ به ترتیب نمایانگر بازده اضافی انتظاری و واریانس پرتفولیوی بازار هستند. معرف تعداد فاکتورهای ریسک اضافی وارده در مدل است. جملات $\text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}]$ و γ_{kt-1} به ترتیب نشان دهنده کواریانس شرطی بین فاکتور ریسک k ام و بازده بازار و پاداش ریسک^{۳۰} فاکتور k ام است. در رابطه بالا تمامی مقادیر انتظاری مشروط به مجموعه اطلاعات کامل Ω_{t-1} موجود در زمان $t-1$ است. به خاطر وجود دو ترم «معاوضه شرطی ریسک-بازده»^{۳۱} $\lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_{Mt}]$ و جزء ریسک کواریانس^{۳۲} $\text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}]$ بازده اضافی انتظاری روی پرتفولیوی بازار می‌تواند نسبت به زمان، متغیر و پیش‌بینی پذیر باشد. به عبارت دیگر، بازده اضافی انتظاری به علت جریان مورد نیاز برای مواجهه با عوامل ریسک شرطی می‌تواند پیش‌بینی پذیر باشد.

نیکو اقبال و همکاران (۱۳۹۳) در مطالعه خود این سوال را مطرح می‌کنند که کدام یک از انواع مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی ایستا و پویا قدرت بالاتری برای تبیین فرآیندهای آتی بورس را دارا می‌باشد؟ بر این اساس به بررسی و مقایسه دقت عملکرد این دو مدل در پیش‌بینی شاخص قیمت و بازده نقدی بورس تهران می‌پردازند تا از این طریق امکان انتخاب الگوی بهینه برای پیش‌بینی متغیر مذکور فراهم آید. داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت روزانه و شامل بازده زمانی پنجم فروردین ۱۳۸۸ تا سی ام آبان ۱۳۹۰ می‌باشد. الگوهای مورد استفاده شامل دو مدل ایستا تحت عناوین شبکه عصبی فازی و شبکه عصبی چند لایه پیشخور و یک مدل شبکه عصبی پویای اتورگرسیو است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که مدل شبکه عصبی فازی در میان سایر مدل‌های تحقیق، پیش‌بینی دقیقتری از شاخص بازدهی بورس طی دوره زمانی مورد بررسی داشته است. و پس از آن به ترتیب مدل‌های شبکه عصبی پویای اتورگرسیو و شبکه عصبی چند لایه پیشخور عملکرد بهتری در پیش‌بینی متغیر مذکور دارند.

در خاتمه، می‌توان گفت، علیرغم اهمیت و حساسیت نقش شرایط بازار و جریان اطلاعات در

از بین مطالعات معتبر مطالعه کاربری و همکاران (۲۰۰۷)، گزارش می‌دهد ریسک بازار محلی و ریسک بازار جهانی هر دو جزو فاکتورهای قیمت-گذاری مرتبط و تأثیرگذار در بازارهای مختلف نوظهور بشمار می‌روند. بنابراین در فرآیند مدل سازی، دو عامل ریسک بازار سهام محلی و ریسک بازار سهام جهانی را به عنوان فاکتورهای قیمت-گذاری بالقوه وارد خواهیم کرد.

مطالعات مرتبط با نظریات قیمت‌گذاری بین-المللی دارائی همانند آدلر و دوماس^{۳۸} (۱۹۸۳)، نشان داده‌اند تحت شرایطی معین، ریسک نرخ ارز دارای قیمت مخصوص به خود است. دسانتیس و جرارد (۱۹۹۸) و دسانتیس و همکاران (۲۰۰۳) شواهدی مبنی بر حمایت از قیمت‌گذاری ریسک نقدینگی در بازارهای توسعه یافته، ارائه کرده‌اند. در همین راستا، در اقتصاد داخلی ایران نیز مطالعاتی نظیر مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) و پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) اثرگذاری نرخ ارز را روی بازده بورس اوراق بهادار تهران تأیید کرده‌اند. از این رو، متغیر نرخ ارز نیز به عنوان یکی دیگر از عوامل قیمت‌گذاری بالقوه در مدل‌سازی وارد خواهد شد.

دست‌اندرکاران بازار مالی به خاطر عملکرد مطلوب و مناسب^{۳۹} بازارهای نوظهور، سرمایه‌گذاری در این بازارها را پیشنهاد می‌دهند. با این وجود، نتایج و پیشنهادات مذکور در رابطه با بازارهای نوظهور سهام (شامل فرصت‌های مطلوب متنوع-سازی و عملکرد مناسب این بازارها) در صورتی که فرآیند صحیح تولید بازده بازار دارای یک جمله خود همبسته مرتبه اول^{۴۰} باشد صحیح نبوده و موضوعیت ندارند، به عبارت دیگر در صورتی که فرآیند تولید بازده بصورت زیر باشد:

کوکران^{۳۳} (۲۰۰۵) عنوان می‌کند مدل‌های عاملی حالت خاصی از مدل عمومی مصرف-محور^{۳۴} هستند. از آنجا که کشور ایران یک تولیدکننده عمده نفت به شمار می‌رود، بنابراین وضعیت اقتصادی کشور به شدت به عرضه و تقاضای جهانی نفت خام وابسته است. بنابراین از این نظر، تغییر در قیمت نفت خام می‌تواند به عنوان جایگزینی برای رشد مطلوبیت نهایی^{۳۵} قلمداد شود. باشر و سادورسکی (۲۰۰۶)، دریافتند ریسک قیمت نفت روی بازده سهام اقتصادهای نوظهور موثر است. در همین راستا مطالعات متعددی همانند مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) و راعی و چاوشی (۱۳۸۲)، نشان داده‌اند نوسانات قیمت نفت می‌تواند روی قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران مؤثر باشد. بنابراین با توجه به تأکید مطالعات مرور شده روی اهمیت اثرگذاری قیمت نفت روی بازار سهام، در این مطالعه قیمت نفت را به عنوان یکی از فاکتورهای کلان بالقوه ریسک در اقتصاد ایران، لحاظ خواهیم کرد.

پوکتونونگ و رول^{۳۶} (۲۰۰۹)، دریافتند در طول دهه‌های گذشته درجه یکپارچگی بازار در بسیاری از کشورها افزایش یافته است. از طرف دیگر چامبت و گیسیون (۲۰۰۸) و بکائرت و همکاران (۲۰۱۱)، گزارش می‌دهند علیرغم افزایش یکپارچگی در بسیاری از بازارها، اما هنوز هم بازارهای نوظهور حداقل به صورت جزئی مجزا و قطعه قطعه محسوب می‌شوند. از این رو بدرستی معلوم نیست که آیا ریسک بازار محلی بایستی تحت عنوان ریسک تنوع‌ناپذیر یا تنوع‌پذیر^{۳۷} بررسی شود. همچنان‌که این موضوع در مطالعات هاروی (۱۹۹۱) و دسانتیس و جرارد (۱۹۹۷) که بازارهای توسعه یافته را تحلیل و بررسی کرده‌اند مورد تأکید قرار گرفته است.

