مجله علمی پژوهش درمدیریت ومطالعات اجتماعی، شماره ۱۲ ، تابستان۱۳۹۷جلد۲، ص ۱۴۲-۱۲۷
http://www.jmss.ir

مجله علمی پژوهش درمدیریت ومطالعات اجتماعی (سال چهارم)
شماره ۱۲ / تابستان ۱۳۹۷ / ص ۱۴۲-۱۲۷

ارزیابی اثرگذاری بازار بورس ایالات‌متحده آمریکا بر بازار بورس ایران، مطالعه موردی محصولات پایین دستی پتروشیمی

فریدون امیدی[1]، بابک دارابی نژاد[2]، عارف لویمی[3]

[1]استادیار گروه مدیریت بازرگانی، واحد بین المللی خرمشهر- خلیج فارس، دانشگاه آزاد اسلامی، خرمشهر،ایران

[2]دانشجوی دکترای گروه مدیریت بازرگانی، واحد بین‌المللی خرمشهر-خلیج فارس،دانشگاه آزاد اسلامی، خرمشهر ایران

[3]دانشجوی دکترای گروه مدیریت بازرگانی، واحد بین‌المللی، خرمشهر-خلیج فارس،دانشگاه آزاد اسلامی،خرمشهر. ایران

نام نویسنده مسئول:

بابک دارابی نژاد

چکیده

بازار سرمایه در همه کشورها نقش اساسی و تعیین‌کننده در گردآوری و هدایت منابع به سمت فعالیت‌های مولد اقتصادی دارد. بدون وجود این بازارها امکان گردآوری وجوه کوچک و بزرگ از افراد جامعه امکان‌پذیر نخواهد بود .اعتقاد بر این است که قیمت‌ها در بازار سرمایه توسط متغیرهای کلان اقتصادی تعیین می‌شوند. با این رویکرد و با توجه به دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای و آربیتراژی و همچنین با توجه به نقش دولت در ایجاد ثبات اقتصادی، مطالعه حاضر اثرپذیری بازار سهام ایران از بازار سهام ایالات‌متحده آمریکا در زمینه محصوات پایین دستی پتروشیمی به‌وسیله مدل چند متغیره موردبررسی قرار گرفت. نتایج بررسی حاصل از داده‌های میدانی نشان می‌دهد که ارتباط معناداری بین داده‌های بازار بورس ایالات‌متحده آمریکا و ایران وجود ندارد. همچنین ازلحاظ میزان بازدهی و نوسانات بازار نیز بازار بورس ایالات‌متحده آمریکا بر بازار بورس ایران تأثیر نداشته است.

واژگان کلیدی: اقتصاد، بازارهای مالی بین‌المللی، محصولات پایین دستی پتروشیمی، سرمایه‌گذاری

۱- مقدمه

بازار سرمایه به دلیل جمع‌آوری وجوه اندک وتجمع اجرای طرح‌های بزرگ سرمایه‌گذاری از مهم‌ترین بازارها در اقتصاد هر کشوری به شمار می‌آید. درجه توسعه‌یافتگی و رونق بازار سرمایه به سبب نقش اساسی که در گردآوری منابع موجود در اقتصاد ملی و هدایت آن به سمت فعالیت‌های اقتصادی بلندمدت دارد، به‌خودی‌خود اهمیت زیادی در توسعه اقتصادی یک کشور می‌تواند داشته باشد. [۱]. یکی از مهم‌ترین بخش‌های اقتصادی کشورها، بازار سرمایه بوده که اهمیت آن بر هیچ‌کس پوشیده نیست. بازار سرمایه ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی کشور داشته و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای موجود نشان می‌دهد که بورس‌های توسعه‌یافته در کشورهای پیشرفته قرار داشته و در این کشورها پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود. [۲].

بورس با هدایت پس‌اندازها و سرمایه‌های خرد مردم، موجب توسعه، ایجاد شغل، رونق فضای تولید و افزایش سطح رفاه عمومی می‌شود. یکی از مهم‌ترین عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی ایجاد پس‌انداز و هدایت آن به سمت سرمایه‌گذاری و تولید است. در ایران طی سال‌های گذشته به دلایل مختلف ازجمله اقتصاد نفتی، بازار سرمایه همواره ضعیف بوده و تنها در سال‌های اخیر باسیاست‌های اعمال‌شده شاهد رشد و توسعه آن ازنظر فیزیکی و جذب سرمایه هستیم.

با جهانی‌سازی تجارت و سرمایه‌گذاری، تعاملات بین بازارهای مالی بین‌المللی به‌صورت خاصی افزایش پیداکرده است. بنابراین مطالعه رابطه بازارهای مالی و به‌خصوص بررسی تأثیر بازدهی‌ها و نوسانات بازارهای جهانی بر بازار سهام ایران را می‌توان مهم قلمداد کرد .

هدف اصلی مطالعه حاضر، با بررسی بازار بورس ایران و ایالات‌متحده آمریکا میزان تأثیرگذاری بازار بورس ایران از بازار ایالات‌متحده آمریکا در زمینه محصولات پایین دستی پتروشیمی مشخص گردد.

۲- روش تحقیق

در این مطالعه از داده‌های هفتگی شاخص سهام محصولات پایین دستی پتروشیمی کشورهای ایران و ایالات‌متحده آمریکا به مدت ۱۳ سال استفاده می‌شود. برای اثبات فروض ابتدا اثر بازدهی‌های کشورهای موردمطالعه، روی یکدیگر بررسی خواهد شد. همچنین تأثیر نوسانات مشترک بین این کشورها بررسی می‌گردد. سپس با استفاده از تصریح BEKK اثرگذاری بازدهی‌ها و نوسانات بین بازارهای سهام ایران و ایالات‌متحده آمریکا به‌صورت متقابل بررسی می‌شود.

۳- فرضیات پژوهش

۱- بازدهی بازارهای بورس ایالات‌متحده آمریکا بر بازدهی بازار بورس ایران در زمینه محصولات پایین دستی پتروشیمی اثر نداشته است.

۲- نوسانات بازارهای سهام ایالات‌متحده آمریکا بر نوسانات بازار سهام ایران در زمینه محصولات پایین دستی پتروشیمی اثر نداشته است.

۳- سرمایه‌گذارانی که در بازارهای ایران سرمایه‌گذاری می‌کنند با ریسک کمتر به سود می‌رسند.

٤- مروری بر پیشینه

تحقیقات متعددی در رابطه با مرور مطالعات انجام‌شده در بازار سرمایه (به‌ویژه بورس اوراق بهادار نیویورک) انجام‌شده است. به‌عنوان نمونه، لو و السن[1] (۱۹۸۲) شواهد تجربی به‌دست‌آمده از مطالعات انجام‌شده در بین سال‌های ۱۹۸۰-۱۹۶۰ در بازار بورس آمریکا را ارزیابی و مرور کردند. آن‌ها تحقیقات انجام‌شده در بازار بورس آمریکا را از چهار بعد بررسی کردند.

۱. محتوای اطلاعاتی[2] داده‌های حسابداری
۲. تأثیر تفاوت در افشای اطلاعات و نیز تغییر در روش‌های حسابداری بر روی تصمیمات سرمایه‌گذاران، واحدهای تجاری و مدیران
۳. تأثیر وضع قانون در حسابداری بر روی بازار سرمایه
٤. تأثیر تحقیقات حسابداری بر اساس شواهد به‌دست‌آمده از بازار سهام بر روی سایر موضوعات [۳]

آن‌ها بر اساس شواهد به‌دست‌آمده به این نتیجه رسیدند که داده‌های حسابداری دارای اطلاعات مفید و به‌موقع برای سرمایه‌گذاران هستند .اگرچه نتایج به‌دست‌آمده بر اساس سود شرکت‌ها این موضوع را تأیید می‌کند، اما محتوای اطلاعاتی سایر داده‌های حسابداری که در گزارش‌های مالی انتشار می‌یابند، هنوز در پرده‌ای از ابهام است . همچنین نتایج کار آن‌ها نشان داد که بر اساس مطالعات انجام‌شده،

[1] Lev & Ohlson
[2] Information Content

نمی‌توان موضوع عدم منطقی بودن سرمایه‌گذاران (که به‌عنوان ثبات عملکردی[1] از آن یاد می‌شود) را نادیده گرفت . در بخش سوم و تأثیر قانون‌گذاری در حسابداری، نتایج نشان داد که در موارد معدودی(مثل حسابداری نفت و گاز؛ هزینه‌های جایگزینی و گزارش گری بخش‌های واحد تجاری) می‌توان به نتیجه روشنی از تأثیر قانون‌گذاری رسید . درنهایت آن‌ها تصریح کردند که در نظریه‌های مالی نظیر مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[2] و نیز فرضیه کارایی بازار[3] باید تجدیدنظر کرد. [۳].

