Archive of SID

مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره سی‌وششم / پائیز ۱۳۹۷

ارزشگذاری نادرست و سوگیری های رفتاری در بورس اوراق بهادار تهران

جمال طاوسی[۱]
عبدالعلی کشته گر[۲]
امین رضا کمالیان[۳]

تاریخ دریافت: ۹۶/۱۱/۲۴ تاریخ پذیرش: ۹۷/۰۲/۳۱

چکیده

فرضیات کارایی بازار فرض می کردند که قیمت های اوراق بهادار به سرعت به اطلاعات جدید واکنش نشان می دهند و به طور صحیحی ارزش های بنیادی را منعکس می نمایند. بیشتر تحقیقات اخیر نشان داد که اصطکاک های موجود در بازار و محدودیت های روانشناختی معامله گران در دوره مشخصی از زمان می تواند موجب انحراف قیمت دارائی از ارزش بنیادی آن شود. برای بررسی مبانی نظری در مطالعه، مدل خطای ترکیبی و رویکرد مطالعه رویدادی مورد استفاده قرار گرفت، و در تصریح مدل نیز الگورتیم انبوه ذرات برای بهینه سازی مدل بکار رفت. نتایج حاصله از مدل احتمالات یک طرفه در دوره رویداد نشان می دهد که بازده های ایران خودرو دارای سوگیری ارزشگذاری کمتر از واقع هستند. این مطالعه همچنین یک روش تجربی جدید را برای آزمون و تخمین درجه سوگیری های رفتاری تدوین نموده است که قادر است سوگیری های ارزشگذاری که منجر به فرصت های سود آور می شود را تشخیص داده و در نهایت سبب بهبود کارائی بازارهای مالی شود.

واژه‌های کلیدی: ارزشگذاری سهام، مطالعه رویدادی، الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات، سوگیری های رفتاری.

۱- دانشجوی دوره دکترای مدیریت، گروه مدیریت دولتی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
۲- استادیار گروه مدیریت دولتی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. نویسنده مسئول مکاتبات، ایمیل: Abdolalikeshtegar@gmail.com
۳- دانشیار گروه مدیریت دولتی، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

این مقاله به بررسی تاثیر اخبار توافق هسته ای ایـران بـر قیمـت گـذاری سـهام شـرکت ایـران خودرو در بازه زمانی ۱۳۹۴-۱۳۹۲ می پردازد، مجموعه ایران خودرو بـه عنـوان یکـی از بزرگتـرین تولید کنندگان اتومبیل در ایران تحت تاثیر تحریم ها قرار گرفتـه بـود. در ایـن رابطـه، از یـک‌سـو صنعت خودرو ایران مستقیما در فهرست تحریم‌ها قرار داشـت و از سـوی دیگـر تحـریم‌هـای مـالی موجب شده بود تا این صنعت در تامین قطعات و مواد اولیه وارداتی مورد نیاز خود با مشکل مواجـه شود. نمونه این مشکلات قطع ارسال بسته قطعات پژو به ایران بود که به جایگزینی قطعـات چینـی در محصولات این برند و افت کمی و کیفی تولید خودروهای آن در ایـران انجامیـد و تولیـد برخـی خودروها مانند پژو۲۰۷ را کاملا متوقف کرد. در سال ۲۰۱۳ زمان آن فرار رسیده بـود کـه برخـی از تحریم ها علیه صنعت خودرو سازی کشور برداشته شود، با توجه به اتفاقاتی که در لـوزان سـوئیس رخ داد، برخی از تحریم‌های بین‌المللی در آستانه لغو شدن قرار گرفتند، مشتریان بازار خودرو کشور (چه خودروهای داخلی و چه محصولات خارجی)، منتظر بودند تا نسیمی از لوزان سوئیس بـه بـازار بوزد و قیمت‌ها کاهش یابند. این توافق، سر وصدا و جنجال های زیادی را در اقتصاد ایران بپا کـرد، بنوعی که نوسانات زیادی را در سهام برخی از صنایع از جمله صنعت خودرو سازی ایجاد نمود. لـذا این مطالعه قصد دارد با بکـار گیـری رویکـرد مطالعـه رویـدادی و بررسـی نوسـانات بـازده یکـی از بزرگترین شرکتهای خودرو سازی کشور، یعنی ایران خودرو به بررسی تاثیر این سناریو مهم در بازار بورس اوراق بهادار تهران بپردازد. این مطالعه کار خود را با بررسی موضوعات کارایی در بازار شـروع نموده، و سعی کرده است با چیدمان مناسبی از رویدا و اخبارهای منتشره در بازار، نگاهی ویـژه بـه این اصل مهم اقتصادی یعنی کارائی بازارهای مالی نیز داشته باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

مباحث کارایی در اقتصاد، از موضـوعات اساسـی هسـتند. در بازارهـایی کـه در آنهـا کالاهـا و خدمات مورد معامله قرار می گیرند[1]، رقابت کامل به عنوان الگویی از کارایی بکار می رود (قالیبـاف اصل و راسخ، ۱۳۹۲). در شکل قوی کارایی بازار، بنگاههای اقتصادی به طور کامل عاقلانه رفتار می کنند و هیچ گونه اصطکاکی در بازار وجود ندارد. این باعث می شود که قیمت های اوراق بهـادار بـه طور خودبه خودی به اطلاعات جدید واکنش نشان دهد و به طور کامل همه اطلاعـات در دسـترس را منعکس نماید (فاما، ۱۹۹۱: ۱۵۷۵). این چنین بازارهایی دو ویژگی را منعکس می کنند. نخست، رقابت موجود به سرعت فرصت های آربیتراژی سودآور را حذف خواهد نمود و کسب بازده بـالاتر از بازده بازار را برای معامله گران غیر ممکن می سازد. ثانیا، "قیمت هـا مـنعکس کننـده واقعیـت هـا

www.SID.ir

Archive of SID

هستند"، این بدان معنی است که قیمت بازار هر کدام از اوراق بهادار که با ارزش اقتصادی و بنیادی آن برابر است، به عنوان ارزش فعلی تنزیل شده مجموع جریانات نقدی مورد انتظار آتی تعریف می شود. با قیمت هایی که منعکس کننده ارزش های واقعی آنها هستند، سرمایه های مالی به سودآورترین فعالیت ها اختصاص داده می شود (مشایخی و بیرامی، ۱۳۹۱).

دو مسیر در تحقیقات وجود دارد که شکل قوی فرضیه بازار کارا را زیر سوال می برند. یکی از آنها تشریح می نماید که حتی زمانی که همه بنگاههای اقتصادی عقلایی رفتار می کنند، محدودیت ها و اصطکاک های[۲] متفاوتی وجود دارد که می تواند سبب ارزشگذاری نادرست شوند (مانند سوگیری های رفتاری یا قیمت گذاری نادرست). به طوری که ارزش های بنیادی و ارزش های بازار برای دوره های مشخصی از زمان، واگرائیده می شوند (مشکی ۱۳۸۰). عواملی که می تواند سبب این چنین ناهنجاری هایی شوند شامل هزینه های اطلاعاتی و معاملاتی (جنسن، ۱۹۷۸؛ گروسمن و استیگلیتز، ۱۹۸۰)، عدم تقارن اطلاعات (آلن و گورتن، ۱۹۹۳)، بازارهای بین بانکی ناکامل (آلن و گیل، ۲۰۰۰)، محدودیت های فروش استقراضی (هریسون و گرپس، ۱۹۸۷؛ دافی و همکاران، ۲۰۰۲؛ اسچینکمن و ژیونگ، ۲۰۰۳) و مباحث ثروت نسبی (دی مارزو و همکاران، ۲۰۰۸) باشند. اینها می تواند فرصت های آربیتراژی و ارزشگذاری نادرست را ایجاد نمایند.