شرایط بازار را منعکس می‌سازند از آنجا که توضیحات بسیاری در ادبیات پژوهشی بر این مورد دلالت دارند که حجم و نوسان بازار ممکن است القاء‌کننده خودهمبستگی باشند، بنابراین به پیروی از مطالعه کینونن (۲۰۱۲) از نوسان بازده بازار به عنوان معیاری برای سطح جریان اطلاعات استفاده خواهیم کرد. همچنین مطالعات سنتانا و وازوانی (۱۹۹۲) و کمبل و همکاران (۱۹۹۳) و فرضیه بازار تطبیقی همگی بر این مسئله تأکید دارند که هر دو مورد تغییر حجم معاملات و تغییر نوسان بازده، حاوی اطلاعات قیمت‌گذاری مفیدی هستند.

۳-۲- مدل تجربی قابل آزمون

مدل رابطه (۳) تحت عنوان یک مدل تجربی قابل آزمون به صورت زیر قابل بازنویسی است:

$$r_t = \mu + \varphi_{t-1} (\lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_t] + \theta' X_{t-1}) + (1 - \varphi_{t-1}) \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \mathcal{N}(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

که در آن زیرنویس M، بخاطر سهولت فرم نوشتاری حذف شده و مجموع مجذور بازده روزانه یک ماهه به عنوان معیار ناپارامتریک برای $\text{Var}_{t-1}[r_t]$ لحاظ شده است^{۴۳}. واریانس را می‌توان از روش‌های دیگری همانند مدل‌سازی در چارچوب مدل GARCH در میانگین^{۴۴} یا روش MIDAS مطالعه قیسلز و همکاران (۲۰۰۵) مدل‌سازی نمود. اما استفاده از مجموع مجذور بازده روزانه یک ماهه از مزیت‌هایی از قبیل کاهش تعداد پارامترهای برآوردی و همچنین عدم نیاز به تصریح فرم خاصی برای واریانس انتظاری، برخوردار است.

به پیروی از مطالعات قیسلز و همکاران (۲۰۰۵) و کینونن (۲۰۱۳) جزء ریسک کواریانس رابطه (۳) $\sum_{k=1}^K \gamma_{kt-1} \text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}]$ به عنوان یک تابع خطی از

$$E_{t-1}[r_{Mt}] = \mu + \lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_{Mt}] + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt-1} \text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}] + \rho r_{Mt-1} \quad (2)$$

در این صورت، اگر ضریب جمله خود همبسته مرتبه اول (ρ) صفر فرض شود، ممکن است منجر به تورش‌دار بودن برآوردهای عرض از مبدا و ضرایب پاداش ریسک شود.

در رابطه (۲) هر دو بخش رابطه، یعنی بخش چندعاملی شرطی^{۴۱} و بخش خود توضیحی مرتبه اول^{۴۲} دارای وزن یکسانی هستند. در صورتی‌که دلایل متعددی بر این مطلب تأکید دارند که وزن این دو بخش طی زمان متغیر و متفاوت است. علاوه بر این فرض مجموعه اطلاعات کامل می‌تواند با زیر مجموعه‌ای از اطلاعات در دسترس اقتصاددانان ($Z_{t-1} \subset \Omega_{t-1}$) جایگزین شود. به پیروی از مطالعه کینونن (۲۰۱۲) می‌توان مدل رابطه (۲) را براساس دیدگاه متخصصین اقتصادسنجی به صورت مدل تجربی زیر بازنویسی کرد:

$$E_{t-1}[r_{Mt}] = \mu + \varphi_{t-1} \left(\lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_{Mt}] + \sum_{k=1}^K \gamma_{kt-1} \text{Cov}_{t-1}[r_{Mt}, f_{kt}] \right) + (1 - \varphi_{t-1}) \rho r_{Mt-1}$$

که در آن $\varphi_{t-1} \in [0, 1]$ نشان‌دهنده وزن متغیر با زمان بخش چندعاملی شرطی مدل است. اگر انتظار متخصصان اقتصادسنجی بر آن باشد که بازده انتظاری بازار منحصراً توسط جزء ریسک محور مدل قابل توضیح است در این صورت رابطه (۳) به رابطه (۱) تقلیل می‌یابد.

رابطه (۳) می‌تواند تحت عنوان یک تلاش تجربی برای ترکیب نظریات قیمت‌گذاری دارائی و فرضیه بازار تطبیقی بشمار آید. در این مورد φ_{t-1} ، به تغییر شرایط بازار واکنش نشان می‌دهد. به طور مشخص، تغییر در نوسان و حجم هر دو تغییرات

۳-۳- معرفی متغیرها و منابع آماری آنها

مدل تجربی تصریح شده به همراه مدل مقید آن و مدل‌های معیار مقایسه با بکارگیری آمار ماهانه دوره زمانی دوره زمانی دی‌ماه ۱۳۷۹ تا دی‌ماه ۱۳۹۰^{۴۷} (شامل ۱۳۲ مشاهده)، برآورد خواهد شد. تمامی بازده‌ها و تغییرات متغیرهای استفاده شده در مدل، به صورت درصد وارد شده‌اند. در ادامه متغیرها و منابع آماری مورد استفاده برای تحلیل تجربی مدل، ارائه شده است.

- شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX)^{۴۸}: از این شاخص به عنوان متغیر وابسته مدل و معرف عملکرد بورس اوراق بهادار تهران استفاده خواهیم کرد. آمار این متغیر از بسته نرم‌افزاری ره‌آورد نوین ۳،۰ جمع‌آوری شده است.

- سود سهام: از این متغیر به عنوان سود سهام مرتبط با شاخص TEDPIX بورس اوراق بهادار تهران استفاده می‌شود. متغیر مذکور با توجه به محدودیت بازه‌های زمانی فعالیت شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار تهران، براساس آمار و اطلاعات مجموعه ۱۰۲ شرکت بورسی محاسبه شده است.

- مجموع با وقفه مجذور بازده روزانه در طول یک ماه: این متغیر به عنوان معیار ناپارامتریک واریانس انتظاری در مدل وارد خواهد شد. متغیر مذکور القاء‌کننده خودهمبستگی و معیاری برای ریسک بازار محلی در مدل است. منبع جمع‌آوری آمار این متغیر بسته نرم‌افزاری ره‌آورد نوین ۳،۰ است.

- بازده ماهانه شاخص استاندارد اند پورز (S&P 500): از این متغیر به عنوان جایگزین بازده بازار سهام جهانی بهره خواهیم جست. آمار این

متغیرهای اطلاعات بصورت $\theta' X_{t-1}$ مدل‌سازی شده است که در آن بردار متغیرهای اطلاعات موجود در زمان $t-1$ و θ بردار ضرایب است. متغیرهای اطلاعات وارد شده در مدل براساس ادبیات تجربی موجود شامل بازده پرتفولیوی بازار جهانی θ_w ، درصد تغییر در قیمت نفت θ_0 و درصد تغییر در نرخ ارز θ_E است.