چو و همکاران (۱۹۹۹)[4]، در مقاله خود با عنوان" مدل‌سازی ارتباطات بین‌المللی و بازار سهام تایوان" با استفاده از مدل گارچ تک متغیره و چند متغیره به بررسی ارتباط نوسانات قیمت بازار سهام تایوان و امریکا برای دوره ۱۹۹۱ تا ۱۹۹۴ پرداختند. نتایج آن‌ها یک اثر معناداری از نوسانات بازار سهام امریکا بر بازار سهام تایوان به‌خصوص در مدلی که اثرگذاری قیمت بسته یک بازار بر قیمت باز بازار دیگر آزمون می‌شد، را نشان داد. [۴].

کوثاری (۲۰۰۱)، تحقیقات تجربی انجام شده حسابداری، در بازار سرمایه آمریکا را براساس یک چهارچوب اقتصادی (عرضه و تقاضا برای اطلاعات) بررسی کرد. وی این کار را برای دوره زمانی ۲۰۰۰ - ۱۹۸۵و براساس رابطه میان صورت های مالی و بازار سرمایه انجام داد . او نشان داد که براساس مطالعات انجام شده، منبع اصلی تقاضا برای تحقیقات بازار سرمایه در حسابداری، ارزش‌یابی شرکت‌ها و تجزیه‌وتحلیل بنیادی ، آزمون کارایی بازار، نقش ارقام حسابداری در انعقاد قراردادها و قانون‌گذاری است . وی موضوعاتی نظیر تجزیه‌وتحلیل بنیادی، کارایی بازار و ارزش مربوط بودن گزارش گری مالی را ازجمله موضوعاتی دانست که موردتوجه و علاقه محققین در این دوره زمانی قرارگرفته است. [۵].

عباسیان و همکاران (۱۳۸۳)، در ایران سقوط بورس اوراق بهادار تهران در اواخر سال ۱۳۸۳ بعد از یک دوره رونق چشمگیر اتفاق افتاد که سؤالات زیادی را در ذهن پژوهشگران و کارشناسان امر به وجود آورده است، مانند اینکه آیا، این افزایش قیمت‌ها ناشی از وجود حباب در بورس اوراق بهادار تهران بوده است؟ بازارهای مالی به‌ویژه بازار سرمایه از مهم‌ترین ابزارهای تجهیز و تخصیص منابع مالی به شمار می‌روند. نظر به اهمیت استراتژیک مالی و اقتصادی این بازار، هرگاه اخلال و انحراف گسترده‌ای در آن رخ دهد، تجهیز و تخصیص منابع مالی کشور با مشکل جدی مواجه می‌شود .یکی از عوامل به وجود آورنده این مسائل حباب قیمتی است. [۶].

سجادی و همکاران(۱۳۸۹) رابطه‌ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را با استفاده از روش آزمون هم جمعی برای دوره زمانی ۱۳۷۴- ۱۳۸۶ موردبررسـ ی قراردادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق بیان‌گر آن است که بین نرخ رشد شاخص کل قیمت و متغیرهای مستقل، رابطه‌ی بلندمدت وجود دارد .بر اساس نتایج حاصل از مطالعه فوق میان نرخ رشد نقدینگی و نرخ تورم با نرخ رشد شاخص کل قیمت سهام در سطح اطمینان ۹۰درصد ارتباط منفی و معنی‌دار وجود دارد. با این‌وجود در این مطالعه معنی‌داری ارتباط میان درآمد نفتی، نرخ ارز و نرخ سود واقعی بانکی با نرخ رشد شاخص کل قیمت سهام در سطح اطمینان ۹۰ درصد تائید نشده است. [۷].

لی(۲۰۰۸)[5] در مقاله خود با عنوان " ارتباطات بین‌المللی بازار سهام چین: یک تحلیل گارچ چند متغیره" ارتباط بازارهای سهام چین، هنگ‌کنگ و امریکا را با استفاده از یک مدل گارچ چند متغیره BEKK بررسی کرد. او در نتایج خود هیچ‌گونه رابطه مستقیمی بین بازار سهام چین و امریکا مشاهده نکرد اما درعین‌حال اثرگذاری یک‌طرفه بورس هنگ‌کنگ را بر بورس‌های شانگهای و شن زن را نشان داد. لی بیان کرد که کوچک بودن ابعاد رابطه نوسانات بازارهای سهام چین و هنگ‌کنگ، نشان‌دهنده همگرایی ضعیف بازار سهام چین با دیگر بازارهای توسعه‌یافته منطقه‌ای می‌باشد. [۸].

لائوپودیس (۲۰۰۹) تأثیر سیاست مالی بر رفتار بازار سهام آمریکا را طی سال‌های ۱۹۶۸ – ۲۰۰۵ موردبررسی قراردادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که وقفه‌های کسری بودجه اثر منفی بر روی بازدهی سهام طی دوره جاری داشته و لذا این امر خود دلیلی بر رد فرضیه کارایی بازار سهام ایالات‌متحده نسبت به سیاست مالی دولت است. [۹].

کارونانایاک، ولدخانی و ابراین(۲۰۰۹)[6] در تحقیق خود با عنوان "مدل‌سازی نوسانات بازار سهام استرالیا با استفاده از مدل گارچ چند متغیره" به بررسی وجود اثرگذاری بازدهی ها و نوسانات بازارهای سهام چهار کشور استرالیا، امریکا، انگلیس و سنگاپور بر یکدیگر با استفاده از مدل گارچ چند متغیره پرداختند. برای این منظور، ایشان از داده‌های هفتگی شاخص سهام برای دوره زمانی ژانویه ۱۹۹۲ تا دسامبر ۲۰۰۸ و مدل گارچ برداری قطری استفاده کردند. نتایج آن‌ها:

الف) وجود اثرات یک‌طرفه بازدهی‌ها از بازار سهام امریکا و انگلیس به بازارهای سنگاپور و استرالیا

---

[1] Functional Fixation
[2] Capital Asset Pricing Model (CAPM)
[3] Efficient Market Hypothesis (EMH)
[4] Chou and Wu (1999)
[5] Li(2007)
[6] Karunanayake, Valadkhani and Obrien(2009)

ب) همچنین نتایج وجود اثر نوسانات مشترک در چهار بازار را تائید کرد. [۱۰]

هیلدهسی و کای (۲۰۱۰) وابستگی میان سیاست پولی و بازار سهام آمریکا را طی دو دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت، با استفاده از مدل خودهمبستگی برداری (VAR) موردبررسی قراردادند .نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که وابستگی شدیدی میان شوک‌های سیاست پولی و قیمت‌های سهام در کشور آمریکا وجود دارد، به طوری که در مقابل شوک‌های سیاست پولی (افزایش یک‌درصدی نرخ سود) قیمت واقعی سهام بلافاصله بین 7 تا 9 درصد کاهش می‌یابد. [۱۱].