دومین موضوع در ارتباط با فرضیه های بازار کارا از موضوع مالی رفتاری نشات گرفته می شود. مالی رفتاری فرضیات بازار کارا را از لحاظ رفتاری غیر واقعی می داند (اسلامی بیدگلی و همکاران، ۱۳۸۹). مطالعات مالی رفتاری نشان داد که چطور نیروهای روانشناختی بر تصمیمات سرمایه گذار تاثیر می گذارد و سبب می شود که بازارهای مالی به صورت ناکارا رفتار نمایند (رهنمای رودپشتی و همکاران، ۱۳۹۱). مدل های تئوریکی نشان می دهند که همسویی معامله گران عقلایی با افرادی که از ضعف های شناختی یا روانی رنج می برند، سبب قیمت گذاری نادرست و بروز خطاهای سیستماتیک می شود. مثلا عوامل رفتاری ممکن است طنین انداز صدای معامله گران غیر عقلایی باشند. این مسیر از تحقیقات نشان می دهد که تعداد کافی از عاملانی[۳] که از سوگیری های رفتاری رنج می برند می تواند منجر به رفتار رمه ای[۴] و معامله لحظه ای[۵] شوند که این امر به نوبه خود منجر به نوسان پذیری (بی ثباتی) مالی شوند (آبرو و برونرمیر، ۲۰۰۳).

مطالعات انجام شده نشان می‌دهد که سرمایه گذاران فردی که اطلاعات کمتری در مورد حوادث آتی دارند تهاجمی‌تر از سایرین به قیمت‌گذاری سهام می پردازند. این مهم موجب عدم‌کارایی بازار در قیمت‌گذاری اوراق بهادار می‌شود (خواجوی و فتاحی نافچی، ۱۳۹۲). از طرفی مطالعات نشان می‌دهد که افرادی که اطلاعات کمتری در مورد حوادث آتی یا دارایی‌های مالی

www.SID.ir

Archive of SID

دارند، اعتماد و تمرکز بیشتری روی آن اطلاعات ناقص می‌کنند و بر اساس آن در تعیین قیمت زیاده‌روی می‌کنند. دی لانگ و همکاران (۱۹۹۰) و شلیفر و سامرز (۱۹۹۰) معتقدند، حتی اگر سایر معامله گران عقلایی باشند، حضور معامله گران متهور[۶] در بازارهای مالی می تواند موجب واگرائی سطوح ریسک و قیمت از سطوح مورد انتظار شود، بنابراین معامله گران موجی، بالا خواهند خرید و پائین خواهند فروخت. این موضوع می تواند منجر به یک حباب مالی و در نهایت فروپاشی شود. بدین ترتیب یک توالی بی وقفه از ضرر و زیان دقیقا می تواند در مقابل آن ایجاد شود و منجر به بدبینی غیر منطقی شود و در نهایت شاهد ارزش های بازاری باشیم که در زیر ارزش های اساسی منکوب شده اند.

برخی دیگر از محققان مانند آیگنر، لول و اسمیت (۱۹۹۷)؛ میوسن و ون دی بروک (۱۹۹۷) و چوخال و ترمبلی (۲۰۱۵) یک روش رسمی را برای تخمین درجه سوگیری های رفتاری ارائه نموده اند که از طریق عوامل رفتاری ایجاد می شوند. آنها از مدل بازار استاندارد استفاده نمودند که در آن ترکیبی از خطا وجود دارد. به زعم آنان اولین جزء ساختار خطا، خطای نوفه سفید استاندارد می باشد که مربوط به مدل بازار سنتی می باشد. خطای دوم مربوط به سوگیری های رفتاری است که منجر به ارزشگذاری نادرست می شوند. در این مطالعه تمرکز بر روی این نوع خطاست، چرا که برآورد خطای دوم به ما اجازه می دهد که اندازه سوگیری های رفتاری را محاسبه کنیم.

باقی مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است: در بخش دوم نشان داده شده است که چطور مدل بازار با یک خطای ترکیبی می تواند برای تعیین ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع استفاده شود. در بخش سوم، این رویکرد با استفاده از بازده های سهام شرکت ایران خودرو به تصویر کشیده شده است. در بخش چهارم، ما نشان داده شد که چطور این روش می تواند برای تعیین ارزشگذاری کمتر از واقع سهام و سرمایه گذاری های سودآور بکار می رود.

۳- روش شناسی پژوهش

۳-۱- مدل بازار مالی با خطای استاندارد

مدل بازار یک مدل آماری است که بازده هر اوراق بهادار را به بازده شاخص سهام مرتبط می سازد. یکی از مفروضات کلیدی این مدل این است که اوراق بهادار تنها تحت تاثیر رابطه خود با شاخص بازار هستند. این مدل که یک رابطه خطی پایدار را فرض می کند از فرض نرمال بودن بازده دارائیها نیز پیروی می نماید، برای هر اوراق بهادار i عبارتند از:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \nu_{it}\,, \qquad (1)$$
$$\nu_{it} \simeq N(0, \sigma_\nu^2).$$

www.SID.ir

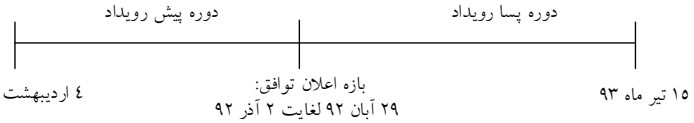
Archive of SID

در این مدل که R_i و R_m به ترتیب عبارتند از بازده اوراق بهادار i و بازده پورتفلیو بازار می باشند. فرض می شود که هیچ قیمت گذاری نادرست سیستماتیکی در ارتباط با ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع در فرضیه بازار کارا وجود ندارد، به عبارت دیگر (R_{it}) تابعی از تمام اطلاعات موجود در بازار می باشد (بودواخ). ν_{it}، نیز صرفا خطای نوفه سفید با میانگین صفر و واریانس محدود σ_ν^2 می باشد، به طوری که بازده های مورد انتظار برابر است با $\alpha_i + \beta_i R_{mt}$.

برای ارزیابی اثرات غیر منتظره اطلاعات بنیادی بازار، باید بازده های غیر عادی[۷] اندازه گیری شوند. بازده غیر عادی عبارتند از بازده واقعی اوراق بهادار منهای بازده نرمال شرکت در بازه رویداد[۸] می باشد. بازده نرمال به عنوان بازده مورد انتظار بدون در نظر گرفتن بازده شرطی آن، تعریف می شود. برای شرکت i و تاریخ رویداد t، بازده غیر عادی عبارتند از $AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}|R_{mt})$. (مک کینالی). می دانیم که سهام در معرض انواع متفاوتی از رویدادها و اطلاعات قرار دارند، با یک رویداد منفی $R_{it} < E(R_{it}|R_{mt})$ می شود و $AR_{it} < 0$ می شود. با یک رویداد مثبت $R_{it} > E(R_{it}|R_{mt})$ می شود و $AR_{it} > 0$ می شود. در عمل، $E(R_{it}|R_{mt})$ از طریق $\alpha_i + \beta_i R_{mt}$ تخمین زده می شود و بازده های غیر عادی عبارتند از:

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt}) \qquad (2)$$

t در نظر گرفته شده در این معادله بر اساس رویکرد مبتنی بر مطالعه رویدادی یک دوره زمانی حول تاریخ اعلان توافق هسته ای ایران می باشد که به قرار زیر است:



در شرایط عمومی، رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) روش تخمینی مناسب برای پارامترهای مدل بازار می باشد. علاوه بر این، با توجه به مفروضات مدل بازار سنتی که بازارها کارا هستند و هیچ گونه سوگیری رفتاری وجود ندارد، برای i مین شرکت در زمان رویداد، برآوردگرهای OLS از پارامترهای مدل بازار برای پنجره تخمین[۹] استفاده می نمایند (مک کینالی ۱۹۹۷؛ باگات و رومانو، ۲۰۰۲).