قیمت متغیر با زمان ریسک بازار محلی (λ_{t-1}) توسط یک تابع خطی از متغیرهای اطلاعات، فرمول‌بندی شده است. متغیرهای وارده جهت این فرمول بندی، شامل یک جزء ثابت (λ) و سود سهام^{۴۵} بورس اوراق بهادار تهران (λ_{DP}) است. استفاده از سود سهام برای این فرمول‌بندی به پیروی از مطالعات هاروی (۱۹۹۱) و دسانتیس و جرارد (۱۹۹۸)، بوده است.

در نهایت به پیروی از مطالعات کینونن (۲۰۱۲) و (۲۰۱۳)، وزن متغیر با زمان بخش چندعاملی مدل (ϕ_{t-1}) توسط یک تابع لاجستیک^{۴۶} به صورت زیر فرمول‌بندی شده است:

$$\phi_{t-1} = \frac{1}{1 + \exp(-\beta s_{t-1})}$$

که در آن β پارامتری است که باید برآورد شود و s_{t-1} متغیری از پیش از تعیین شده است که از بعد نظری با افزایش خود همبستگی در بازده بازار سهام مرتبط است. بدین معنی که سطوح بالاتر βs_{t-1} بر وزن بالاتر بخش چندعاملی شرطی دلالت دارد. جهت برآورد نهایی مدل، از واریانس انتظاری استاندارد شده بازار به عنوان جایگزین s_{t-1} بهره خواهیم گرفت.

نشان می‌دهد سه ردیف اول جدول، آمار مرتبط با داده‌های بورس اوراق بهادار تهران را ارائه می‌کند. براساس این آمار، بازده متوسط ماهانه بورس اوراق بهادار تهران برابر مقدار ۲,۳۰ درصد و دارای انحراف معیار ۵,۸۴ است. اگر این میزان بازده ماهانه به سالیانه تبدیل شود به رقم ۳۱,۸۷ دست خواهیم یافت که از مقدار نسبتاً بالایی برخوردار است.

فرض صفر نرمال بودن سری زمانی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران توسط آماره آزمون جارگ-بر، رد شده است بدین معنی که این سری نرمال نمی‌باشد. همچنانکه انتظار می‌رود ضرایب خودهمبستگی حاکی از وجود خودهمبستگی مثبت و معنی‌داری در سری زمانی بازده بورس اوراق بهادار تهران است. این مورد با یافته‌های مطالعه هاروی (۱۹۹۵b) سازگار است. این پژوهشگر عنوان می‌کند، خودهمبستگی بازده سهام بازارهای نوظهور بیشتر از بازارهای توسعه یافته است.

متغیر به پیروی از مطالعات معروف و معتبر منتشره در ژورنال‌های معتبر مالی، از بخش آمار مالی پایگاه یاهو^{۴۹} جمع‌آوری شده است.

- نرخ ارز رسمی: برای جایگزینی برای این متغیر از درصد تغییرات ماهانه نرخ ارز^{۵۰} استفاده خواهد شد. آمار نرخ ارز رسمی از بانک مرکزی (پایگاه آماری سری‌های زمانی) و نماگرهای اقتصادی سالهای مختلف جمع‌آوری شده است.
- قیمت نفت خام: برای جایگزینی برای این متغیر از درصد تغییرات قیمت نفت خام سبد مرجع اوپک (OPEC)^{۵۱} استفاده خواهد شد. منبع جمع-آوری آمار این متغیر بولتن آماری سالیانه اوپک^{۵۲} در سال‌های مختلف است.

۴- نتایج پژوهش

۴-۱- نتایج توصیفی

جدول (۱) مقادیر آمار توصیفی را برای داده‌های مرتبط با بورس اوراق بهادار تهران و داده‌های جهانی

جدول (۱): آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین (%)	انحراف معیار (%)	جولگی	کشیدگی	آماره جارگ-بر ^۱	ضرایب خود همبستگی ^۲				خودهمبستگی مرتبه دوازدهم ^۳
						ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_{12}	
R	2.300	5.843	1.393	6.476	< 0.001	0.296*	0.084	0.014	0.269*	< 0.001
VARR	696.54	1074.498	4.038	20.127	< 0.001	0.484*	0.164*	0.130	0.061	< 0.001
DY	15.176	2.807	-0.140	-0.923	0.079	0.926*	0.842*	0.750*	0.085	< 0.001
RF	-0.070	4.798	-0.708	1.167	< 0.001	0.196*	-0.050	0.112	0.103	0.137
EXR	1.558	8.553	-0.897	1.672	< 0.001	-0.018	-0.008	-0.008	-0.008	1.000
OILP	75.564	865.876	11.400	129.972	< 0.001	0.283*	0.160	0.019	-0.031	< 0.001

^۱ معرف ارزش احتمال (p-value) آماره آزمون جارگ-بر برای فرض صفر نرمال بودن سری زمانی است.

^۲ معرف ارزش احتمال آماره لیانگ-سباکس برای خود همبستگی مرتبه دوازدهم است.

^۳ * نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۵٪

مقایسه نتایج مدل اصلی در جدول (۲) ارائه شده است. ستون اول این جدول نتایج حاصل از برآورد مدل کامل تجربی را گزارش می‌کند که در آن داریم:

$$r_t = \mu + \varphi_{t-1} (\lambda_{t-1} \text{Var}_{t-1}[r_t] + \theta' X_{t-1}) + (1 - \varphi_{t-1}) \rho r_{t-1} + \varepsilon_t N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

برای فرم مقید این مدل که نتایج آن در ستون دوم ذکر شده است مقادیر ضرایب θ برابر صفر فرض شده است ($\theta_w = \theta_\varepsilon = \theta_0 = 0$). این قید، بخش مبادله ریسک-بازده مدل تجربی را به مدل CAPM شرطی تقلیل می‌دهد.

دو ستون آخر جدول ۲، نتایج حاصل از دو مدل استاندارد را که به عنوان مدل‌های سنجش برای مقایسه نتایج مدل کامل و مدل مقید استفاده می‌شوند را نشان می‌دهد. هر دوی این مدل‌ها، فرم‌های مقید مدل کامل بشمار می‌روند. بدین گونه که با اعمال قید ($\beta = \rho = 0$) مدل چندعاملی قیمت‌گذاری خالص را برآورد کرده‌ایم. نتایج این مدل در ستون سوم جدول ارائه شده است. در ستون آخر نیز نتایج حاصل از مدل خودتوضیحی مرتبه اول گزارش شده است.

این مدل، با اعمال قید ($\lambda = \lambda_{DY} = \theta_w = \theta_\varepsilon = \theta_0 = 0$) بر مدل کامل تجربی حاصل شده است. به عبارت دیگر این مدل با حذف اثرات تمامی جملات دیگر و از طریق حذف تمامی جملات حاضر در مدل اصلی بجز جمله با وقفه بازده سهام به دست آمده است.