آکینکوتو (۲۰۱۳)، عکس‌العمل بازار سرمایه نیجریه نسبت به شوک سیاست‌های پولی و مالی برای دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۲۰۱۲ را موردبررسی قراردادند. نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که میان مخارج دولت و عملکرد بازار سهام ارتباط معکوس، ولی میان گسترش نقدینگی و عملکرد بازار سهام ارتباط مستقیم وجود دارد .هم‌چنین نتایج نشان می‌دهد که هرگونه شوک سیاست‌های مالی و پولی که از تصمیمات دولت و تصمیم سازان پولی و همچنین وقایع غیرمنتظره در اقتصاد ناشی می‌گردد، با تأثیرگذاری بر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد بازار سهام اثر خواهد گذاشت که البته شوک در سیاست‌های مالی اثری مثبت اما شوک در سیاست‌های پولی اثری منفی بر عملکرد بازار سهام دارد .هم‌چنین نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که شوک در سیاست‌های مالی اثر بیشتر و طولانی‌تری نسبت با شوک در سیاست‌های پولی بر بازار سهام دارد. [۱۲].

چتزی آنتونیو و همکاران(۲۰۱۳)، آثار سیاست پولی و مالی بر عملکرد بازار سهام در سه کشور آلمان، انگلستان و ایالات‌متحده را با استفاده از مدل خودهمبستگی برداری (VAR) بررسی نمودند .نتایج حاصل از مطالعه فوق نشان می‌دهد که ارتباط متقابل میان سیاست پولی و مالی در توضیح توسعه بازارهای مالی بسیار مهم است و سیاست‌های فوق به‌طور مستقیم و یا غیرمستقیم، بر بازار سهام مؤثر هستند . لذا سرمایه‌گذاران و فعالان اقتصادی حاضر در بازار سرمایه بایستی این سیاست‌ها را به‌طور همزمان موردتوجه قرار دهند[۱۳] .

۵- تصریح الگو

۱-۵- الگو اثرگذاری بازدهی‌ها و نوسانات بورس

فرآیند تصادفی اتورگرسیو برداری برای بازدهی دارایی‌ها از معادله (۱) به دست می‌آید. بازدهی دارایی‌های کشور i در زمان $t(R_{it})$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_{it} = \mu_{0i} + \sum_{j=1}^{2} \mu_{ij} R_{ij(t-1)} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

که در آن i=1 ایران و i=2 امریکا می‌باشد، μ_{0i} بیان‌گر عرض از مبدأ کشور i است وμ_{ij}(برای4,...,i =1 و j) نمایانگر میانگین شرطی بازدهی سهام است که وقتی i=j، نمایانگر تأثیر بازدهی گذشته خود کشورi (R_{iit}) و وقتی i≠ j نمایانگر تأثیر بازدهی‌های گذشته کشور j (R_{ijt}) می‌باشد. جمله اخلال ε_{it} نیز تغییرات تصادفی (شوک‌ها) کشور i را نشان می‌دهد.

عناصر قطری و غیر قطری ماتریس واریانس کوواریانس شرطی H_t با ابعاد ۲به ترتیب نشان‌دهنده عناصر واریانس و کوواریانس هستند:

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{1\,1t} & h_{1\,2t} \\ h_{2\,1t} & h_{2\,2t} \end{bmatrix}$$

که در آن h_{iit}، واریانس شرطی بازدهی سهام کشور i در زمان t و h_{ijt} کوواریانس شرطی بین بازدهی‌های سهام کشورهای i و j در زمان t می‌باشند. اگرچه راه‌های زیادی برای تصریح گارچ چند متغیره وجود دارد، در این تحقیق از مدل گارچ برداری قطری بلرسلو، انگل و وولدریج(۱۹۹۸) برای یافتن ماتریس واریانس و کوواریانس استفاده‌شده است. این مدل در زمانی که تعداد متغیرها بیش از دوتاست انعطاف‌پذیر‌تر است. [۱۴].

به دلیل وجود تعداد زیاد پارامتر ها بلرسلو، انگل و وولدریج(۱۹۹۸) نسخه محدود شده این مدل را که به مدل گارچ برداری قطری شناخته می شود، به‌صورت زیر معرفی کردند:

$$H_t = C + A \cdot \varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1} + B \cdot H_{t-1} \qquad (2)$$

که در آن ماتریس های ضرایب A و B، ماتریس های متقارن $N \times N$ و عملگر "۰"، عملگر ضرب درایه به درایه می‌باشد. در ماتریس A اثرات مربع شوک‌های گذشته بر نوسانات جاری بوسیله عناصر قطری ($a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{44}$) اندازه گیری می شوند، در حالیکه عناصر غیرقطری درآن ($i\neq j\, a_{ij}$,) اثرات متقاطع حاصل از شوک‌های گذشته را روی نوسانات مشترک نشان می‌دهند. به طور مشابه، در ماتریس B عناصر قطری ($b_{11}, b_{22}, b_{33}, b_{44}$) تأثیر مربع نوسانات گذشته را روی نوسانات جاری و عناصر غیر قطری اثرات حاصل از نوسانات مشترک گذشته را بر نوسانات مشترک فعلی ارزیابی می کنند.

۵-۲- محدودیت های استفاده از مدل گارچ برداری

طبق گئرگ و مارکیورینگ(۲۰۰۴)[1] دو موضوع اساسی باید در فرآیند برآورد این مدل مورد توجه قرار گیرد: یکی تعداد پارامترهایی که باید برآورد شود و دیگری محدودیت هایی که باید بر مدل اعمال گردد تا از نیمه معین مثبت[2] بودن ماتریس واریانس کوواریانس اطمینان حاصل شود. همان گونه که ذکر شد، بلرسلو، انگل و وولدریج(۱۹۹۸) برای کاهش تعداد پارامتر ها، استفاده از شکل قطری ماتریس های A و B در مدل گارچ برداری را پیشنهاد نمودند. همچنین طبق بویونز، لورنت و رامبوتز(۲۰۰۶)[3] [۱۵] اگر همه پارامترهای A و B و C مثبت و همچنین ماتریس واریانس کوواریانس شرطی ابتدایی(H_0) نامنفی باشد، آنگاه ماتریس واریانس و کوواریانس شرطی در مدل گارچ برداری قطری نیمه معین مثبت خواهد بود.

۵-۳- روش برآورد پارامترها در مدل گارچ برداری

در این تحقیق، برای برآورد پارامترها از روش حداکثر درستنمایی[4] پیشنهاد شده بوسیله بلرسلو(۱۹۸۸)[5] استفاده شده است. [۱۶] [۱۷].
اگر θ پارامتر و T اندازه یا حجم نمونه باشد، آنگاه تابع حداکثر درست نمایی را می‌توان بصورت زیر نوشت:

$$L_T(\theta) = \sum_{t=1}^{T} l_t(\theta)$$

که در آن

$$l_t(\theta) = \frac{N}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln|H_t| - \frac{1}{2}\varepsilon'_t H_t^{-1}\varepsilon_t$$

مقادیر پیش نمونه θ را می‌توان برابر مقدار مورد انتظار صفر قرار داده شوند. به هر حال در این مطالعه واریانس غیر شرطی پسماند ها به عنوان واریانس شرطی پیش نمونه استفاده شد تا نیمه معین مثبت بودن H_t تضمین گردد [۱۶].

۵-۴- معرفی الگوی بررسی اثرگذاری بازدهی ها و نوسانات متقابل کشورهای مورد مطالعه

مشابه معادله (۱) فرآیند تصادفی اتورگرسیو برداری برای بازدهی دارایی‌ها در زمان $t(R_t)$ را می‌توان به‌صورت زیر نوشت:

$$R_t = \alpha + AR_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

که $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}]^T$ بردار خطای تصادفی در زمان t می‌باشد. همچنین $\varepsilon_t|I_{t-1} \sim N(0, H_t)$ که H_t ماتریس ۲×۲ واریانس-کواریانس و I_{t-1} مجموعه اطلاعات زمان $t-1$ می‌باشد و بردار $\alpha = [\alpha_1, \alpha_2]^T$ نیز نشان‌دهنده عرض از مبدأ می‌باشد. پارامتر a_{ij} نشان‌دهنده اثرات میانگینی می‌باشد،a_{11} نشان می‌دهد که بازدهی بازار اول از مقدار وقفه خود تأثیر می پذیرد، همچنین a_{12} اثر بازدهی باوقفه بازار دوم بر اول، a_{21} اثر بازدهی باوقفه اول بر دوم وa_{22} اثر بازدهی بازار دوم از وقفه خودش می‌باشد. در این مطالعه مدل BEKK که در اکثر مطالعات بکار گرفته شده است استفاده می‌شود. تصریح مدل به‌صورت زیر می‌باشد:

$$\varepsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} v_t$$
$$H_t = B^T B + C^T \varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T C + G^T H_{t-1} G \qquad (4)$$