برای پذیرفتن امکان ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع، مدلی با خطای ثانویه یا ترکیبی را مورد بررسی قرار داده شده است: $\varepsilon_{it} = \nu_{it} + \mu_{it}$.

www.SID.ir

Archive of SID

در این مورد ε_{it} خطای ترکیبی می باشد تکنیک های کارایی پارامتریک و ناپارامتریک در جمله خطا متفاوت هستند. تکنیک های ناپارامتریک فرض می کنند که هیچ خطایی وجود ندارد و هر گونه انحرافی را به عدم کارائی بازار سنتی اسناد می دهند. بعبارت دیگر تکنیک های پارامتریک فرض می کنند که این عدم کارایی ها از یک توزیع متقارن پیروی می کنند. از این رو، آنها فرض می کنند که خطاهای نیمه نرمال و تصادفی از یک توزیع متقارن پیروی می کنند. به عبارت دیگر، فرض شده است که مانند انواع توزیع های نرمال، عوامل تصادفی نیز بطور یکسان توزیع می شوند و ارزش جمله خطا در تابع هزینه به طور متوسط برابر با صفر است (آکایا، ۲۰۱۶). بنابراین، نمره های عدم کارایی از توزیع نرمال $N(0,\sigma_v^2)$ نشات می گیرند. دلیل اساسی برای فرض توزیع نیمه نرمال این است که عدم کارایی نمی تواند علامت منفی به خود بگیرد (ایساک و حسن، ۲۰۰۲).

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \nu_{it} + \mu_{it} \qquad (3)$$

همان گونه که در معادله ۱ آمده است، ν_{it} خطای توزیع نرمال که مربوط به مدل بازار سنتی است. تمرکز این مطالعه بر روی خطای دوم (دومین خطا) است. μ_{it} که یکی دیگر از خطاها می باشد از طریق سوگیری های رفتاری منجر به ارزشگذاری نادرست می شوند. اگر معامله گران باعث شوند که بازده های سهام i در زمان t بالاتر از حد ارزشگذاری شود، در نتیجه $\mu_{it} > 0$ می شود. این بدان معناست که بازده های سهام عملکرد بالاتری نسبت به بازده هایی که فقط ارزش اقتصادی را منعکس می نمایند داشته است. اگر معامله گران باعث شوند که بازده ها بیشتر از حد ارزشگذاری شوند در نتیجه $\mu_{it} < 0$ می شود. و در نهایت در صورت عدم وجود سوگیری، مدل بازار سنتی معتبر است، $\mu_{it} = 0$، $R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{it} + \nu_{it}$ و $\nu_{it} = \mu_{it}$. هنگامی که معامله سوگیری پیدا می کند بر روی بازار تاثیر می گذارد، این مطالعه مدعی است که μ_{it} توزیع متقارن دارد به طوری که سوگیری های ارزشگذاری کوچکتر (مانند خطاهای سوگیری شده ای که نزدیک به صفر هستند) نسبت به سوگیری های ارزشگذاری بزرگتر، محتمل تر است. یک فرض مناسب این است که μ_{it} یک توزیع نیمه نرمال است اما دیگر توزیع ها ممکن است نیمه نرمال، توزیع نمایی و گاما باشند. ν_{it} و μ_{it} فرض می شود که توزیع های مستقلی هستند.

این مطالعه رویکرد سنتی را با رویکرد تجربی ترکیب می نماید. همچنین به ما اجازه می دهد که تا اندازه ای سوگیری های کمتر یا بیشتر از واقع را شناسایی کنیم. در این مدل، ارزش های بنیادی بازده ها (R_{it}) تخمین زده شده است، بدین صورت که ارزش بازاری آن را منهای خطای رفتاری محاسبه می نمائیم: $R_{it}^* = R_{it} - \mu_{it} = (\alpha_i + \beta_i R_{it}) + \nu_{it}$. این مشخصات نشان می

www.SID.ir

Archive of SID

دهد که قیمت گذاری بیشتر یا کمتر از واقع، شکاف بین ارزش های واقعی بازار و ارزش های بنیادی را هدایت می کند، به طوری که $\mu_{it} = R_{it} - R_{it}^*$. اگر تنها یک جزء خطا وجود داشته باشد، در نتیجه $\mu_{it} = 0$ می شود و $R_{it}^* = R_{it}$. در این حالت ارزش های بازار و بنیادی بر هم منطبق می شوند. این مفهوم با مدل بازار سنتی که فرض می نماید بازارهای مالی کارا هستند، سازگار می باشد.

۳-۲- مدل نیمه نرمال

جزء اخلال ترکیبی در مدل مرز تصادفی، در حالیکه نامتقارن توزیع شده است، برای بسیاری از توزیع های جزء اخلال مناسب می باشد . روش تخمین حداکثر درستنمایی (MLE) عموما برای این روش مناسب است. ادبیات مدل های مرز تصادفی با مدل نیمه نرمال آیگنر و همکاران (۱۹۷۷) شروع می شود، که در آن:

$$f_v(v_i) = N[0, \sigma_v^2] = (1/\sigma_v)\Phi(v_i/\sigma_v), \quad -\infty < v_i < +\infty \qquad (4)$$

و

$$f_\mu(\mu_i) = N[0, \sigma_\mu^2] = (1/\sigma_\mu)\Phi(\mu_i/\sigma_u), \quad -\infty < \mu_i < +\infty \qquad (5)$$

فرض می شود که v_i که به صورت متقارن توزیع شده است، دارای توزیع نرمال است که دلالت ما $f(v_i) = N(0, \sigma_v^2)$ است. توزیع متغیر تصادفی ترکیبی $\varepsilon_i = (\mu_i - v_i)$ از وینستین (۱۹۶۴) و آیگنر (۱۹۷۷) گرفته شده است. نتیجه نهایی که از موارد بالا گرفته می شود، عبارتند از:

$$f_\varepsilon(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sqrt{2\pi(\sigma_\mu^2+\sigma_v^2)}}\left[\Phi\left(\frac{-\varepsilon_i(\sigma_\mu/\sigma_v)}{\sqrt{\sigma_\mu^2+\sigma_v^2}}\right)\right]\exp\left(\frac{-\varepsilon_i^2}{2(\sigma_\mu^2+\sigma_v^2)}\right) \qquad (6)$$

یک پارامترسازی مناسب که چنین تفسیر مناسبی را می سازد عبارتند از $\sigma^2 = (\sigma_\mu^2 + \sigma_v^2)$ و $\lambda = \frac{\sigma_\mu}{\sigma_v}$ ، بنابراین

$$f_\varepsilon(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}}\,\Phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right)\left[\Phi\left(\frac{-\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right)\right] \qquad (7)$$

این تراکم دارای چولگی منفی است. نمودار فوق شکل توزیع را برای $\lambda=2$ و $\sigma=1$ نشان می دهد. پارامتر ساخته شده $\lambda=\frac{\sigma_\mu}{\sigma_v}$ توزیع را توصیف می نماید. اگر $\lambda\to\infty$، مرز قطعی بدست می آید. مفهوم ضمنی آن این است که هیچ ناکارایی در جزء اخلال وجود ندارد و مدل می تواند از طریق روش *OLS* به طور کارا تخمین زده شود.

www.SID.ir

Archive of SID

جزئیات بیشتر ممکن است در مطالعه آیگنر، لوول و اسمیت (۱۹۷۷) یافت شود. پارامتر λ مظهری از عدم کارایی مدل است. مدل رگرسیون ساده از $\lambda=0$ منتج می شود. مفهوم آن این خواهد بود که هر شرکت در مرز کارائی تمایل به داشتن چنین وضعیتی دارد. از طرف دیگر، این بدین مفهوم نیست که کسی بتواند عدم کارائی را از طریق میانگین معمولی آزمون نماید، چون ارزش قطبی $\lambda=0$ است، در مرز کارایی این پارامتر چنین شرایطی را دارد نه در داخل آن. به این ترتیب، انواع آزمون های استاندارد مانند آزمون ضرائب لاگرانژ (LM) به احتمال زیاد مساله ساز می باشند (هارولد و همکاران، ۲۰۰۸: ۱۳۴-۱۳۲).