R، معرف شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران؛ DY معرف سود سهام مربوط به شاخص TEDPIX؛ مجموع با وقفه مجذور بازده روزانه در طور یک ماه به صورت (VARR)، نشان داده شده که این متغیر بعنوان معیار ناپارامتریک واریانس انتظاری در مدل وارد خواهد شد.

متغیرهای پیش‌بینی کننده یا توضیحی در مدل شامل بازده پرتفولیوی بازار سهام جهانی (RF)، درصد تغییرات نرخ ارز رسمی (EXR) و درصد تغییرات قیمت نفت خام سبد اوپک (OILP) است. بر اساس مدل تصریح شده تمامی متغیرهای موجود با یک وقفه در مدل ظاهر شده‌اند.

بخش پایینی جدول (۱) آمار توصیفی برای بازده بازار جهانی (S&P 500)، درصد تغییرات نرخ ارز و درصد تغییرات قیمت جهانی نفت را نشان می‌دهد. براساس این آمار، بازده بازار جهانی از انحراف معیار ۴٫۸۰ برخوردار است که این مقدار همچنان‌که انتظار داریم از مقدار مشابه آن برای بورس اوراق بهادار تهران کمتر است. علاوه بر آن، همچنان‌که انتظار می‌رود تقریباً تمامی ضرایب خود همبستگی برای آمار جهانی از معنی‌داری لازم برخوردار نیستند. این مورد با یافته‌های مطالعه کینیونن (۲۰۱۳) روی بازار سهام روسیه سازگار است. او عنوان می‌کند احتمالاً این مسئله بخاطر وزن پایین بازارهای درحال توسعه در شاخص جهانی باشد تا جایی که این وزن پایین، قادر به نمایان ساختن خودهمبستگی موجود در آمار بازده بازارهای نوظهور در شاخص جهانی نیست.

۲-۴- برآورد مدل‌ها و تجزیه و تحلیل نتایج

نتایج حاصل از برآورد فرم کامل مدل تجربی تصریح شده، فرم مقید آن و دو مدل استاندارد برای

جدول (۲) نتایج برآورد مدل‌های تجربی و مدل‌های معیار مقایسه به روش حداکثر راستنمایی

	Empirical models		Benchmark models	
	Full model	Restricted model	Multifactor APM	AR (1) Model
Parameter estimates				
μ , intercept	0.0074** (0.004)	0.0044 (0.004)	0.0025 (0.005)	0.0158*** (0.005)
λ , unconditional price of local risk	0.0027*** (0.001)	0.0038*** (0.000)	0.0059*** (0.001)	
λ_{DY} , de-meaned dividend yield	0.0218 (0.016)	0.0335** (0.015)	0.0438** (0.019)	
θ_W , world stock market return	0.2140 (0.225)		0.3705** (0.157)	
θ_E , currency return	-0.0044 (0.008)		-0.0003*** (0.000)	
θ_O , oil return	0.4566*** (0.149)		0.2719*** (0.090)	
β	4.8527* (2.885)	0.2252*** (0.071)		
ρ , first-order autocorrelation	0.1714* (0.095)	0.3191*** (0.121)		0.6026*** (0.096)
σ_ε^2 , variance of error term	0.0020*** (0.000)	0.0024*** (0.000)	0.0022*** (0.000)	0.0031*** (0.000)
Wald statistics				
$H_0 : \lambda = \lambda_{DY} = 0, \chi^2(2)^a$	17.050***	324.900***	27.199***	
$H_0 : \theta_W = \theta_E = 0, \chi^2(2)^b$	1.561		20.796***	
$H_0 : \theta_W = \theta_E = \theta_O = 0, \chi^2(3)^c$	19.019***		59.609***	

منبع: محاسبات تحقیق توجه: مقادیر انحراف معیار در پرانتز ذکر شده است.

***, **, * و * به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری در سطح ۱٪، ۵٪ و ۱۰٪.

^a آماره آزمون والد برای فرض صفر «برابری قیمت ریسک بازار محلی با صفر»

^b آماره آزمون والد برای فرض صفر «برابری قدرت توضیح‌دهندگی بازده با وقفه سهام بازار جهانی و تغییرات نرخ ارز با صفر»

^c آماره آزمون والد برای فرض صفر «برابری قدرت توضیح‌دهندگی بازده با وقفه سهام بازار جهانی، تغییرات نرخ ارز و تغییرات قیمت نفت با صفر»

(۲۰۰۵)، گوو و وایت لاو (۲۰۰۶) و پاستور و همکاران (۲۰۰۸) است. مطالعات مذکور وجود یک مبادله ریسک-بازده را برای بازارهای توسعه یافته گزارش کرده‌اند.

پارامتر برآورد شده برای سود سهام میانگین زدایی شده^{۵۳} (λ_{DY}) مدل مقید در سطح ۵٪ معنی‌دار است. معنی‌داری این پارامتر دلالت بر این دارد که قیمت ریسک بازار محلی در طول زمان متغیر است. همچنان‌که این مسئله توسط نتایج آزمون والد

مقدار برآورد قیمت ریسک بازار محلی غیر شرطی (λ) برای مدل کامل برابر ۰،۰۰۲۷ و برای مدل محدود ۰،۰۰۳۸ است که در هر دو مدل این مقدار در سطح اطمینان ۱٪ معنی‌دار است. مقدار مثبت و معنی‌دار این ضریب در بازار نوظهور ایران با یافته‌های مطالعات سلیم و وایکوسکی (۲۰۰۸) و تحلیل کینیون (۲۰۱۳) از بازار سهام روسیه به عنوان یک بازار نوظهور، سازگار است. این یافته همچنین در راستای نتایج مطالعات قیسلز و همکاران

که در بخش پایینی جدول ارائه شده است، تأیید می‌شود. مقادیر آماره آزمون والد^۴ در ردیف اول این بخش، فرض صفر «برابر صفر بودن قیمت ریسک بازار محلی» در سطح ۱٪ را رد می‌کند. این مورد تأیید دیگری بر تغییرپذیری قیمت ریسک بازار محلی در طول زمان است. این یافته با نتایج مطالعه برانت و وانگ (۲۰۱۰) سازگار است.