که v_t فرایند نوفه سفیدبا ماتریس واریانس- کواریانس I می‌باشد. Bماتریس بالا مثلثی ۲×۲ است. عنصر c_{ij} از ماتریس C نشان‌دهنده اثر شوک های بازار i بر بازار j و در نتیجه اثر ARCH نوسانات را منعکس می کند. عنصر g_{ij} از ماتریس G نشان‌دهنده اثر نوسانات بازار i بر بازار j و در نتیجه اثر GARCH نوسانات را منعکس می کند. فرم ماتریسی مدل GARCH-BEKK(1,1) دو متغیره می‌تواند بصورت زیر نوشته شود:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix}$$

---

[1] Goeij and Marquering(2004)
[2] Positive semi-definiteness
[3] Bauwens, Laurent and Rombouts(2006)
[4] maximum likelihood
[5] Bollerslev

$$\times \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ c_{21} & c_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}$$

که $h_{11,t}$ نشان‌دهنده ی واریانس بازدهی سهام کشور i در زمان t و h_{ijt} کوواریانس شرطی بین بازدهی‌های سهام کشورهای i و jدر زمان t می‌باشند. برای بررسی اثر شوک ها و نوسانات از بازار اول بر روی بازار دوم، بایستی اهمیت آماری ضرایب c_{12} و g_{12} بررسی شود. همچنین برای بررسی اثر شوک ها و نوسانات از بازار سهام دوم بر بازار اول، معناداری ضرایب c_{21} و g_{21} مورد توجه قرار میگیرد. اگر اثر نوسانات خارجی بین دو بازار وجود نداشته باشد آنگاه c_{21}، g_{21}، g_{12}و c_{12} از ماتریس های C و G تفاوت قابل توجه آماری از صفر ندارند.

۵-۵- روش برآورد پارامترها در مدل گارچ BEKK

با توجه به نمونه ی مشاهدات T، بردار پارامترهای θ و بردار ۱×۲ بازدهی R_t، تابع چگالی شرطی به‌صورت زیر است:

$$f(R_t|I_{t-1}:\theta) = \left(\frac{1}{2\pi}\right)|H_t|^{-\frac{1}{2}}\exp\left(-\frac{\varepsilon_t^T(H_t^{-1})\varepsilon_t}{2}\right)$$

که تابع درست‌نمایی به‌صورت زیر می‌باشد:

$$L = \sum_{i-1}^{T}\log f(R_t|I_{t-1}:\theta)$$

۵-۶- الگوریتم برندت هال، هال و هوسمان[1]

برای به دست آوردن مقادیر بهینه پارامترها از الگوریتم برندت هال، هال و هوسمان استفاده شده است:

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + \lambda_i\left(\left(\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)'\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)^{-1}\left(\frac{\partial l_t}{\partial\theta}\right)'$$

که در آن $\theta^{(i)}$ پارامتر برآوردی را پس از تکرار i ام مشخص می کند، $\frac{\partial l_t}{\partial\theta}$ در $\theta^{(i)}$ معین است و λ_iطول گام متغیر انتخاب شده برای تابع حداکثر درستنمایی در مسیر داده شده است که بوسیله رگرسیون حداقل مربعات بردار T×1 برای هریک از $\frac{\partial l_t}{\partial\theta}$محاسبه شده است.

۶- جمع آوری، سازماندهی و توصیف داده ها

از داده‌های هفتگی شاخص‌های قیمت بازار سهام کشورهای ایالات‌متحده و ایران برای دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷(مهر ۱۳۷۶) تا مارس ۲۰۱۰ (اسفند ۱۳۸۸) برای برآورد استفاده‌شده است. در ادامه به ارائه توضیحاتی درباره این بازارها پرداخته‌شده است.

۶-۱- بورس اوراق بهادار تهران

بورس اوراق بهادار تهران در بهمن‌ماه سال ۱۳۴۶ بر پایه قانون مصوب اردیبهشت‌ماه ۱۳۴۵ تأسیس شد. دوران فعالیت بورس اوراق بهادار را می‌توان به چهار دوره تقسیم کرد: دوره نخست (۱۳۵۷- ۱۳۴۶) آن از پانزدهم بهمن سال ۱۳۴۶ فعالیت خود را با انجام چند معامله بر روی سهام بانک توسعه صنعتی و معدنی آغاز کرد. در پی آن شرکت نفت پارس، اوراق قرضه دولتی، اسناد خزانه، اوراق قرضه سازمان گسترش مالکیت صنعتی و اوراق قرضه عباس‌آباد به بورس تهران راه یافتند. در این دوره گسترش فعالیت بورس اوراق بهادار بیشتر مرهون قوانین و مقررات دولتی بود که ازجمله می‌توان موارد زیر را برشمرد:

تصویب قانون گسترش مالکیت سهام واحدهای تولیدی در اردیبهشت ۱۳۵۴ که به‌موجب آن مؤسسات خصوصی و دولتی موظف شدند به ترتیب ۴۹٪ و ۹۴٪ سهام خود را به شهروندان عرضه نمایند.

تصویب قانون معافیت‌های مالیاتی برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار در سال ۱۳۵۴. طی ۱۱ سال فعالیت بورس تا پیش از انقلاب اسلامی در ایران، تعداد شرکت‌ها و بانک‌ها و شرکت‌های بیمه پذیرفته‌شده از ۶ بنگاه اقتصادی با ۲/۶ میلیارد ریال سرمایه در سال ۱۳۴۶ به ۱۰۵ بنگاه با بیش از ۲۳۰ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۷ افزایش یافت. همچنین ارزش مبادلات در بورس از ۱۵ میلیون ریال در سال ۱۳۴۶ به بیش از ۳۴ میلیارد ریال طی سال۱۳۵۷ افزایش یافت.

همچنین دوره دوم (۱۳۶۷- ۱۳۵۸) آن در سال‌های پس از انقلاب اسلامی و تا پیش از نخستین برنامه پنج‌ساله توسعه اقتصادی، دگرگونی‌های چشمگیری در اقتصاد ملی پدید آمد که بورس اوراق بهادار تهران را نیز در برگرفت. نخستین رویداد، تصویب لایحه قانون اداره امور بانک‌ها در تاریخ ۱۳۵۸/۳/۱۷ توسط شورای انقلاب بود که به‌موجب آن بانک‌های تجاری و تخصصی کشور در چارچوب ۹ بانک شامل ۶

[1]Berndt Hall, Hall and Hausman (BHHH)

بانک تجاری و۳ بانک تخصصی ادغام و ملی شدند. چندی بعد و در پی آن شرکت‌های بیمه نیز در یکدیگر ادغام‌شده و به مالکیت دولتی درآمدند و همچنین تصویب قانون حفاظت و توسعه صنایع ایران در تیرماه سال ۱۳۵۸ باعث شد تعداد زیادی از بنگاه‌های اقتصادی پذیرفته‌شده در بورس از آن خارج شوند، به‌گونه‌ای که تعداد آن‌ها از ۱۰۵ شرکت در سال ۱۳۵۷ به ۵۶ شرکت در پایان سال ۱۳۶۷ کاهش یافت. حجم معاملات سهام در این دوره از ۳۴/۲ میلیارد ریال در سال ۱۳۵۷ به ۹/۹ میلیارد ریال در سال ۱۳۶۷ کاهش یافت و میانگین نسبت حجم معاملات سهام به GDP به کمترین میزان در دوران فعالیت بورس رسید که از مهم‌ترین دلایل آن شرایط جنگی و روشن نبودن خطوط کلی اقتصاد کشور بود. بدین ترتیب در طی این سال‌ها، بورس اوراق بهادار تهران دوران فترت خود را آغاز کرد که تا پایان سال ۱۳۶۷ ادامه یافت.