تابع لگاریتمی حداکثر درستنمایی برای مدل مرزی تصادفی نرمال- نیمه نرمال عبارتند از:

$$Ln\ L(\alpha,\beta,\sigma,\lambda) = -T\ ln\sigma - Constant + \sum_{i=1}^{T}\{\ln \Phi\left[\frac{-\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right] - \frac{1}{2}\left[\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right]^2\} \quad (8)$$

مدل خطای ترکیبی در معادله ۳ به روش حداکثر احتمال درستنمایی تخمین زده می شود[۹]. در این مطالعه مدل های ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع، هر کدام به طور جداگانه تخمین زده می شوند. در مدل ارزشگذاری بیشتر از واقع، ما نیز مانند سایر تحقیقات فرض می کنیم که μ_{it} به شکل نیمه نرمال غیر منفی توزیع می شود که از توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_μ^2 نشات می گیرد و بدین صورت نشان داده می شود: $N^+(0,\sigma_\mu^2)$. در مدل ارزشگذاری کمتر از واقع، μ_{it} به شکل نیمه نرمال غیر مثبت توزیع می شود، $N^-(0,\sigma_\mu^2)$. برای مشخص کردن تابع احتمال لگاریتمی به طور فشرده، ما نیز مانند جوخال و همکاران (۲۰۱۴ و ۲۰۱۵) در ابتدا یک شاخص نشانه (علامت) را تعریف نمودیم، $s=1$ برای ارزشگذاری بیشتر از واقع و $s=-1$ برای ارزشگذاری کمتر از واقع. معادله تابع احتمال لگاریتمی عبارتند از:

$$\ln L(\alpha,\beta,\sigma_v,\sigma_\mu) = -Tln(\sigma) + \frac{T}{2}\ln\left(\frac{2}{\pi}\right) + \sum_{t=1}^{T}[ln\Phi(\frac{s.\varepsilon_{it}\lambda}{\sigma}) - \frac{1}{2}(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma})^2] \quad (9).$$

که در این فرمول T تعداد دوره ها، واریانس ν_{it} و σ_v^2 واریانس مربوط به توزیع نرمال که از آن نیمه نرمال مشتق می شود و $\Phi(.)$ توزیع نرمال استاندارد تجمعی می باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

۳-۳- تابع توزیع تجمعی

تابع توزیع تجمعی می تواند به شیوه زیر تعریف شود (گرین، ۱۹۸۰):

$$\emptyset(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-(t-\mu)^2}{2\delta^2}} dt \qquad (9)$$

تابع توزیع نرمال در زمانی که $\mu=0$ و $\sigma=1$ است، به طریق زیر حاصل می شود:

$$\emptyset(t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x} e^{\frac{-t^2}{2}} dt$$

بنابراین تابع حداکثر درست نمایی به طریق زیر خواهد بود:

$$\text{Ln L} = -\text{T Ln}(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\left(\frac{2}{\pi}\right) + \sum_{t=1}^{T} [Ln \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-t^2}{2}} \Big|_{t=\frac{s\varepsilon_{it}\lambda}{\sigma}} - \frac{1}{2}(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma})^2]$$

که در معادله فوق $\varepsilon_{it} = R_{it} - \alpha - \beta R_{mt}$ ، بنابراین:

$$Ln\, L = -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\,\left(\frac{2}{\pi}\right) + \sum_{t=1}^{T} [-Ln\,\sqrt{2\pi} - \frac{(\frac{s\varepsilon_{it}\lambda}{\sigma})^2}{2} - \frac{1}{2}(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma})^2]$$

$$Ln\, L = -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\,\left(\frac{2}{\pi}\right) + \sum_{t=1}^{T} [-Ln\,\sqrt{2\pi} - \frac{(\frac{s\varepsilon_{it}\lambda}{\sigma})^2}{2} - \frac{1}{2}(\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma})^2]$$

$$= -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\,\left(\frac{2}{\pi}\right) - T\, Ln\,(2\pi)^{\frac{1}{2}} - \sum_{t=1}^{T} \frac{(\frac{s\,(R_{it} - \alpha - \beta R_{mt)\lambda}}{\sigma})^2}{2} + \frac{1}{2}(\frac{R_{it} - \alpha - \beta R_{mt)}}{\sigma})^2$$

$$= -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\,\left(\frac{2}{\pi}\right) - \frac{T}{2}\, Ln\,(2\pi) - \sum_{t=1}^{T} \frac{(\frac{s\,(R_{it} - \alpha - \beta R_{mt)\lambda}}{\sigma})^2}{2} + \frac{1}{2}(\frac{R_{it} - \alpha - \beta R_{mt}}{\sigma})^2$$

$$= -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2} Ln\,\left(\frac{2}{\pi}\right) - \frac{T}{2} Ln\,(2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^{T} [s\lambda(R_{it} - \alpha - \beta R_{mt})^2 + (R_{it} - \alpha - \beta R_{mt})^2]$$

$$= -T\, Ln\,(\sigma) + \frac{T}{2}\, Ln\, 1 - \frac{T}{2} ln\,\pi^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^{T} [(s\lambda + 1)\ (R_{it} - \alpha - \beta R_{mt})^2]$$

$$= -T\, Ln\,(\sigma) - T\, Ln\,\pi - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^{T} [(s\lambda + 1)\ (R_{it} - \alpha - \beta R_{mt})^2]$$

www.SID.ir

Archive of SID

تابع تخمین حداکثر ردرستنمایی از α، β، σ و λ که $\mathrm{Ln\ L}(\ )$ را حداکثر می کند، عبارتند از:

$$\frac{\partial Ln\ L}{\partial \alpha} = \frac{-1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(s\lambda+1)(R_{it}-\alpha-\beta R_{mt})(-1)=0 \qquad (10)$$

$$\frac{\partial Ln\ L}{\partial \beta} = \frac{-1}{\sigma^2}\sum_{t=1}^{T}(s\lambda+1)(R_{it}-\alpha-\beta R_{mt})(-R_{mt})=0 \qquad (11)$$

$$\frac{\partial Ln\ L}{\partial \sigma} = \frac{-T}{\sigma}+\frac{\sum_{t=1}^{T}(s\lambda+1)(R_{it}-\alpha-\beta R_{mt})^2}{\sigma^3}=0 \qquad (12)$$

$$\frac{\partial Ln\ L}{\partial \lambda} = \frac{\sum_{t=1}^{T}(R_{it}-\alpha-\beta R_{mt})^2}{2\sigma^2}=0 \qquad (13)$$

مدل خطای ترکیبی در معادله ۳، با استفاده از تابع حداکثر درستنمایی تخمین زده می شود. در مدل ارزشگذاری بیشتر از واقع فرض بر آن است که (۱): μ_{it} دارای توزیع نیمه نرمال منفی می باشد $(N+(0,\sigma_\mu^2))$، (۲) استفاده از یک تابع علامت برای ارزشگذاری بیشتر/ کمتر از واقع که در آن s=1 (در ارزشگذاری بیشتر از واقع) و s=-1 (در ارزشگذاری کمتر از واقع) بکار می رود.

بر اساس مدل فوق، فرضیه صفر در هر مدل این است که هیچگونه سوگیری ارزشگذاری وجود ندارد ($\mu_{it}=0$) و از این رو هر دو مدل ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع رد می شوند. براس سنجش فرضیه صفر ($\mu_{it}=0$) آزمون نسبت احتمال یک طرفه کوئیلی بکار برده شد. در این آزمون اگر $\mu_{it} > 0$ یا ($\mu_{it} < 0$) بیانگر ارزشگذاری بیشتر از واقع (کمتر) می باشد.

همانطور که قبلا ذکر شد، تخمین های روش حداکثر درستنمایی برای ازشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع حاصل می شود. در هر مورد، فرض صفر ما بر این است که هیچ گونه سوگیری ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع وجود ندارد. بر طبق تحقیقات کوئیلی (۱۹۹۵)، یکبار می توان از آزمون نسبت احتمالات یک طرفه برای سنجش فرضیه صفر که $\sigma_\mu = 0$ می باشد، استفاده کرد. زمانی که $\sigma_\mu \to 0$ توزیع به عدد صفر می رود، در نتیجه $\mu_{it} \to 0$ میل می کند. اگر فرضیه صفر در مدل ارزشگذاری بیشتر واقع (کمتر از واقع) رد شود، μ_{it} مثبت (منفی) می شود و ε_{it} دارای چولگی مثبت (منفی) می شود. در اینجا دو مزیت اصلی در مدل خطای ترکیبی نسبت مدل بازار سنتی وجود دارد. برخلاف مدل سنتی، مدل خطای ترکیبی امکان سوگیری های سیستماتیک و خطاهای نوفه سفید را می پذیرد. بنابراین، مدل سنتی یک حالت خاص از مدل خطای ترکیبی است. بعلاوه، مدل خطای ترکیبی ما را قادر می سازد تا به طور رسمی سوگیری های ارزشگذاری را آزمون نمائیم. از این رو، ما هر دو ارزشگذاری بیشتر و کمتر از واقع را زمانی که μ_{it} صفر هست، رد می کنیم. در این مورد، معادله ۳ هم ارز با معادله ۱ می باشد و مدل بازار سنتی درست است.

www.SID.ir

Archive of SID

زمانی که $\mu_{it} > 0$ یا $(\mu_{it} < 0)$ می باشد، داده ها با ارزشگذاری بیشتر از واقع (ارزشگذاری کمتر از واقع) سازگار هستند. (جوخال و همکاران، ۲۰۱۵).