براساس نتایج آزمون والد، فرض صفر مبنی بر قدرت توضیح‌دهندگی همزمان بازده سهام پرتفولیوی بازار جهانی و درصد تغییرات نرخ ارز، رد نشده است. از این رو، می‌توان دریافت براساس آماره آزمون والد و ضرایب برآورد شده، عامل با وقفه بازده پرتفولیوی بازار سهام جهانی و نرخ ارز، قدرت توضیح‌دهندگی پایینی برای بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد. این یافته با نتیجه مطالعات داخلی نظیر پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) و مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸) سازگار است. اما این یافته، با نتایج مطالعات چامبت و گیسون (۲۰۰۸) و بکائرت و همکاران (۲۰۱۱)، سازگار است. این پژوهشگران گزارش می‌دهند علیرغم بهبودهای صورت گرفته در بازارهای نوظهور، هنوز هم این بازارها حداقل بصورت جزئی و بخشی مجزا و مستقل (غیر یکپارچه) از بازار جهانی هستند. همچنان‌که ملاحظه می‌شود و آنچنان‌که انتظار می‌رود برآورد ضریب متغیر درصد تغییرات قیمت نفت، برای مدل کامل مثبت و معنی‌دار است که دلالت بر اثرگذاری قیمت نفت روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد. از این نظر، می‌توان گفت قیمت نفت حاوی اطلاعات مفیدی برای تحلیل بازده بورس اوراق بهادار تهران است. این یافته در مطالعات دیگری نظیر راعی و چاوشی (۱۳۸۲) و مهرآرا و همکاران (۱۳۸۸)، تأیید شده است.

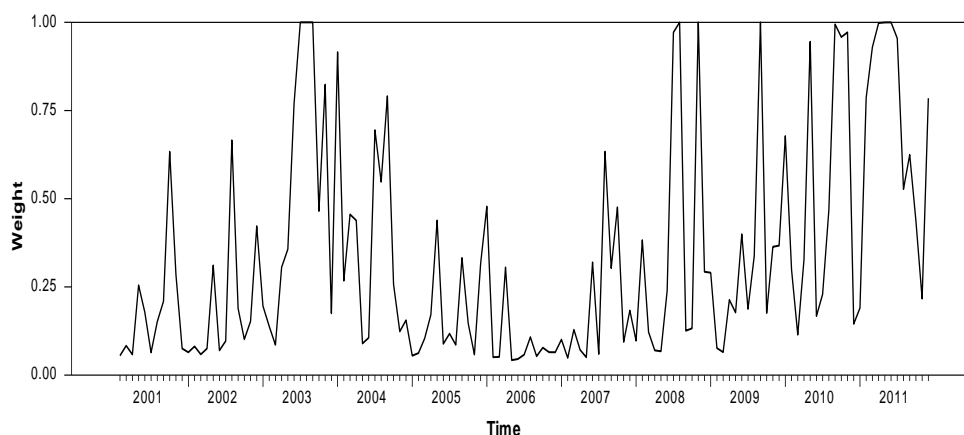
براساس نتایج حاصل از برآورد، در هر سه مدل شامل مدل کامل، مدل مقید و مدل خودتوضیحی مرتبه اول، ضریب جمله خودتوضیحی مرتبه اول (ρ)، مثبت و معنی‌دار است. این نتیجه با نتایج مطالعه هاروی (۱۹۹۵b) که خودهمبستگی را در منتخبی از بازارهای نوظهور مطالعه کرده است، سازگار است.

نکته حائز اهمیت که از یافته‌های کلیدی این مطالعه بشمار می‌رود اینست که ضریب (β) برآورد شده برای مدل کامل و مدل مقید دارای مقداری مثبت و معنی‌دار است. این مورد دلالت بر این دارد که اهمیت و ارتباط بخش خودهمبستگی مرتبه اول و بخش ریسک-بازده بسته به سطح جریان اطلاعات (که توسط واریانس انتظاری بازار اندازه‌گیری شده است) متفاوت و گوناگون است. بگونه‌ایکه اهمیت و ارتباط بخش خودتوضیحی مدل با افزایش واریانس انتظاری، کاهش می‌یابد در حالیکه در صورت انتظار افزایش واریانس انتظاری، وزن بخش چندعاملی مدل قیمت‌گذاری، افزایش می‌یابد.

شکل (۱) نمودار ضریب وزن نسبی متغیر با زمان بخش APM شرطی را جهت توضیح بازده انتظاری بازار نشان می‌دهد. نمودار نشان می‌دهد وزن مذکور تقریباً به صورت یک تابع قطعه‌ای عمل می‌کند بگونه‌ایکه در بعضی از زمان‌ها وزن مذکور برای بخش APM شرطی دقیقاً برابر یک است. در حالیکه در بعضی دیگر از زمان‌ها این وزن نزدیک صفر است. بدین معنی که در این زمان‌ها وزن بخش خودتوضیحی مرتبه اول مدل نزدیک به یک است. در طول دوره‌هایی که وزن بخش APM شرطی برابر یک است APM شرطی بیشترین ارتباط و موضوعیت را جهت توضیح رفتار بازده انتظاری سهام دارد و در این حالت بخش خودتوضیحی مرتبه

مرتب‌ه اول مدل نسبت به بخش APM شرطی مدل از اعتبار و موضوعیت بیشتری برای توضیح رفتار بازده انتظاری سهام برخوردار است.

اول از اهمیت کمتری برای توضیح و تشریح رفتار بازده برخوردار است. برعکس، در دوره‌هایی که وزن مذکور نزدیک به صفر است بخش خودتوضیحی



شکل (۱): وزن نسبی مرتبط با بخش APM شرطی مدل کامل تجربی (φ)

جدول (۳): نتایج آزمون‌های تشخیصی

	Empirical models		Benchmark models	
	Full model	Restricted model	Multifactor APM	AR (1) Model
AIC	-3.2146	-3.072	-3.127	-2.787
SBC	-3.0140	-2.872	-2.926	-2.587
Centered R ²	0.406	0.320	0.351	0.0894
Adjusted R ²	0.376	0.298	0.325	0.0822

منبع: محاسبات تحقیق

دارد. مقادیر ضریب تعیین R² و ضریب تعدیل شده R² هر دو دلالت بر آن دارند که در بین چهار مدل برآورد شده، مدل کامل تجربی از بالاترین قدرت توضیح دهنده برای بازده انتظاری بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است.

نتایج حاصل از آماره‌های معیار اطلاعاتی آکاییک^{۵۵} (AIC) و معیار اطلاعاتی شوارتز-بیزین^{۵۶} (SBC) در جدول (۳) ارائه شده است. مقدار آماره محاسباتی AIC برای مدل کامل برابر (۳,۲۱۴۶-)، و مقدار آماره SBC برای مدل مذکور برابر (۳,۰۱۴۰-) است.

نتایج آزمون‌های تشخیصی و ضرایب تعیین مدل در جدول (۳) ارائه شده است. براساس این نتایج ضریب تعیین R² برای مدل کامل برابر ۰.۴۱ و برای مدل مقید برابر ۰.۳۲ است که هر دوی این مقادیر بیانگر درجه بالای پیش‌بینی پذیری بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران هستند. در همین راستا، هاروی (1995a) درجه بالایی از پیش‌بینی پذیری را برای متجربی از بازارهای نوظهور گزارش می‌کند. از این رو، می‌توان گفت نتایج مطالعه حاضر با یافته‌های هاروی (1995a) درجه مطابقت و سازگاری

است. از آنجا که در بین چهار مدل برآوردی، بزرگترین مقدار هر دو معیار AIC و SBC بصورت قدرمطلق به مقادیر مدل کامل اختصاص دارد بنابراین براساس هر دو معیار، مدل کامل بالاترین قدرت توضیح‌دهندگی را نسبت به بقیه مدل‌ها دارد و از عملکرد بهتری در توضیح بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است.