دوره سوم (۱۳۸۳- ۱۳۶۸) آن با پایان یافتن جنگ، در چارچوب برنامه پنج‌ساله اول توسعه اقتصادی، اجتماعی و فرهنگی جمهوری اسلامی ایران تجدید فعالیت بورس اوراق بهادار تهران به‌عنوان زمینه‌ای برای اجرای سیاست‌های خصوصی‌سازی موردتوجه قرار گرفت. بر این اساس، سیاست‌گذاران در نظر دارند بورس اوراق بهادار با انتقال پاره‌ای از وظایف تصدی‌های دولتی به بخش خصوصی، جذب نقدینگی و گردآوری منابع پس‌اندازی پراکنده و هدایت آن به‌سوی مصارف سرمایه‌گذاری، در تجهیز منابع توسعه اقتصادی و انگیزش مؤثر بخش خصوصی برای مشارکت فعالانه در فعالیت‌های اقتصادی، نقش مهم و اساسی داشته باشد. درهرحال، گرایش سیاست‌گذاری‌های کلان اقتصادی به استفاده از سازوکار بورس، افزایش چشمگیر شمار شرکت‌های پذیرفته‌شده و افزایش حجم فعالیت بورس تهران را در برداشت، به‌گونه‌ای که حجم معاملات از ۹/۹ میلیارد ریال سال ۱۳۶۷ به ۱۰۴.۲۰۲ میلیارد ریال در پایان سال ۱۳۸۳ رسید و تعداد بنگاه‌های اقتصادی پذیرفته‌شده در بورس تهران از ۵۶ شرکت به ۴۲۲ شرکت افزایش یافت.

دوره چهارم (از سال ۱۳۸۴ تاکنون) در سال ۱۳۸۴، نمابرهای مختلف فعالیت بورس اوراق بهادار در ادامه روند حرکتی نیمه دوم سال ۱۳۸۳، همچنان تحت تأثیر رویدادهای مختلف داخلی و خارجی و افزایش بی‌رویه شاخص‌ها در سال‌های قبل، از روندی کاهشی برخوردار بودند و این روند، به‌جز دوره کوتاهی در آذرماه تا پایان سال قابل‌ملاحظه بود. به‌هرحال از آذرماه سال ۱۳۸۴، سیاست‌ها و تلاش دولت و سازمان بورس باعث کند شدن سرعت روند کاهشی معیارهای فعالیت بورس شد. درحالی‌که شاخص کل در پایان سال ۱۳۸۴ به ۹.۴۵۹ واحد رسیده بود، طی سال ۱۳۸۵ از مرز ۱۰.۰۰۰ واحد عبور کرد و درنهایت در پایان سال مذکور ۹.۸۲۱ واحد را تجربه کرد. همچنین کاهش چشمگیر معاملات سهام در سال ۱۳۸۴، با توجه به اقدامات مؤثر فوق‌الذکر در سال ۱۳۸۵ به تعادل نسبی رسید، به‌نحوی‌که ارزش معاملات سهام و حق تقدم در سال ۱۳۸۴ در حدود ۵۶.۵۲۹ میلیارد ریال و در سال ۱۳۸۵ معادل ۵۵.۶۴۵ میلیارد ریال ارزیابی شد.

۲-۶- بازار بورس نیویورک و بورس اوراق بهادار نزدک

بازار بورس نیویورک از بازارهای بود که بر اساس سیستم حراج پایه‌گذاری شد. در این نوع بازارها خریداران و فروشندگان با حضور فیزیکی در محل بورس و چانه زدن بر روی قیمت سهام شرکت‌ها اقدام به معاملات اوراق بهادار خود یا دیگران می‌کردند . اما شغل این متخصصان معاملات حراج با پیشرفت سیستم‌های الکترونیکی معاملات که کار آن‌ها را از طریق سیستم‌های کامپیوتری انجام می‌دهند مورد تهدید جدی شغلی قرار گرفتند چراکه معاملات انجام‌گرفته در سیستم‌های کامپیوتری با تفاوت‌های خرید فروش بسیار کم و سریع‌تر صورت می‌گیرد .

۱-۲-۶- بورس اوراق بهادار نیویورک[1]

بزرگ‌ترین و با اعتبارترین بورس دنیا بورس نیویورک می‌باشد به صورتی که ارزش بازار شرکت‌های موجود در بورس نیویورک برابر ۱۸ تریلیون دلار می‌باشد. ورود به لیست شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس نیویورک منتهای آرزوی بسیاری از شرکت‌ها هست همانند ورود به لیگ برتر فوتبال هر کشور که منتهای آرزوی باشگاه‌های فوتبال است . شرکت‌ها با ورود به این بورس از حیثیت و اعتبار خاصی برخوردار می‌شوند و به‌سرعت معروف و مشهور می‌شوند . به این لیست الزامات خاصی را می‌طلبد و بعد از پذیرفته شدن در بورس نیویورک شرکت‌ها باید الزامات مشخص‌شده را رعایت و گزارش‌های منظم را به بورس ارائه دهند به‌عنوان برای مثال ماندن در این لیست باید ارزش سهام شرکت‌ها بالای یک دلار و ارزش بازاری آن‌ها بالای ۵۰ میلیون دلار باقی بماند علاوه بر این سرمایه‌گذاران بورس نیویورک از تمهیدات انجام شده برای حفاظت از حقوق آنان برخوردار هستند . در میان الزامات متعددی که بورس نیویورک برای شرکت‌های پذیرفته‌شده در آن وضع کرده است . دو مورد ذیل حائز اهمیت بیشتری می‌باشند .

[1] New York Securities Exchange (NYSE)

۱ – شرکت‌ها برای اجرای طرح‌هایی مثل اعطای اختیار خرید سهام به‌عنوان تشویق به کارکنان که به‌وسیله آن بتوانند تعدادی سهام به قیمت پایین‌تر از قیمت رایج بازار بخرند بایستی از سهامداران تأییدیه داشته باشند . درگذشته این کار به اجازه سهامداران نیاز نداشت و عدم اطلاع در مورد میزان اختیارهای موجود در بازار ، سهامداران را برای اخذ تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گذاری با مشکل مواجه می‌ساخت .

۲ – اکثریت هیئت‌مدیره باید مستقل باشند (اگرچه ممکن است هر شرکت در مورد معنی و مصداق مستقل بودن تعابیر مختلفی داشته باشد که بعضاً به بحث‌وجدل‌های زیادی انجامیده است) علاوه بر این اعضای کمیته پاداش حتم باید تمام از اعضای مستقل تشکیل‌شده باشد و یکی از اعضای کمیته حسابرسی باید در رشته مالی و حسابداری خبره باشد .

۲-۲-۶- بورس اوراق بهادار نزدک – بورس الکترونیکی[1]

بورس نزدک به بورس الکترونیکی یا بورس مانیتوری[2] معروف می‌باشد چراکه خریداران و فروشندگان از طریق شبکه‌های ارتباط از راه دور کامپیوتری به هم مرتبط شده و معاملات خود را انجام می‌دهند.

در اینجا خود خریدارن و فروشندگان درخواست‌های خریدوفروش خود را وارد سیستم معاملاتی می‌کنند البته واضح است که این درخواست‌های خریدوفروش بایستی مربوط به شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس نزدک باشد بورس نزدک نسبت به دو بورس NYSE و AMEX دارای تعداد شرکت‌های پذیرفته‌شده و حجم معاملات بالایی می‌باشد هرچند که ازنظر ارزش بازار شرکت‌های پذیرفته‌شده بورس نیویورک بالاترین است .

الزامات بورس نزدک به شرکت‌های پذیرفته‌شده در آن نسبت به بورس نیویورک اندکی سهل‌تر می‌باشد. به‌عنوان مثال شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس نزدک باید دو مشخصه ذیل را داشته باشند

ارزش بازاری بالای یک دلار و سهام شناوری برابر حداقل یک‌میلیون و یک‌صد هزار سهم . اگر شرکتی این الزامات را رعایت نکند از لیست شرکت‌های نزدک خارج می‌شود.