۳-۴- مبانی نظری الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات (PSO)

الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات یکی از مهم ترین الگوریتم هایی است که در حوزه هوش جمعی جای می گیرد. این الگوریتم، توسط کندی و ابرهارت در سال ۹۹۵ با الهام از رفتار اجتماعی حیواناتی چون ماهی ها و پرندگان که در گروههای کوچک و بزرگ کنار هم زندگی می کنند.

فرض کنید فضای D بعدی داریم و i امین ذره از جمعیت می تواند با یک بردار سرعت و یک بردار موقعیت نشان داده شود. تغییر موقعیت هر ذره ، با تغییر در ساختار موقعیت و سرعت قبلی امکان پذیر است . هر ذره امکاناتی شامل بهترین مقداری را که تاکنون به آن رسیده است (pbest) و موقعیت ایکس ای را داراست. هم چنین هر ذره بهترین جوابی را که تاکنون در گروه از مقدار pbest ها بدست آمده (جی بست). هر ذره برای رسیدن به بهترین جواب سعی میکند موقعیت خود را با استفاده از اطلاعات زیر تغییر دهد.

موقعیت کنونی xi ، سرعت کنونی vi و فاصله بین موقعیت کنونی، pbest، فاصله موقعیت کنونی و gbest. بدین ترتیب سرعت هر ذره، طبق رابطه (۱) تغییر می کند:

$$v_{ij}(t+1)=\omega\, v_{ij}(t) + c_1 r_1 (pbest_{ij}(t)-x_{ij}(t)) + c_2 r_2 (gbest_j(t) - x_{ij}(t))$$

که در آن $v_{ij}(t)$، بعد j ام هر ذره در تکرار t ام است، ω ، وزن اینرسی است، c_1 و c_2 فاکتور وزنی، r_1 و r_2 عددی تصادفی بین ۰ و ۱، $x_{ij}(t)$ موقعیت بعد j ام هر ذره در تکرار t ام می باشد.

موقعیت جدید هر ذره، به وسیله مجموع موقعیت گذشته و سرعت جدید با استفاده از رابطه زیر تعیین می شود:

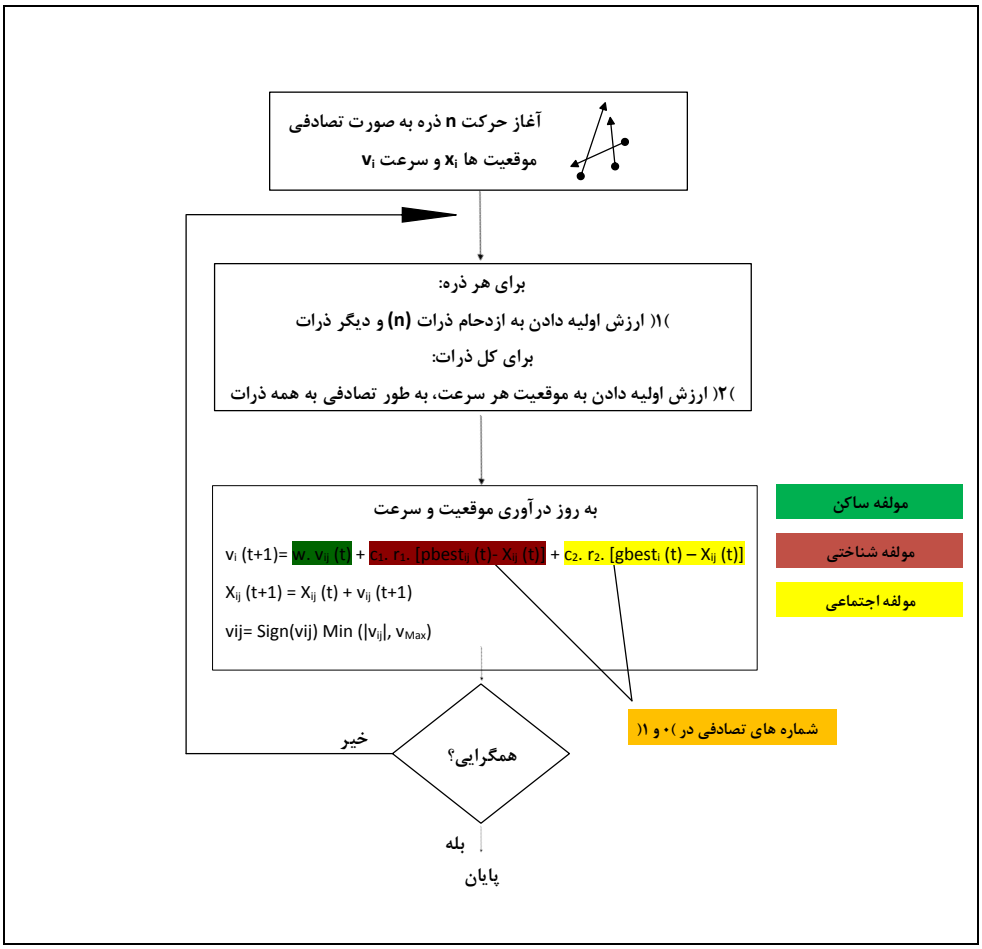
$$x_{ij}(t+1)= x_{ij}(t) + v_{ij}(t+1)$$
$$v_{ij}= sign(v_{ij})\, min(|v_{ij}|, v_{max})$$

شکل زیر، یک الگوریتم را برای روش PSO کلی فراهم می کند:

www.SID.ir

Archive of SID

شکل ۱- الگوریتم کلی PSO



در این بخش، سعی شده است با یررسی مطالعات قبلی، از یک مثال ساده برای نشان دادن اینکه چگونه این روش می تواند ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع را در یک سهام خاص بکار می رود استفاده شود. ما یک شرکت سهامی عام را با استفاده از معیارهای زیر انتخاب نمودیم. (۱) یک دوره زمانی، هنگامی که انتظار می رود بازده های شرکت دارای سوگیری باشند، وجود دارد. (۲) یک رویداد غیر منتظره رخ می دهد که احتمال دارد سوگیری را معکوس یا کاهش دهد. این به ما اجازه می دهد تا نتایج را در دوره هایی که درجه های سوگیری متفاوت خواهد بود، مقایسه کنیم. شرکت ایران خودرو دارای این معیارها است.

www.SID.ir

Archive of SID

از ابتدای تیرماه ۱۳۹۲ (مصادف با جولای)۲۰۱۳ با جنجال رسانه ها در مورد انتشار خبر توافق قریب الوقوع هسته ای ایران با گروه ۱ + ۵ ، بازده های شرکت ایران خودرو شروع به افزایش نمود. به فاصله ۱ ماه از امضای قرار داد هسته ای، بازده سهام ایران خودرو به بالاترین حد خود یعنی ۳۰,۰۷درصد در اوایل تیرماه ۱۳۹۲ (۲۹ جون ۲۰۱۳) رسید. سرمایه گذاران از موفقیت ایران خودرو مطمئن بودند. اودین (۱۹۹۹) و باربر و اودین (۲۰۰۸)، دریافتند که سرمایه گذاران تمایل دارند تا بر روی سهامی که دارای جذابیت است متمرکز شوند، موفقیت های آینده تویوتا ممکن است ممکن است توجه سرمایه گذاران را جلب کرده باشد و موجب شود بازده های سهام تویوتا به سمت بالای ارزش های بنیادی حرکت کنند.

