بررسی رابطه نوسانات قیمت نفت و بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران

رضا امیدی‌پور
کارشناس ارشد علوم اقتصادی
ro6198@yahoo.com

نوسان قیمت نفت/ بازده واقعی سهام/مدل‌های GARCH/ VEC

چکیده

امروزه از دغدغه‌های اصلی کشورهای صادرکننده نفت و وابسته به درآمدهای حاصل از آن، نوسانات و در پی آن نااطمینانی است که نسبت به قیمت‌های نفت وجود دارد. لذا بررسی اثرات و پیامدهای نوسان قیمت نفت بر بخش‌های مختلف اقتصاد به ویژه بازار سرمایه که نشان‌گر رشد فعالیت‌های اقتصادی کشور است، دارای اهمیت به‌سزایی می‌باشد. بر این اساس، مقاله حاضر با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به سال‌های 1369 تا 1385 و با هدف اصلی بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر بازده واقعی سهام دراقتصاد ایران انجام گرفت. در این مقاله علاوه بر متغیر نوسان قیمت نفت و بازده واقعی سهام، متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و قیمت نفت نیز برای بررسی انتخاب گردیدند. برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی و شرطی تعمیم یافته استفاده شد. پس از آن با تعیین وقفه بهینه و تعداد روابط بلندمدت، در نهایت الگوی تصحیح خطای برداری (VEC) برآورد گردید. در نهایت یافته‌های تحقیق نشان داد که دو متغیر نوسان قیمت نفت و قیمت نفت به ترتیب در کوتاه‌مدت و بلندمدت بر بازده واقعی سهام اثر مثبت دارند، در حالیکه متغیرهای نرخ ارز و نرخ تورم در بلندمدت اثر منفی بر بازده واقعی سهام از خود نشان می‌دهند.

مقدمه

ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت عضو اوپک است که بخش قابل ملاحظه‌ای از درآمدهای آن، همواره متأثر از میزان صادرات نفت و درآمدهای ارزی و ریالی حاصل از آن است. از طرفی به این دلیل که میزان تولید نفت ایران به صورت سهمیه‌بندی از طرف اوپک تعیین می‌شود، در نتیجه قیمت نفت خارج از اقتصاد ما تعیین شده و دولت ایران اختیار کامل جهت کنترل این متغیر مهم اقتصادی را ندارد. به‌همین ترتیب درآمدهای کشور نیز که تا حدود بسیار زیادی به نفت وابسته می‌باشد، تحت تأثیر عوامل بسیاری دارای بی‌ثباتی قیمت است و به‌همین دلیل درآمد اصلی کشور نیز با نوسان روبه‌رو بوده و وضعیت اقتصاد کشور را ناپایدار می‌نماید. و از آنجا که این نوسانات به عنوان یکی از مهم‌ترین اطلاعات بازار می‌تواند بر بازار سرمایه در کشور ما تأثیرگذار باشد، سرمایه‌گذاران و فعالان

اقتصادی در بازارهای سرمایه‌گذاری به این مسأله شدیدا حساس می‌باشند.

از آنجا که بازار سرمایه در ایران کم و بیش در بورس اوراق بهادار تهران گنجانده می‌شود یکی از مهمترین مواردی است که از بعد سیاستگذاری برای سیاستمداران و جهت‌دهی سرمایه برای سرمایه‌گذاران قابل توجه و در خور اهمیت می‌باشد. بازده واقعی سهام، نشان‌دهنده وضعیت کلی اقتصاد یک کشور است. افزایش این بازده به معنی رونق و بهبودی در اوضاع و احوال اقتصادی و کاهش آن گویای بحران رکود است.

در این مقاله ضمن بررسی رابطه تعادلی میان متغیرهای اصلی مدل یعنی نوسانات قیمت نفت و بازده واقعی سهام، رابطه تعادلی میان سایر متغیرهای توضیحی مدل (نرخ ارز، نرخ تورم و قیمت نفت) با متغیر وابسته (بازده واقعی سهام) را نیز مورد سنجش قرار خواهیم داد.

از یک سو وابستگی بخش اعظم درآمد کشور به صادرات نفت و نقش مالی آن، و از سوی دیگر با تغییراتی که در رویکرد سرمایه‌گذاری سهامداران در طی سال‌های اخیر در بازار بورس تهران به وجود آمده است و با توجه به علمی‌تر شدن روند معاملات، و نیز مطالعات بسیار اندک در کشور در این حوزه، این مقاله با هدف پیشبرد سطح علمی بازار و افزایش آگاهی سهامداران در نحوه معاملاتشان سازماندهی شده است. بنابراین آگاهی از کارایی واقعی بازار بورس تهران با در نظر گرفتن اثرات ناشی از نوسانات قیمت نفت بر بازده واقعی سهام در سال‌های اخیر می‌تواند راه‌های تازه‌ای را روبه‌روی سیاستگذاران و سرمایه‌داران قرار دهد.