۷- شاخص‌های قیمت بازار سهام

شاخص‌های قیمت سهام مهم‌ترین معیار عملکرد بازارهای سهام هستند که موردتوجه فراوان رسانه‌ها و افکار عمومی قرار می‌گیرند. چراکه تغییر شاخص یک بازار، ترکیبی از میانگین تمام تغییرات قیمتی سرتاسر شرکت‌های عضو بازار را در خود دارد. شاخص‌های قیمت سهام به روش‌های گوناگونی محاسبه می‌شوند که هریک از این روش‌ها نقاط ضعف و قوت خود رادارند. اما همه این شاخص‌ها دو ویژگی کلی وزن دهی و میانگین‌گیری را دارا هستند.

میانگین‌گیری در شاخص‌های قیمت سهام به دو روش صورت می‌گیرد:

۱) میانگین حسابی
۲) میانگین هندسی

در بازارهای سهام از شاخص‌هایی که با شیوه میانگین هندسی محاسبه می‌شوند استفاده کمتری می‌شود. زیرا این شاخص‌ها رفتار یکسانی نسبت به افزایش و کاهش قیمت‌ها از خود نشان نمی‌دهند. نکته دوم اینکه صفر شدن قیمت یک سهام کل این شاخص را بی‌معنا خواهد کرد. درحالی‌که شاخص‌های قیمت سهام که با روش میانگین حسابی برآورد می‌شوند این‌گونه اشکالات را ندارند.

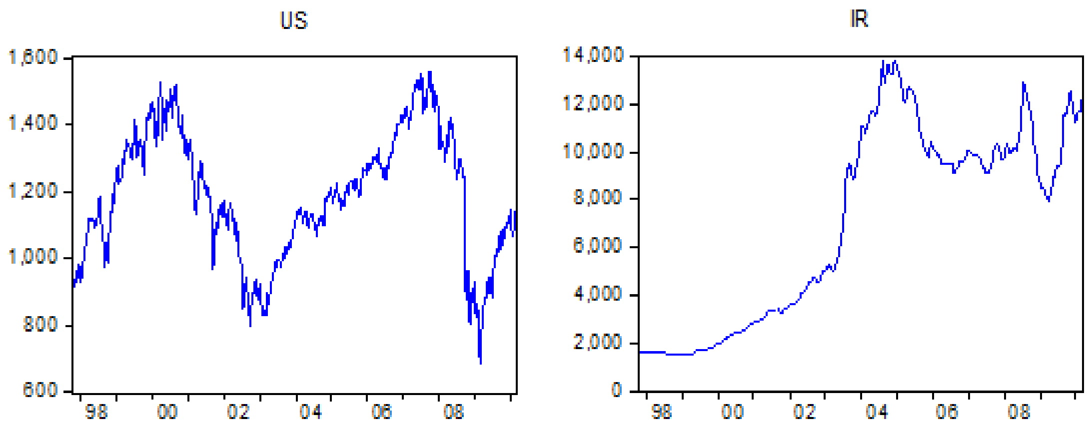
همچنین با توجه به ویژگی‌های وزن دهی شاخص‌های قیمت بازار سهام را می‌توان به سه دسته تقسیم‌بندی کرد:

۱) شاخص‌های قیمت بی‌وزن
۲) شاخص قیمت با وزن برابر
۳) شاخص قیمت با وزن برابر باارزش بازاری سهام

در این بررسی از داده‌های هفتگی شاخص کل قیمت بازار سهام ایران(TEPIX) ، شاخص کل، شاخص S&P500 به نمایندگی از بازار سهام امریکا و در دوره زمانی اکتبر ۱۹۹۷(مهر ۱۳۷۶) تا آوریل ۲۰۱۰ (اسفند ۱۳۸۸) استفاده‌شده است. شاخصS&P500[3] فهرستی است از ۵۰۰ سهام برتر در بازار بورس سهام نیویورک و نزدک می‌باشد. شکل(۱)

---

[1] Nasdaq
[2] screen - based
[3] Standard and Poor's index



شکل(۱). نمودار شاخص سهام محصولات پایین دستی پتروشیمی کشورهای ایالات‌متحده و ایران

مزیت‌های داده‌های هفتگی در مقایسه با داده‌های روزانه عبارت‌اند از:

- اختلال در تفاوت روزهای تجاری کاهش می‌یابد: روز تجاری یک کشور ممکن است در کشور دیگر تعطیل باشد.
- از تفاوت‌های زمانی ناشـــی از تفاوت‌های جغرافیایی اجتناب می‌شـــود: دو کشـــور موردمطالعه در مناطق مختلف هســـتند که با ساعات باز و بسته شدن متفاوت، مواجه‌اند.
- به همین دلایل تئودوشیو، کاهیا، کوتمس و کریستفی(۱۹۹۷)[1]از داده‌های سری زمانی هفتگی استفاده نموده‌اند.

۸- بازدهی بازار سهام و آماره‌های توصیفی

بازدهی بازار سهام بر پایه شاخص‌های قیمت بازار سهام به‌صورت زیر محاسبه‌شده است:

$$R_t = ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

که در آن p_t شاخص قیمت بازار سهام در دوره t است.

شـاخص‌های آماری بازدهی سـهام کشـورها در جدول ۳-۱ نشـان داده‌شـده اسـت. میانگین بازدهی‌ها در بازارها مثبت اسـت که کمترین بازدهی ۰.۰۰۰۲۸۰ در بازار سهام امریکا و بیشترین بازدهی ۰/۰۰۳۱۱۲ در بازار سهام ایران رخداده است. جدول(۱).

---

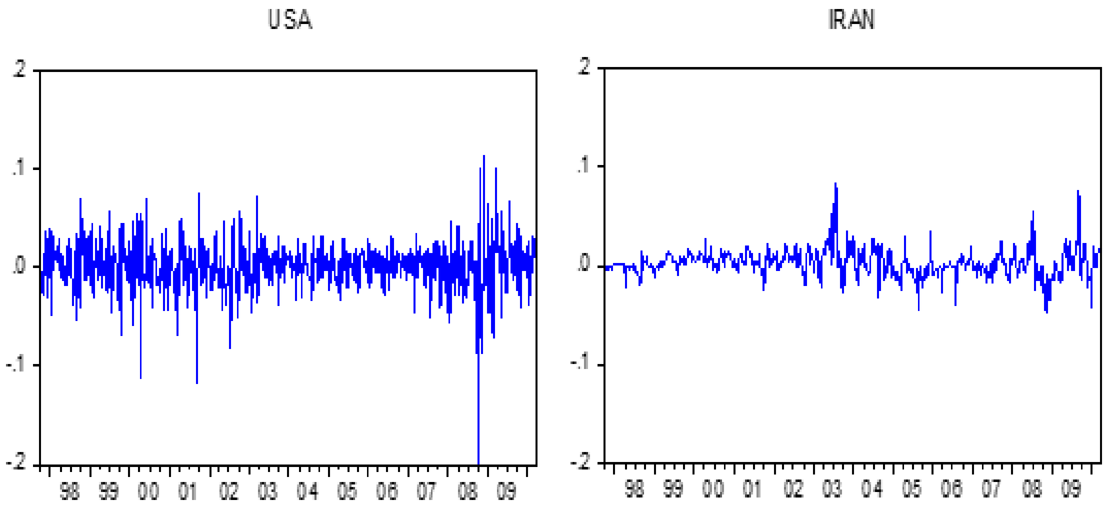
[1]-Theodossiou, Kahya, Koutmos and Christofi(1997)

جدول (۱). آماره‌های توصیفی سری‌های بازدهی

	ایالات‌متحده	ایران
میانگین	0.000280	0.003112
میانه	0.001568	0.001577
ماکزیمم	0.113559	0.083735
مینیمم	-0.200837	-0.048757
انحراف معیار	0.027296	0.013819
چولگی	-0.764582	0.956837
کشیدگی	9.136509	8.856100
آماره جار گیو برا	1081.534	1026.395
P_Value	0.000000	0.000000

منبع :براساس داده های شاخص قیمت بازارهای سهام ایران و امریکا با استفاده از نرم افزار6 Eviews محاسبه شده است.