تاریخچه ایران خودرو پیش بینی های زیر را در مورد تمایلات سرمایه گذار نشان می دهد. ممکن بود این توافق برخی از سرمایه گذاران را به آینده شرکت بیش از حد خوش بین سازد و موجب ارزشگذاری بیشتر از واقع بازده ها شود. از سویی دیگر انتشار گسترده اطلاعات مثبت (منفی) به احتمال زیاد درجه ارزشگذاری بیشتر از واقع و یا حتی ارزشگذاری کمتر از واقع القاء شده را افزایش (کاهش) داده است.

جدول ۱ خلاصه ای از داده ها و ویژگی های هر دوره را نشان می دهد. بازده ها به عنوان درصد تغییر در قیمت سهام (به اضافه سود تقسیمی به ازای هر سهم) از یک روز به روز بعد تعریف می شوند. جدول نشان می دهد که میانگین بازده های ایران خودرو برای دوره پیش رویداد ۰,۹۹۱ درصد و برای دوره پس رویداد ۰,۰۰۰۶ درصد است. متوسط بازده های بازار ۰,۴۴۹ درصد برای دوره پس رویداد ، و ۰,۰۵۳- برای دوره پیش رویداد می باشد.

جدول ۱- آمارهای توصیفی از بازده های سهام ایران خودرو و شاخص بازار در بورس تهران

نام متغیر		توصیف	مینیمم	میانگین (انحراف معیار)	ماکسیمم
پیش رویداد	R_{it}	درصد تغییر در قیمت های پایانی روزانه شرکت ایران خودرو برای ۴ اردیبهشت ۱۳۹۲ لغایت ۲۹ آبان ماه ۱۳۹۲ (۲۴ آوریل ۲۰۱۳ لغایت ۲۰ نوامبر ۲۰۱۳).	-۳,۹۸۷۱	۰,۹۹۱ (۴,۵۷)	۳۰,۰۷
	R_{mt}	درصد تغییر در قیمت های پایانی روزانه شاخص بازار از ۴ اردیبهشت ۱۳۹۲ لغایت ۲۹ آبان ماه ۱۳۹۲ (۲۴ آوریل ۲۰۱۳ لغایت ۲۰ نوامبر ۲۰۱۳).	-۲,۱۲۵۰	۰,۴۴۹ (۰,۹۸۱۵)	۲,۹۴۷۷

www.SID.ir

Archive of SID

نام متغیر		توصیف	مینیمم	میانگین (انحراف معیار)	ماکسیمم
پس رویداد	R_{it}	درصد تغییر در قیمت های پایانی روزانه شرکت ایران خودرو برای ۲ آذرماه ۱۳۹۲ لغایت ۱۵ تیرماه ۱۳۹۳ (۲۳ نوامبر ۲۰۱۳ لغایت ۶ جولای ۲۰۱۴).	-۳,۹۷۶۷	(۲,۹۳۶) -۰,۰۰۰۶	۳,۹۹۷۶
	R_{mt}	درصد تغییر در قیمت های پایانی روزانه شاخص بازار از ۲ آذرماه ۱۳۹۲ لغایت ۱۵ تیرماه ۱۳۹۳ (۲۳ نوامبر ۲۰۱۳ لغایت ۶ جولای ۲۰۱۴).	-۲,۷۲۰	(۰,۸۲۳) -۰,۰۵۳	۲,۰۰

روش برآورد این مطالعه به شرح زیر است: نخست، از رویکرد استاندارد و تخمین مدل بازار با استفاده از حداقل مربعات معمولی (OLS) استفاده شده است. این مدل به طور ضمنی فرض می کند که هیچ قیمت گذاری بیشتر یا کمتر از واقع در بازده های ایران خودرو وجود ندارد. سپس، ما دو نوع از مدل خطای ترکیبی راتخمین زدیم. یک از آنها اجازه بررسی سوگیری ارزشگذاری بیشتر از واقع و دیگری اجازه بررسی سوگیری کمتر از واقع را می داد. ما آن را به ترتیب مدل ارزشگذاری بیشتر و کمتر از واقع نامیدیم. برنامه های کاربردی که از مفروضات (۱) v_{it} یک توزیع مستقل و یکنواخت[۱۰] $N(0,\sigma_v^2)$ می باشد. (۲) μ_{it} یک توزیع مستقل یکنواخت نیمه نرمال می باشد. (۳) μ_{it} و v_{it} به طور مستقل از یکدیگر توزیع شده اند. در تصریح تجربی مدل ارزشگذاری بیشتر از واقع، μ_{it} نیمه نرمال غیر منفی است، $N^+(0,\sigma_\mu^2)$، به طوری که، $0 \le \mu_{it} < \infty$ می باشد. در تصریح تجربی مدل ارزشگذاری کمتر از واقع، μ_{it} نیمه نرمال غیر مثبت است، $N^-(0,\sigma_\mu^2)$، به طوری که $-\infty < \mu_{it} \le 0$ می باشد. ما همچنین ساختار خطای ترکیبی را نیز بررسی نمودیم، که متعاقبا مورد بحث قرار می گیرد.

جدول ۲- تخمین های رگرسیون پیش رویداد بازار ایران خودرو با استفاده از مدلهای رگرسیون حداقل مربعات معمولی و خطای ترکیبی ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع

متغیرهای مستقل	OLS	ارزشگذاری بیشتر از واقع	ارزشگذاری کمتر از واقع
عرض از مبدا	-۰,۰۳۱	۲,۴۳۸	-۲,۰۴۴
	(۰,۲۷)	(۰,۲۶۱)	(۰,۲۴۶)
R_{mt}	۰,۸۹***	-۰,۶۱۸**	۰,۵۵۴**
	(۰,۲۴۵)	(۰,۳۲۲)	(۰,۲۸۳)

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای مستقل	OLS	ارزشگذاری بیشتر از واقع	ارزشگذاری کمتر از واقع
σμ Likelihood-Ratio Test (σμ=0)	-	-۰,۳۱	-۰,۱۴۳
p-Value	-	۰,۰۰	۰,۰۱۶
R-squared	۰,۷۰۵	-	-
F-statistics	***۴۶,۲۵۵	-	-
χ^2 Wald	-	**۳,۶۷	**۳,۸۳

***p<0.01; **p<0.05

توجه: دوره نمونه از ۲۴ آوریل ۲۰۱۳ لغایت ۲۰ نوامبر ۲۰۱۳ می باشد، حجم نمونه در هر مدل ۱۵۰ است و خطاهای استاندارد در پرانتز هستند.

۴- یافته های پژوهش

نتایج تجربی برای داده های پیش رویداد در جدول ۲ و برای داده های پیش رویداد در جدول ۳ ارائه شده اند. آنها شامل پارامترهای تخمین زده شده مدل و انحراف معیار (μ_σ) μ می باشند. این تخمین ها تائید می کنند که یک رابطه معنادار بین بازده های ایران خودرو و بازده های بازار در هر دو دوره وجود دارد. این جدول نشان می دهد که در مدل ارزشگذاری کمتر از واقع این رابطه بین بازده های ایران خودرو و بازده بازار هر هر دوره (پیش رویداد و پس رویداد) مثبت است، اما در مدل ارزشگذاری بیشتر از واقع نتایج تا حدی متفاوت است، بدین صورت که در دوره پیش رویداد این رابطه منفی و در دوره پس رویداد این رابطه مثب است. در هر دو دوره روابط مثبت را میتوان متاثر از اخبار موجود در بازار مبنی بر توافق هسته ای ایران و ۶ قدرت جهانی داست، این اخبار سبب افزایش جذابیت سهام و افزایش تقاضا برای برای سهام ایران خودرو در آن دوره شده است.