همچنانکه مرور شد، نتایج آزمون‌های تشخیصی نیز بهبود و تقویت مدل کامل تجربی، که شامل پیوند مدل چندعاملی و مدل خودتوضیحی مرتبه اول است را تأیید می‌کنند. از این نظر، باید تأکید کرد به منظور حصول نتایج درست و معتبر، لازم است در تحلیل بازده بورس اوراق بهادار تهران هر دو گروه منابع پیش‌بینی پذیری بازده (شامل مبادله ریسک بازده حاصل از مدل چند عاملی قیمت‌گذاری و خود همبستگی حاصل از مدل خودتوضیحی مرتبه اول) و وزن‌های پویای مرتبط با آنها را در بررسی‌ها لحاظ کرد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

این پژوهش با هدف مطالعه پیش‌بینی پذیری بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نقش جریان اطلاعات در پیش‌بینی پذیری بازده، انجام گرفته است. یافته‌ها و نتایج حاصل از آمار توصیفی و برآورد مدل‌های مورد بررسی را می‌توان بصورت زیر خلاصه کرد:

- بر اساس آمار توصیفی، بازده متوسط ماهانه بورس اوراق بهادار تهران برابر مقدار ۲,۳۰ درصد و دارای انحراف معیار ۵,۸۴ است. اگر این میزان بازده ماهانه به سالانه تبدیل شود به رقم ۳۱,۸۷ دست خواهیم یافت که از مقدار نسبتاً بالایی برخوردار

است. بازده بورس اوراق بهادار تهران نسبت به متوسط بازده سهام بازار جهانی بیشتر است اما این مقدار بالای بازده با ریسک بالایی هم همراه است بطوریکه ریسک بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران هم از ریسک پرتفولیوی بازار سهام جهانی بیشتر است. با توجه به بازده بالای سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان گفت بورس مذکور به عنوان یکی از بورس‌های نوظهور، فرصت‌های متنوع‌سازی مطلوبی را در اختیار سرمایه‌گذاران خارجی قرار می‌دهد.

- نتایج حاکی از آن است که قیمت نفت دارای اثر مثبت و معنی‌داری روی بازده بورس اوراق بهادار تهران است. از این رو، می‌توان گفت قیمت مذکور، حاوی اطلاعات مفیدی برای تحلیل بازده بورس اوراق بهادار تهران است. اما، یافته‌های این پژوهش حاکی از آن است که عامل با وقفه بازده پرتفولیوی بازار سهام جهانی و نرخ ارز، قدرت توضیح‌دهندگی پایینی برای بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران دارد. بر این اساس می‌توان استدلال کرد علیرغم بهبودهای صورت گرفته در بازارهای نوظهور، هنوز هم بورس اوراق بهادار تهران مانند سایر بورس‌های نوظهور، حداقل بصورت جزئی و بخشی مجزا و مستقل (غیر یکپارچه) از بازار جهانی است. این ویژگی یکی دیگر از دلایل جذاب، برای جذب سرمایه‌گذاران خارجی به منظور برخورداری از فرصت‌های مطلوب برای متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری است.

- سطح جریان اطلاعات روی پیش‌بینی پذیری بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران، تأثیرگذار است. به صورت دقیق‌تر و از لحاظ فنی، می‌توان گفت از آنجا که ضریب (β) برآورد شده برای مدل کامل و مدل مقید دارای مقداری مثبت و معنی‌دار

است که علاوه بر سرمایه‌گذاران داخلی، سرمایه‌گذاران خارجی نیز می‌توانند از این فرصت‌های مطلوب بهره‌مند گردند. بنابراین، پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران در برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری‌های مرتبط با بازار سرمایه به معرفی و تبلیغ فرصت‌های مذکور توجه کافی داشته باشند و با برنامه‌ریزی مناسب برای تبلیغ و معرفی توانمندی‌های بازار سرمایه کشور در برای جذب هر دو گروه سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی گام بردارند. چرا که این امر به‌طور مستقیم به توسعه و تعمیق بازارهای مالی و به تبع آن رشد اقتصادی مطلوب، می‌انجامد.

- بر اساس یافته‌های این پژوهش، بین قیمت نفت و شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران رابطه‌ای مثبت و معنی‌دار وجود دارد. تفسیر این رابطه بدین صورت است که با توجه به ساختار اقتصاد نفتی ایران و تکیه بر درآمدهای نفتی، با افزایش قیمت نفت، انتظار رونق اقتصادی در اقتصاد ایران به وجود خواهد آمد و در پی آن، در بازار سرمایه نیز زمینه افزایش شاخص قیمت سهام فراهم می‌آید. به عبارت دیگر، رشد اقتصادی ناشی از افزایش درآمد نفتی، می‌تواند اثر مثبت بر فعالیت‌های اقتصادی کشور، از جمله فعالیت‌های مرتبط با بازار سهام داشته باشد. به‌طور عکس نوسانات منفی قیمت نفت نیز می‌تواند اثرات نامطلوبی بر بازار سهام داشته باشد. بنابراین پیشنهاد می‌گردد سیاست‌گذاران و مسئولین بازار مالی در برنامه‌ریزی‌های خود به این رابطه حساس توجه داشته و با رصد نوسانات قیمت نفت و اصلاح اثرات منفی این نوسانات، تا حد امکان اثرات منفی نوسانات مذکور را روی بورس اوراق بهادار تهران کاهش

است این مورد دلالت بر این دارد که اهمیت و ارتباط بخش خودهمبستگی مرتبه اول و بخش ریسک-بازده بسته به سطح جریان اطلاعات (که توسط واریانس انتظاری بازده بازار اندازه‌گیری شده است) متفاوت و گوناگون است. به گونه‌ای که اهمیت و ارتباط بخش خودتوضیحی مدل با افزایش واریانس انتظاری، کاهش می‌یابد. در حالیکه در صورت انتظار افزایش واریانس انتظاری، وزن بخش چندعاملی مدل قیمت‌گذاری، افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر هنگامی که سطح جریان اطلاعات در بازار بالا باشد مدل چندعاملی قیمت‌گذاری برای توضیح قیمت‌گذاری سهام، بیشتر موضوعیت داشته و از اهمیت و ارتباط بیشتری برخوردار است. از این رو، تکیه بر مدل چندعاملی در این شرایط نتایج بهتر و قابل اعتمادتری را حاصل می‌کند. به‌طور وارونه در صورت وجود سطح پایین جریان اطلاعات در بازار، مدل خودتوضیحی مرتبه اول از اهمیت و ارتباط بیشتری برای توضیح رفتار بازار برخوردار است.