طبق آماره‌های انحراف معیار بازدهی بازار سهام ایران دارای کمترین نوسان(۰.۰۱۳۸) و بازدهی بازار سهام آمریکا دارای نوسان (۰.۰۲۷۲) بیشتری بوده است. بر اساس آماره‌های چولگی، سری‌های بازدهی کشور ایالت متحده چوله به چپ هستند، درحالی‌که سری بازدهی ایران چوله به راست می‌باشند. به‌طور قابل‌انتظار برای سری‌های بازارهای مالی، مقدار کشیدگی برای هر دو سری‌های بازدهی بزرگ‌تر از ۳ می‌باشد که نشان‌دهنده یک توزیع کشیده معمولی می‌باشد که به‌موجب آن سری‌های بازدهی حول میانگین زخیم تر از حالت نرمال هستند. آماره های جارگیو برا و سطح معنای متناظر آنها مبین رد فرض صفر(نرمال بودن) می‌باشند. شکل (۲) نمودار بازدهی‌های بازار سهام دو کشور موردمطالعه را نشان می‌دهد.



شکل (۲). نمودار بازدهی‌های کشورهای ایالات‌متحده، ترکیه، مالزی و ایران

نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) در جدول (۲) نشـــان‌دهنده پایایی بازدهی‌ها در دو بازار موردمطالعه هســـتند. همچنین آماره آزمون مرکب لیونگ باکس نشان‌دهنده عدم وجود خود همبستگی در تمام سری‌ها است.

جدول(۲). آمارەهای آزمون دیکی فولر و لوینگ باکس

	ایران		ایالات متحده	
آمارەهای t آزمون ADF				
بر پایه مینمم AIC	-9.748638		-9.969394	
بر پایه مینمم SIC	-9.748638		-26.49092	
آمارەهای آزمون لوینگ باکس برای سریهای بازدهی				
	آماره	P_Value	آماره	P_Value
Q(1)	225.86	0.000	2.0874	0. 097
Q(2)	358.76	0.000	3.3419	0. 088
Q(3)	437.82	0.000	8.2078	0.042
Q(4)	486.05	0.000	8.9467	0.062
Q(5)	516.62	0.000	11.395	0.044
Q(6)	532.73	0.000	13.844	0.031
Q(7)	540.95	0.000	19.768	0.006
Q(8)	550.27	0.000	19.826	0.011
Q(9)	553.34	0.000	22.389	0.008
Q(10)	557.82	0.000	24.584	0.006
Q(11)	563.42	0.000	25.819	0.007
Q(12)	565.22	0.000	26.654	0.009

منبع :براساس دادەهای شاخص قیمت بازارهای سهام ایران و امریکا با استفاده از نرمافزار Eviews 6 محاسبهشده است.

۹- بحث و بررسی

۹-۱- نتایج تجربی حاصل از مدل VECH برای بررسی هر دو بازار بهطور همزمان

از معیار SIC[1] برای شناسایی VECH(p,q) قطری برای p=1,2,3 و q=1,2,3 استفادهشده است. نتایج نشان میدهد تصریح VECH(1,1) قطری دارای کمترین مقدار SIC برابر ۳۰.۵۹۰۸- ، با درستنمایی مساوی ۶۲۶۹.۲۸۰ میباشد. بنابراین تصریح مدل بهصورت VECH(1,1) قطری بهدستآمده است و نتایج با استفاده از معادله (۲) با معادله میانگین شرطی (۱) در جدول (۳) نشان دادهشدهاند.

بر پایه نتایج مندرج در جدول ۳ ، اثرات خود میانگینی[2] (μ_{ii} برای i=1,2) در سطح ۵ درصد معنیدار هستند، که یعنی گام اول بازدهیها بر بازدهی جاری اثر دارد. اثرات خود میانگینی از ۰.۰۹۱۳- (ایالات متحده) تا ۰.۵۹۸۰(ایران) تغییر میکند. یک یافته مهم این است که اثر مثبت و معنیداری در جهت عکس وجود ندارد.

[1] Schwarz InformationCriterion
[2] Own-mean Spillovers

شوک‌های خود نوسانی برای همه بازارها ($a_{11}, a_{22}, a_{33}, a_{44}$) معنی‌دارند و تغییرات از ۰.۰۱۲۱ (ایران) تا ۰.۰۷۶۱ (ایالات متحده) ، نشان‌دهنده وجود اثرات آرچ می‌باشد. یعنی افزایش شوک‌های گذشته ایالات متحده قوی‌ترین تأثیر را روی نوسان آینده خود بازار به نسبت شوک‌های خودی دیگر بازارها می‌گذارد.

جدول (۳). نتایج حاصل از مدل VECH(1,1) برای سری‌های بازدهی

	ایران		ایالات متحده	
	P_Value	ضریب	P_Value	ضریب
μ_{0i}	0.00095	0.0031	0.00157	0.0619
μ_{1i}	0.0000	0.598093	0.7602	0.021649
μ_{2i}	0.2523	0.006395	0.4890	0.011603
μ_{3i}	0.1409	0.010242	0.4740	0.019645
μ_{4i}	0.6439	0.005157	0.0317	-0.091347
a_{i1}	0.0000	0.109464		
a_{i2}	0.9942	0.000352		
a_{i3}	0.9402	0.000978		
a_{i4}	0.5651	0.012190	0.0001	0.076139
b_{i1}	0.0000	0.887226		
b_{i2}	0.6682	0.621822		
b_{i3}	0.0000	0.969840		
b_{i4}	0.0000	0.906855	0.0000	0.907589

منبع :براساس داده‌های شاخص قیمت بازارهای سهام ایران و امریکا با استفاده از نرم‌افزار6 Eviews برآورد شده است.

بر اساس معناداری ضرایب برآورده شده، a_{ij} ($i \neq j$)، تغییرات تصادفی در بازار سهام امریکا و ایران بر نوسانات مشترک دو بازار تأثیر می‌گذارد. همچنین با توجه به ضرایب برآوردی گارچ مدل(b_{ij}) نوسانات در این بازارها پایدارند. به دلیل وجود درجه پایینی از نوسانات همزمان میان این کشورها، انتظار می‌رود سرمایه‌گذارانی که سبد سهامشان از سهام این کشورها تشکیل‌شده باشد، با ریسک کمتر به سود برسند.

۲-۹- بررسی ارتباط متقابل بازدهی‌ها و نوسانات بازار سهام محصولات پایین دستی پتروشیمی ایران و امریکا

نتایج حاصل از برآورد مدل گارچ دومتغیره BEKK برای بازارهای سهام ایران و امریکا در جدول (۴) نشان داده‌شده است. بر اساس نتایج مندرج در جدول۴-۲ با توجه به معناداری ضرایب a_{11} و a_{22} در سطح معنای ۱٪ بازدهی‌های بازار سهام ایران و امریکا از بازدهی با وقفه خود اثرپذیرند که اثرپذیری بازار سهام ایران از بازدهی با وقفه خود(0.39) بیشتر از اثرپذیری بازار سهام امریکا از بازدهی با وقفه خود (0.079) می‌باشد. همچنین ضرایب a_{12} و a_{21} در سطح معنای ۱۰٪ معنادار نیستند که نشان‌دهنده عدم اثرپذیری بازدهی‌های این دو بازار از بازدهی‌های با وقفه یکدیگر است.

با توجه به معناداری ضرایب آرچ مدل (c_{11} و c_{22}) در سطح معنای ۱٪ هردو بازار سهام از شوک‌های خود اثرپذیرند ولی به دلیل عدم معناداری ضرایب c_{12} و c_{21} این دو بازار از شوک‌های یکدیگر اثرپذیر نیستند. همچنین معناداری ضرایب گارچ مدل (g_{11} وg_{22}) در سطح معنای ۱٪ هردو بازار سهام از نوسانات گذشته خود اثرپذیرند ولی از نوسانات گذشته یکدیگر به دلیل عدم معناداری ضرایب g_{12} وg_{21} اثرپذیر نیستند. بنابراین براساس نتایج مشاهده‌شده می‌توان بیان کرد که در طول دوره زمانی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۰ بازارهای سهام ایران و امریکا هیچ‌گونه اثر معناداری از نوسانات و بازدهی‌ها بر یکدیگر نداشته‌اند که این می‌تواند به دلیل کوچک بودن حجم معاملات بازار سهام ایران در سال های قبل از سال ۱۳۸۴ و همچنین اعمال تحریم‌ها بر اقتصاد ایران باشد.