جدول ۳- تخمین های رگرسیون پس رویداد مل بازار ایران خودرو با استفاده از مدلهای رگرسیون حداقل مربعات معمولی و خطای ترکیبی ارزشگذاری بیشتر یا کمتر از واقع

متغیرهای مستقل	OLS	ارزشگذاری بیشتر از واقع	ارزشگذاری کمتر از واقع
عرض از مبدا	۰,۰۹۶۳	۰,۹۳۲۹	-۱,۷۴۰۷
	(۰,۱۹۴)	(۰,۲۴۴)	(۰,۲۹۹)
R_{mt}	۱,۷۵۱***	۰۱,۸۱۵***	۱,۰۰۶***
	(۰,۲۳۵)	(۰,۲۹۰)	(۰,۳۵۷)
σμ Likelihood-Ratio Test (σμ=0)	-	-۰,۱۵۲	-۰,۳۰۸

www.SID.ir

Archive of SID

متغیرهای مستقل	OLS	ارزشگذاری بیشتر از واقع	ارزشگذاری کمتر از واقع
p-Value	-	۰,۰۰	۰,۰۰۶
R-squared	۰,۴۷۷	-	-
F-statistics	***۴۴,۲۰۹	-	-
χ^2 Wald	-	***۳۹,۰۲	***۷,۹۳۱

***p<0.01; **p<0.05

توجه: دوره نمونه از ۲۳ نوامبر ۲۰۱۳ لغایت ۶ جولای ۲۰۱۴ می باشد، حجم نمونه در هر مدل ۱۵۰ است و خطاهای استاندارد در پرانتز هستند.

از طرف دیگر اگر هیچ سوگیری ارزشگذاری وجود نداشته باشد، بنابراین $\mu_{it} = 0$ و هر سه مدل تخمین های پارامتری سازگاری را ایجاد خواهند نمود. زمانی که سوگیری ارزشگذاری وجود دارد، به هر حال، مدل مناسب ارزشگذاری بیش از حد یا مدل ارزشگذاری کمتر از حد تخمین های پارامتری سازگاری را ارائه می کنند. مدل OLS تخمین سازگاری از انحراف را حاصل می کند. وجود سوگیری ارزشگذاری بیشتر (کمتر) از حد موجب می شود عرض از مبدا OLS صعودی (نزولی) شود. این با نتایج سازگار است. در مدل های درون هر جدول، تخمین پارامترهای شیب به طور قابل ملاحظه ای مشابه هستند.

۵- نتیجه گیری و بحث

نتایج بدست آمده وجود سوگیری های ارزشگذاری را در بازده های ایران خودرو راتائید می کند. نتایج حاصل از آزمون نسبت احتمال یک طرفه کوئیلی نشان داد که σμ در هر دو مدل ارزشگذاری (بیشتر/ کمتر از واقع) به طور قابل توجهی متفاوت از صفر است. عرض از مبدا در مدل ارزشگذاری کمتر از واقع به طور معناداری پائین تر از عرض از مبدا در مدل OLS (حداقل مربعات معمولی) است. این شواهد نشان دهنده ارزشگذاری کمتر از واقع بازده سهام ایران خودرو می باشد. برای دوره پس رویداد نیز می توان نتیجه گرفت که σμ در هر دو مدل به طور قابل توجهی متفاوت از صفر است. این بدان معناست که در دوره پس رویداد ارزشگذاری کمتر از واقع بر سهام این شرکت همچنان حکمفرما بوده است. این نتایج با انتظارات ما در مورد افزایش سوگیری ها و اینکه توافق هسته ای منجر به ارزشگذاری کمتر از واقع شده است، تطابق دارد. دوران پیش رویداد بنا به نظر بسیاری از کارشناسان به دوران طلایی بورس نامگذاری شد و توانست بازده های غیر عادی زیادی را نصیب سرمایه گذاران نماید، نتیجه مهم دیگری که در این رستا و با استفاده از مدل

www.SID.ir

Archive of SID

خطای ترکیبی میتوان اتخاذ نمود این است که این مدل توانسته است یک استراتژی سرمایه گذاری را برای چنین شرایطی فراهم نماید. بدین ترتیب که چطور یک استراتژی سرمایه گذاری در سهامی که کمتر از واقع ارزشگذاری شده است می تواند بازده اضافی غیر عادی را بدست آورد. بر اساس پیشینه پژوهش باید گفت که مدل خطای ترکیبی برای تعیین سهامی که کمتر از واقع ارزشگذاری شده است در میان شرکت های صنعتی داو جونز نیز استفاده شد. نتایج نشان می دهد که سرمایه گذاری در سهامی که به طور معنادار کمتر از واقع ارزشگذاری شده است بازده های بیشتری نسبت به شرکت های صنعتی داو جونز و استاندارد اند پورز در سال ۲۰۰۶-۲۰۱۱ بدست آورده است (باربر و همکاران ۲۰۰۹؛ بودواخ و همکاران ۲۰۱۲). بررسی ازشگذاری بیشتر از واقع سهام شرکت تویوتا توسط جوخال (۲۰۱۵) در بین سالهای ۲۰۰۹-۲۰۱۱ نشان داد که بازده های این شرکت در دورانی که این شرکت عملکرد موفقی داشته است، بیشتر از واقع قیمت گذاری شده است و پس از فراخوان این شرکت مبنی بر معیوب بودن برخی از قطعات در خودروهای فروخته شده در اوایل سال ۲۰۱۰، ارزشگذاری بیشتر از واقع بازده تویوتا به وضوح کاهش یافته است. این استراتژی سرمایه گذاری به نظر می رسد در زمان سقوط بازار سود آورترین استراتژی باشد و بنظر می رسد که سقوط بازار به کاهش سوگیری های سرمایه گذاری کمک کرده است. موفقیت این استراتژی حتی زمانی که فعالیت های سرمایه گذران شامل هزینه معاملات و تعدیل ریسک می باشد نیز همچنان ادامه دارد. هر چند این روش نمی تواند نقطه عطف بازار که شامل بیشترین بازده ها می باشد را مشخص نماید، اما به نظر می رسد برای تعیین استراتژی سرمایه گذاری بلند مدت سودآور در برنامه کاربردی های کاربردی سرمایه گذاران بکار رود. توسعه مدل خطای ترکیبی باب مسیری پر ثمر را به روی محققین می گشاید. این امر برای بررسی کاربرد این روش با داده هایی از یک مجموعه گسترده از شرکت ها، دوره های زمانی متفاوت و همچنین تحقیقاتی که تلاش می کنند دلائل سوگیری های ارزشگذاری را شناسایی کنند نیز می تواند مفید باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

* امامی میبدی، علی؛ خضری، محسن؛ اعظمی، آرش. (۱۳۸۸)."شبیه سازی تابع تقاضای انرژی در ایران با استفاده از الگوریتم بهینه سازی انبوه ذرات (PSO)". فصلنامه مطالعات اقتصادی، سال ششم، شماره ۲۰، صص ۱۵۹-۱۴۱.
* قالیباف اصل، حسن؛ راسخ، سمیه. (۱۳۹۲). "بررسی کارائی میزان حد نوسان قیمت در بازار بورس اوراق بهادار تهران". پژوهش های مدیریت در ایران، دوره ۱۷، شماره ۳، صص ۲۱۰-۱۹۱.
* مشایخی، بیتا؛ بیرامی، هانیه. (۱۳۹۱). "علامت دهی و ارزشگذاری در عرضه اولیه سهام". پژوهش های تجربی حسابداری، دوره ۱، شماره ۴، صص ۷۲-۵۵.
* مشکی، مهدی. (۱۳۸۰). "کندوکاوی در نظرات مربوط به ارزشگذاری سهام و عوامل موثر بر آن". تحقیقات اقتصادی، شماره ۵۹، صص ۱۸۱- ۱۴۹.
* اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ کردلویی، حمید رضا. (۱۳۸۹). "مالی رفتاری، مرحله گذار از مالی استانداردتا نوروفاینانس". مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پورتفوی)، دوره۱، شماره ۱، صص ۳۶-۱۹.
* خواجوی، شکرالله؛ فتاحی نافچی، حسن. (۱۳۹۲). "مالی عصبی، افق پیش روی مالی رفتاری". دانش سرمایه گذاری، دوره ۲، شماره ۷، صص ۳۴-۲۱.
* رهنمای رودپشتی، فریدون؛ هیبتی، فرشاد؛ موسوی، سید رضا. (۱۳۹۱). "بررسی الگوی ریاضی انتخاب پرتفوی سرمایه گذاری مبتنی بر مالی رفتاری". مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پورتفوی)، دوره ۳، شماره ۱۲، صص ۳۷-۱۷.
* Abreu, Dilip and Brunnermeier, Markus K. (2003), "Bubbles and Crashes." Econometrica, 71, pp. 173–204.
* Aigner, Dennis J., Lovell, C. A. Knox and Schmidt, Peter. (1997), "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models," Journal of Econometrics, 6, pp. 21–37.
* Akkaya, Onur (2016), "Cost efficiency analysis of Swedish financial enterprises: An empirical investigation", European Research on Management and Business Economics, Volume 22, Issue 1, Pages 31–37.
* Alexeev, Vitali and Tapon, Francis. (2011), "Testing weak form efficiency on the Toronto Stock Exchange", Journal of Empirical Finance, Volume 18, Issue 4, Pages 661-691.
* Allen, Franklin and Gorton, Gary. (1993), "Churning Bubbles", Review of Economic Studies, 60, pp. 813–836.