- مقادیر حاصل از آزمونهای تشخیصی و ضرایب تعیین مدل، بیانگر درجه بالای پیش‌بینی پذیری بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران هستند. همچنین، نتایج معیارهای انتخاب مدل و خوبی برازش مدل، بیانگر آن است که مدل تصریح شده در این پژوهش، نسبت به مدل‌های سنتی پیش‌بینی بازده سهام و دیگر فرم‌های مقید مدل مذکور، از بالاترین قدرت توضیح دهندگی و عملکرد بهتری در توضیح بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران برخوردار است.

- بر اساس نتایج این پژوهش بازده بالای بورس اوراق بهادار تهران در کنار عدم یکپارچگی با بازارهای جهانی فرصت‌های مطلوبی برای متنوع‌سازی سبد سرمایه‌گذاری را پدید آورده

- بنابر نتایج به دست آمده می‌توان گفت مدل‌های غیرخطی، پیش‌بینی‌های بهتری نسبت به مدل‌های خطی ارائه می‌دهند، بنابراین، پیشنهاد می‌شود برای پیش‌بینی شاخص قیمت سهام از مدل‌های غیرخطی بویژه از مدل‌های غیرخطی ایجاد شده توسط ترکیبی از مدل‌های خطی استفاده شود.
 - از یافته‌های کلیدی این مطالعه اینست که اهمیت و ارتباط بخش خودهمبستگی مرتبه اول و بخش ریسک-بازده بسته به سطح جریان اطلاعات، متفاوت و گوناگون است. به گونه‌ای که اهمیت و ارتباط بخش خودتوضیحی مدل با افزایش واریانس انتظاری، کاهش می‌یابد. در حالیکه در صورت افزایش واریانس انتظاری، وزن بخش چندعاملی مدل قیمت‌گذاری، افزایش می‌یابد. به عبارت دیگر هنگامی که سطح جریان اطلاعات در بازار بالا باشد مدل چندعاملی قیمت‌گذاری، برای توضیح قیمت‌گذاری سهام بیشتر موضوعیت داشته و از اهمیت و ارتباط بیشتری برخوردار است. از این رو، تکیه بر مدل چندعاملی در این شرایط نتایج بهتر و قابل اعتمادتری را حاصل می‌کند. به‌طور وارونه در صورت وجود سطح پایین جریان اطلاعات در بازار، مدل خودتوضیحی مرتبه اول از اهمیت و ارتباط بیشتری جهت توضیح رفتار بازار برخوردار است. بنابراین، می‌توان گفت مدلی در تحلیل بازده بورس اوراق بهادار تهران موفق است که تا حد امکان، منابع مختلف پیش‌بینی‌پذیری بازده و وزن‌های پویای مرتبط با آنها را در بررسی‌ها لحاظ کند. بر این اساس پیشنهاد می‌شود که سیاستگذاران تاکید جدی روی لحاظ منابع گوناگون پیش‌بینی‌پذیری بازده داشته باشند.
- فهرست منابع**
- * اشراق نیای جهرمی، عبدالحمید و نشوادیان، کامیار (۱۳۸۷)، "آزمایش مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران"، مجله علمی و پژوهشی شریف (ویژه مهندسی صنایع، مدیریت و اقتصاد)، ۲۴(۴۵): ۳۹-۴۶.
 - * پیرائی، خسرو و شهسوار، محمدرضا (۱۳۸۸)، "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران"، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی، ۹(۱): ۳۸-۲۱.
 - * راعی، رضا و چاوشی، کاظم (۱۳۸۲)، "پیش‌بینی بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران: مدل شبکه‌های عصبی مصنوعی و مدل چند عاملی"، تحقیقات مالی، ۵(۱۵): ۲۴-۳۳.
 - * مهر آرا، محسن؛ معینی، علی؛ احاراری، مهدی و هامونی، امیر (۱۳۸۸)، "الگوسازی و پیش‌بینی شاخص بورس اوراق بهادار تهران و تعیین متغیرهای مؤثر بر آن"، فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال هفدهم، ۵۰، صص ۳۱-۵۱.
 - * نیکواقبال علی اکبر، گندلی علیخانی نادیا، نادری اسماعیل (۱۳۹۳)، "ارزیابی مدل‌های شبکه عصبی مصنوعی ایستا و پویا در پیش‌بینی قیمت

- * Cowles, A. (1933); "Can stock market forecasters forecast?" *Econometrica*, 1, 309-324.
- * Dangl, T. and Halling, M. (2012); "Predictive regressions with time-varying coefficients", *Journal of Financial Economics*, Volume 106, Issue 1, 157-181.
- * De Santis, G. and Gerard, B. (1997); "International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk", *Journal of Finance*, 52, 1881-1912.
- * De Santis, G. and Gerard, B. (1998); "How big is the premium for currency risk?" *Journal of Financial Economics*, 49, 375-412.
- * De Santis, G. and Imrohorglu, S. (1997); "Stock returns and volatility in emerging financial markets", *Journal of International Money and Finance*, 16, 561-579.
- * De Santis, G., Gerard, B. and Hillion, P. (2003); "The relevance of currency risk in the EMU", *Journal of Economics and Business*, 55, 427-462.
- * Fama, E. F. (1965); "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38, 34-105.
- * Ghysels, E., Santa-Clara, P. and Valkanov, R. (2005); "There is a risk-return trade-off after all", *Journal of Financial Economics*, 76, 509-548.
- * Goyal, A. and Welch, I. (2008); "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction", *Review of Financial Studies*, 21, 1455-1508.
- * Guidolin, M. and Timmermann, A. (2007); "Asset allocation under multivariate regime switching", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31, 3503-3544.
- * Guo, H. and Whitelaw, R. F. (2006); "Uncovering the risk-return relation in the stock market", *Journal of Finance*, 61, 1433-1463.
- * Harvey, C. R. (1991); "The world price of covariance risk", *Journal of Finance*, 46, 111-157.
- * Gupta, R., Modise, M. P., (2013). "Macroeconomic variables and south african stock return predictability." *Economic Modelling* 30. 612-622.
- * Harvey, C. R. (1995b); "The cross-section of volatility and autocorrelation in emerging markets", *Finanz Markt and Portfolio Management*, 9, 12-34.
- سهام" دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، دوره ۷، شماره ۲ (پیاپی ۲۲)، صص ۷۷-۹۱.
- * Adler, M. and Dumas, B. (1983); "International portfolio selection and corporation finance: A synthesis", *Journal of Finance*, 38, 925-984.
- * Basher, S. A. and Sadorsky, P. (2006); "Oil price risk and emerging stock markets", *Global Finance Journal*, 17, 224-251.
- * Bekaert, G., Harvey, C. R., Lundblad, C. and Siegel, S. (2011); "What segments equity markets?", *Review of Financial Studies*, 24, 3841-3890.
- * Ben Naceur, S. and Ghazouani, S. (2007); "Stock markets, banks, and economic growth: Empirical evidence from the MENA region", *Research in International Business and Finance*, Vol. 21, Issue 2, 297-315.
- * Brandt, M. W. and Wang, L. (2010); "Measuring the time-varying risk-return relation from the cross-section of equity returns", Working Paper. Duke University.
- * Campbell, J. Y. (2000); "Asset pricing at the millennium", *Journal of Finance*, 55, 1515-1567.
- * Campbell, J. Y. and Thompson, S. B. (2008), "Predicting excess stock returns out of sample: can anything beat the historical average?" *Review of Financial Studies*, 21, 1509-1531.
- * Campbell, J. Y. and Yogo, M. (2006); "Efficient tests of stock return predictability", *Journal of Financial Economics*, 81, 27-60.
- * Campbell, J.Y. Grossman, S. J. and Wang, J. (1993); "Trading volume and serial correlation in stock returns", *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.
- * Carrieri, F., Errunza, V. and Hogan, K. (2007); "Characterizing world market integration through time", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 42, 915-940.
- * Chambet, A. and Gibson, R. (2008); "Financial integration, economic instability, and trade structure in emerging markets", *Journal of International Money and Finance*, 27, 654-675.
- * Cochrane, J. (2005); "Asset Pricing", Revised edition. Princeton University Press, Princeton.