جدول (۴). نتایج حاصل از مدل BEKK برای ایران و امریکا

prob	ضریب	
0.0002	0.00171	α_1
0.0001	0.39614	a_{11}
0.1533	0.03044	a_{12}
0.0446	0.00174	α_2
0.7962	-0.01361	a_{21}
0.0694	-0.07986	a_{22}
0.9946	0.00181	b_{11}
0.4805	-0.00617	b_{12}
0.9965	0.00608	b_{22}
0.0013	0.32113	c_{11}
0.2240	0.01891	c_{12}
0.1275	-0.09148	c_{21}
0.0001	-0.47095	c_{22}
0.0001	0.94177	g_{11}
0.6916	-0.01816	g_{12}
0.2461	-0.17784	g_{21}
0.0001	-0.82698	g_{22}

منبع :براساس داده‌های شاخص قیمت بازارهای سهام ایران و امریکا با استفاده از نرم‌افزارSAS 9.2 برآورد شده است.

جدول (۵) نتایج حاصل از آزمون پرتمانتیو برای بررسی همبستگی اجزا اختلال مدل را نشان می‌دهد. براساس نتایج در این جدول، فرض صفر همبستگی بین اجزا اختلال مدل رد می‌شود.

جدول (۵). نتایج آزمون پرتمانتیو برای همبستگی متقاطع پسماندهای ایران و امریکا

Prob	آماره کایدو	درجه آزادی	وقفه
<.0001	48.94	4	2
<.0001	63.90	8	3
<.0001	81.51	12	4
<.0001	86.51	16	5
<.0001	95.99	20	6
<.0001	102.46	24	7
<.0001	108.96	28	8
<.0001	113.13	32	9
<.0001	117.04	36	10
<.0001	118.69	40	11
<.0001	130.03	44	12

منبع :براساس داده‌های شاخص قیمت بازارهای سهام ایران و امریکا با استفاده از نرم‌افزارSAS 9.2 برآورد شده است.

۱۰-نتیجه‌گیری

فرضیه‌های تحقیق با استفاده از یک مدل خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی چندمتغیره[1] و داده‌های هفتگی بازار سهام ۱۳ سال آزمون شد. مدل(1,1) VECH قطری برآورد شده با آزمون‌های تشخیص استاندارد پذیرفته شد و یک محدودیت روی پارامترهای مدل گارچ چند متغیره با قرار دادن واریانس پسماندهای غیرشرطی به‌عنوان واریانس شرطی پیش نمونه اعمال‌شده است . نتایج نشان دادند، اثرات مثبت بازدهی خارجی فقط به‌صورت یک‌طرفه و از ایالات‌متحده می‌باشد، همچنین هیچ‌گونه شواهدی مبنی بر تأثیر بازدهی منفی بازار سهام محصولات پایین دستی پتروشیمی ایالات‌متحده بر بازار سهام ایران مشاهده نشده است. براساس اثرات شوک‌های خودی، بازار سهام ایالات‌متحده در مقایسه با بازار ایران از شوک‌های خود، بیشتر تأثیرپذیر است. همچنین نتایج هیچ‌گونه اثر معناداری از اثر نوسانات مشترک بین بازار سهام ایران و آمریکا نشان نداد . به دلیل وجود درجه پایینی از نوسانات همزمان میان کشورها، انتظار می‌رود سرمایه‌گذارانی که سبد سهام‌شان از سهام این کشورها تشکیل‌شده باشد، با ریسک کمتر به سود برسند. همچنین، در این مطالعه، مدل BEKK اثرات متقابل شوک‌ها و نوسانات بازار سهام ایران با بازار آمریکا، با استفاده از تصریح گارچ چندمتغیره بررسی شد. نتایج این مدل نشان داد که اثرپذیری بازار سهام ایران از شوک‌ها و نوسانات بازارهای جهانی بسیار پایین می‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج پژوهش پیشنهاد می‌شود تا جاذبه‌های سرمایه‌گذاری در بازار سهام ایران با توجه به تأثیرپذیری بسیار پایین آن از بحران‌های جهانی، برای سرمایه‌گذاران خارجی به‌طور کامل معرفی گردد.

[1] MGARCH

مراجع

[۱]. ا. ابونوری و گ. مشرفی, "اثر شاخص اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی ایران با استفاده از مدل ARDL," فصلنامهٔ پژوهشنامه اقتصادی, جلد ۲۱, ۱۳۸۵، ص ۲۱۳-۲۲۸.

[۲] ع. ا. عباسیان، , . ا. مرادپور و ع. مهدی, "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران," فصلنامه پژوهش های اقتصادی ایران، سال دوازدهم, جلد سال دوازدهم، شماره ششم, ۱۳۸۷، ص ۱۳۵-۱۵۲.

[3] . B. Lev and J. Ohlson, "Market-Based Empirical Research in Accounting: A Review, Interpretation, and Extension," Journal of Accounting Research, vol. 20, pp. 249-322, 1982.

[4] R. Y. Chou, . J. Lin and C. Wu, "Modeling the Taiwan Stock Market and International linkages," Pacific Economic Review, vol. 4, no. 3, pp. 305-320, 1999.

[5] . S. Kothari, "Capital Market Research in Accounting," Journal of Accounting and Economics, vol. 31, pp. 105-231, 2001.

[۶] ع. ا. عباسیان, و. محمودی و ا. فرزانگان, "شناسایی حباب قیمتی سهام عادی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل ارزش حال," بررس یهای حسابداری و حسابرسی, جلد دوره ۱۷ ، شماره ۶۰, ۱۳۸۹، ص ۷۵-۹۵.

[۷] ح. سجادی, ح. فرازمند و ه. علی صوفی, "بررسی رابطه ی متغیرهای کلان اقتصادی و شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران," نشریه تحقیقات حسابداری و حسابرسی, جلد ۶, ۱۳۸۹، ص ۱-۲۶.

[8] M. Liu, "Analysis of the Long-term Relationship between Macroeconomic Variables and the Chinese Stock Market Using Heteroscedastic Cointegration," Journal Managerial Finance, pp. 744-755, 11.

[9] N. Laopodis, "Fiscal Policy and Stock Market Efficiency: Evidence for the United States," Quarterly Review of Economics and Finance, vol. 49, p. 633–650, 2009.

[10] . I. Karunanayake and A. Valadkhani , "Modelling Australian Stock Market Volatility: A Multivariate GARCH Approach," University of Wollongong , Economics Working Paper Series, 2009.

[11] C. B. Hilde and L. Kai, "Identifying the Interdependence between US Monetary Policy and the Stock Market," Journal of Monetary Economics, vol. 56, pp. 275-282, 2010.

[12] O. Akinkuotu, "Comparative Impact of Fiscal and Monetary Shocks on Stock Market Performance in Nigeria," A post field report presented at the African Economic Research Consortium (AERC) bi-annual conference in Nairobi, Kenya, 2013.

[۱۳] .L. Chatziantonious, D. DUFFY و G. Filis" ,Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi- country evidence ",Economic Modelling ,۳۰ جلد ,pp. 754-769, 2013 .

[14] W. Scherrer and . E. Ribarits, "On the Parameterization of Multivariate GARCH Models," Econometric Theory, vol. 23, pp. 464-484, 2007.

[15] L. Bauwens, S. Laurent and J. V. K. Rombouts, "Multivariate GARCH Models: A Survey," Journal of Applied Econometrics, vol. 21, pp. 79-109, 2006.

[16] T. Bollerslev, R. F. Engle and J. M. Wooldridge, "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying Covariances," Journal of Political Economy, vol. 96, no. 1, pp. 116-131, 1988.

[17] . T. Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Hetero-skedasticity," Journal of Econometrics, vol. 31, pp. 307-327, 1986.

[18] . J. R. M. Hosking, "The Multivariate Portmanteau Statistic," Journal of the American Statistical Association, vol. 75, no. 371, pp. 602-608, 1980.