www.SID.ir

Archive of SID

* Bagwell, Laurie Simon and Shoven, John B. (1389), "Cash distributions to shareholders", The Journal of Economic Precpectives, Volume 3, Issue 3, Pages 129-140.
* Barber, Brad M. and Odean, Terrance. (2008), "All that Glitters: The Effect of Attention and News on Buying Behavior of Individual and Institutional Investors," Review of Financial Studies, 21, pp. 785–818.
* Barber, Brad M., Odean, Terrance and Zhu, Ning. (2009), "Systematic Noise," Journal of Financial Markets, 12, pp. 547–569.
* Barberis, Nicholas and Thaler, Richard. (2003), "A Survey of Behavioral Finance." In G. M. Constantinides, M. Harris and R. M. Stulz, eds., Handbook of the Economics of Finance, Elsevier: Amsterdam, pp. 1051–1121.
* Bhagat, Sanjai and Romano, Roberta. (2002a), "Event Studies and the Law: Part I: Technique and Corporate Litigation." American Law and Economics Review, 4, pp. 141–168.
* Bhagat, Sanjai and Romano, Roberta. (2002b) "Event Studies and the Law: Part II: Empirical Studies of Corporate Law." American Law and Economics Review, 4, pp. 380–423.
* Boudoukh, Jacob, Feldman, Ronen, Kogan, Shimon and Richardson Matthew. (2012), "Which News Moves Stock Prices? A Textual Analysis." National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper.
* Brealey, Richard A, Myers, Stewart C and Marcus, Alan J. (2001), Fundamentals of Corporate Finance: Third Edition, Published by McGraw-Hill Irwin, Boston.
* Cadei, Emily (2014), "The Wonks Waging Financial War on Iran," available at:http://www.ozy.com/rising-stars-and-provocateurs/washingtons-iran-sanctions-brain/4912.article.
* Clifton, Eli and Gharib, Ali (2014), "The Iranophobia Lobby Machine," The Investigative Fund," available at:
* Coelli, Tim. (1995), "Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: A Monte Carlo Analysis." Journal of Productivity Analysis, 6, pp. 247–268.
* Cutler, David M., Poterba, James M., and Summers, Lawrence H. (1989), "What Moves Stock Prices?," The Journal of Portfolio Management, Vol. 15, No. 3, pp. 4-12
* De Long, J. Bradford, Shleifer, Andrei, Summers, Lawrence H and Waldmann Robert J. (1990), "Noise Trader Risk in Financial Markets." Journal of Political Economy, 98, pp. 703–738.
* DeMarzo, Peter M., Ron Kaniel and Ilan Kremer. (2008), "Relative Wealth Concerns and Financial Bubbles." Review of Financial Studies, 21, pp. 19–50.
* Duffie, Darrell, Nicolae Garleanu and Lasse Peje Pedersen. (2002), "Securities Lending, Shorting, and Pricing." Journal of Financial Economics, 66, pp. 307–339.
* Fama, Eugene F. (1991), "Efficient Capital Markets: II." The Journal of Finance, 46, pp. 1575–1617.

www.SID.ir

Archive of SID

* Fried, Harold O., Lovell, C.A. Knox and Schmidt, Shelton S., (1993b), The Measurement of Productive Efficiency, 198 Madison Avenue, New York, New York.
* Fried, Harold O., Lovell, C.A. Knox and Schmidt, Shelton S., (2008a), The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth, Oxford University Press, Inc, 198 Madison Avenue, New York, New York.
* Friedman, Milton. (1953), The Case for Flexible Exchange Rates, In Essays in Positive Economics. Chicago: Chicago University Press.
* Gallizo, Jose L. and Salvador, Manuel (2003), "Understanding the behavior of financial ratios: the adjustment process", Journal of Economics and Business, Volume 55, Issue 3, Pages 267-283.
* Gharib, Ali (2013), "Who's Dismissing the Iranian Elections," Open Zio, The Daily Beast, available at:
* Greene, Williams H., (1980), "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions", Journal of Econometric, 13, pp 27-56.
* Grossman, Sanford J. and Joseph E. Stiglitz. (1980), "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets." American Economic Review, 70, pp. 393–408.
* Harrison, J. Michael and David M. Kreps. (1978), "Speculative Investor Behavior in a Stock Market with Heterogeneous Expectations." Quarterly Journal of Economics, 92, pp. 323–336.
* Push in U.S. for Tougher Sanctions, War Threats against Iran," Inter Press Service, available at:
* Isik, Ihsan, Hassan, M. Kabir (2002), "Technical, scale and allocative efficiencies of Turkish banking industry, Journal of Banking & Finance, Volume 26, Issue 4, pp 719-766.
* Jensen, Michael C. (1978). "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency." Journal of Financial Economics, 6, pp. 95–101.
* Kennedy, J., Eberhart, R.C., (1995), Particle swarm optimization. In: Proceedings of the IEEE International Conference on Neural Networks, Perth, Australia, vol. 4, pp. 1942–1948.
* Lo, Andrew W. (2004), "The Adaptive Market Hypothesis: Market efficiency from an evolutionary perspective, The Journal of Portfolio Management, 30, pp. 15–29.
* Lo, Andrew W. (2007), "Reconciling Efficient Markets with Behavioral Finance: The Adaptive Markets Hypothesis." Journal of Investment Consulting, 7, pp. 21–44.
* MacKinlay, A. Craig. (1997), "Event Studies in Economics and Finance." Journal of Economic Literature, 35, pp. 13–39.
* Malkiel, Burton G. (2003), "The Efficient Market Hypothesis and Its Critics." The Journal of Economic Perspectives, 17, pp. 59–82.
* McCarthy, Mary, Solomon, Paul and Mihalek, Paul (2012), "Financial Crisis During 2007 and 2008: Efficient Markets or Human Behavior?", The Journal of Applied Business Research, Volume 28, pp. 1275- 1282.
* Meeusen, Wim and Van DenBroeck, Julien. (1977), "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error." International Economic Review, 18, pp. 435–444.

www.SID.ir

Archive of SID

* Mirzaee Ghazani, Majid and Khalili Araghi, Mansour (2014), "Evaluation of the adaptive market hypothesis as an evolutionary perspective on market efficiency: Evidence from the Tehran stock exchange", Research in International business and Finance, Volume 32, pp. 50-59.
* Nelson, Mark W, Bloomfield, Robert, Hales, Jeffrey W and Libby, Robert. (2001), The effect of information strength and weight on behavior in financial markets, Organizational Behavior and Human Decision Processes, Volume 86, Issue 2, Pages 168-196.
* Scheinkman, Jose and Wei Xiong. (2003), "Overconfidence and Speculative Bubbles." Journal of Political Economy, 111, pp. 1183–1219.
* Shleifer, Andrei (2000), Inefficient Markets: An Introduction to Behavioural Finance, Oxford University Press UK.
* Weinstein, M., (1964), "The Sum of Values from a Normal and a Truncated Normal Distribution," Technimetrics, 6, pp. 104–105, 469–470.

یادداشت‌ها

[1] Output Markets
[2] Frictions
[3] Agents
[4] Herd behavior
[5] Momentum trading
[6] Noisy trader
[7] Abnormal returns
[8] Event window
[9] Estimation window
[10] independent and identically distributed (iid)

www.SID.ir