- * Saleem, K. and Vaihekoski, M. (2008); “Pricing of global and local sources of risk in Russian stock market”, *Emerging Markets Review*, 9, 40–56.
- * Semmler, W. (2006); “Asset prices, booms and recessions–financial economics from a dynamic perspective”, Second edition, Springer Publishing House, Heidelberg and New York.
- * Sentana, E. and Wadhvani, S. (1992); “Feedback traders and stock return autocorrelations: evidence from a century of daily data”, *The Economic Journal*, 102, 415–425.
- * Torous, W., Valkanov, R. and Yan, S. (2005); “On predicting stock returns with nearly integrated explanatory variables”, *Journal of Business*, 77, 937–966
- * Harvey, C. R. (1995a); “Predictable risk and returns in emerging markets”, *Review of Financial Studies*, 8, 773–816.
- * Henkel, S. J., Martin, J. S. and Nadari, F. (2011); “Time-varying short-horizon predictability”, *Journal of Financial Economics*, 99, 560–580.
- * Jensen, M. C. (1969); “Risk, the pricing of capital assets, and the valuation of investment portfolios”, *Journal of Business*, 42, 167–247.
- * Kelly, B. and Pruitt, S. (2012); “Market expectations in the cross section of present values”, University of Chicago, Booth School of Business, Working Paper No. 11-08.
- * Kim, J. H., Shamsuddin, A. and Kian-Ping, L. (2011); “Stock return predictability and the adaptive markets hypothesis: evidence from century-long U.S. data”, *Journal of Empirical Finance*, 18, 868–879.
- * Kinnunen, J. (2012); “Risk-return trade-off and serial correlation: Do volume and volatility matter?”, *Proceedings of the 2012 Portuguese Finance Network, 7th Finance Conference*, 2012.
- * Kinnunen, J. (2013); “Dynamic return predictability in the Russian stock market”, *Emerging Markets Review*, doi: 10.1016/j.ememar.2012.12.001
- * Pastor, L. and Stambaugh, R. F. (2009); “Predictive systems: living with imperfect predictors”, *Journal of Finance*, 64, 1583–1628.
- * Pastor, L., Meenakshi, S. and Swaminathan, B. (2008); “Estimating the intertemporal risk-return trade off using the implied cost of capital”, *Journal of Finance*, 63, 2859–2897.
- * Pukthuanthong, K. and Roll, R. (2009); “Global market integration: an alternative measure and its application”, *Journal of Financial Economics*, 94, 214–232.
- * Rapach, D. E. and Zhou, G. (2013); “Forecasting Stock Returns”, *Handbook of Economic Forecasting*, Volume 2, Part A, 328–383.
- * Rapach, D. E., Strauss, J. K. and Zhou, G. (2010); “Out-of-sample equity premium prediction: combination forecasts and links to the real economy”, *Review of Financial Studies*, 23, 821–862.
- * Ross, S. A. (1976); “The arbitrage pricing theory of capital assets pricing.” *Journal of Economic Theory*, 13, 341–360.

یادداشت‌ها

- 1- Ben Naceur & Ghazouani
- 2- Thompson
- 3- Rapach et al.
- 4- Kelly and Pruitt
- 5- Guidolin
- 6- Henkel et al.
- 7- Dangl and Halling
- 8- Efficient Market Hypothesis
- 9- Asset Pricing Theory
- 10- Fama
- 11- Capital Asset Pricing Model
- 12- Arbitrage Price Theory
- 13- multifactor model
- 14- Ross
- 15- Semmler
- 16- Cowles
- 17- technical indicators
- 18- filter rules
- 19- momentum oscillators
- 20- Torous et al.
- 21- Yogo
- 22- Goyal and Welch
- 23- Michael Brennan
- 24- Review of Financial Studies
- 25- bivariate predictive regression
- 26- mean squared forecast error
- 27- Zhou
- 28- Kinnunen
- 29- price of market risk
- 30- reward-to-risk
- 31- conditional risk-return trade-off
- 32- covariance risk component
- 33- Cochrane
- 34- general consumption-based model
- 35- marginal utility growth
- 36- Pukthuanthong and Roll
- 37- undiversifiable or diversifiable risk
- 38- Adler and Dumas

^{۲۹} در این ارتباط باید گفت مقدار مثبت عرض از مبدا در مدل می‌تواند معرف عملکرد مطلوب بازار سهام باشد. چرا که براساس کینونین (۲۰۱۳)، جمله عرض از مبدا می‌تواند نشانگر اثر عوامل حذف شده از



مدل یا معرف معیار جنسن (۱۶۶۹) باشد. در مورد معیار جنسن، می‌توان گفت براساس این معیار مقدار مثبت عرض از مبدا نشان دهنده آنست که سرمایه‌گذاری مذکور عملکرد بهتری از سرمایه‌گذاری براساس پیش‌بینی مشروط عوامل قیمت‌گذاری دارد.

⁴⁰- first-order autoregressive term

⁴¹- the conditional multifactor explanation

⁴²- the first-order autoregressive

^{۴۳}- معیارهای ناپارامتریک جایگزین برای واریانس بازده سهام در مطالعات کیم و همکاران (۲۰۱۱) ارائه شده است.

⁴⁴- GARCH-in-mean

⁴⁵- dividend yield

⁴⁶- logistic function

^{۴۷}- این دوره شامل بازه زمانی ژانویه ۲۰۰۱ تا دسامبر ۲۰۱۱ است.

⁴⁸- Tehran Stock Exchange Dividend & Price Index

⁴⁹- www.Yahoo.Finance.com

^{۵۰}- نرخ ارز نسبت به دلار آمریکا مد نظر است.

⁵¹- Organization of the Petroleum Exporting Countries

⁵²- Annual Statistical Bulletin

⁵³- de-meaned dividend yield

⁵⁴- Wald

⁵⁵- Akaike Information Criterion

⁵⁶- Schwarz Bayesian Criterion