این مقاله به دو سؤال زیر در زمینه بازار سرمایه در ایران پاسخ خواهد داد:

1- آیا نوسانات قیمت نفت تأثیر معنی‌داری بر روی بازده واقعی سهام در کشور ایران دارد؟

2- اثر نوسانات قیمت نفت بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران به چه میزان است؟

در راستای سؤالات فوق فرضیه زیر مطرح می‌شود:

1- نوسانات قیمت نفت بر روی بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد.

1. پیشینه تحقیق

با در نظر داشتن این موضوع که تغییرات قیمت نفت به عنوان یکی از معنادارترین شوک‌های عرضه می‌باشد که بعد از جنگ جهانی دوم خسارت بسیار به اقتصاد جهانی وارد نمود، در این مقاله توجه خاصی به قیمت‌های نفت و شوک‌های حاصل از آن شده است. همین‌طور بررسی رفتار شاخص قیمت سهام و بازده واقعی سهام یکی از موضوعاتی است که توجه صاحب‌نظران را در دهه‌های اخیر به‌خود جلب نموده است.

بنابراین در این تحقیق با تقسیم مقالات و مطالعات پیشین داخلی و خارجی در دو بخش اصلی، به تحلیل: 1- مطالعات تئوریکی بر روی تأثیر قیمت‌های نفت و 2- مطالعات تجربی بر روی: قیمت‌های نفت و فعالیت‌های اقتصادی، قیمت‌های نفت و بازار سهام خواهیم پرداخت. از جمله مطالعات تئوریکی انجام شده بر روی تأثیر شوک‌های قیمت نفت می‌توان به تحقیقات صورت گرفته توسط همیلتن، روتمبرگ و وودفرد، فین[1] و... اشاره نمود. بخش دیگری از تحقیقات اثر نوسانات قیمت نفت بر فعالیت‌های اقتصادی را در کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت مورد بررسی قرار داده‌اند. از جمله تحقیقات خارجی در این زمینه می‌توان به مطالعه همیلتن، بربیج و هریسن، هوکر، لی و دیگر همکاران، م.نقی التونی[2] و...، از جمله تحقیقات داخلی در این زمینه می‌توان به مطالعه ناصرعلی یدالله‌زاده‌طبری، حسین رضایی، غلامرضا کنعانی، دکتر داود منظور، مریم کشاورزیان و نازنین نوید اشاره کرد.

از زمان رخداد شوک‌های نفتی بحث‌هایی پیرامون وجود رابطه بین شوک‌های نفتی و متغیرهای کلان اقتصادی درگرفت. بعضی از محققین نظیر همیلتون به این نتیجه رسیدند که نه تنها رابطه مستقیمی بین تحولات متغیرهای اقتصاد کلان و شوک‌های نفتی وجود دارد بلکه شوک‌های نفتی عامل به وجود آمدن رکودهای اقتصادی بوده است. همیلتون در سال 1983 نشان داد که از هشت رکود پس از جنگ دوم در ایالات متحده، هفت رکود ناشی از شوک‌های نفتی بوده است. این دسته از

متفکرین اثرات این شوک‌ها را از 1/5 درصد تا 7 درصد تولید ناخالص داخلی دانسته‌اند. پس از اثبات وجود رابطه بین متغیرهای اقتصادی و شوک‌های نفتی بخشی از تحقیقات به تحولات این رابطه در خلال زمان پرداختند، که آیا در طول زمان این رابطه دستخوش تغییراتی گردیده است؟ در این راستا فردرر در سال 1996 اعلام کرد که صرفا نوسانات قیمت نفت برمیزان مصرف موثر است. لی و دیگر همکاران در سال 1995 به این نتیجه رسیدند که غیرمترقبه بودن افزایش قیمت نفت است که می‌تواند بر اقتصاد موثر باشد. همیلتون در سال 1996 ادعا نمود که صرف افزایش قیمت یا کاهش قیمت نفت اهمیت ندارد، آنچه مهم است این است که آیا این افزایش یا کاهش بیشتر از شوک قبلی است یا نه و آیا می‌تواند اثرات شوک‌های قبلی را خنثی نماید یا نه؟ وی همچنین در مقاله سال 2000 چنین جمع‌بندی کرد که افزایش و نه کاهش قیمت انرژی می‌تواند بر اقتصاد موثر باشد و اگر افزایش قیمت نفت تنها اثرات کاهش قیمت نفت قبلی را تصحیح کند اثر مذکور را نخواهد داشت. م.نقی التونی در سال 2002 به این نتیجه دست یافت که شوکهای قیمت نفت یا درآمدهای نفتی در توضیح واریانس خطای متغیرهای مخارج جاری و عمرانی دولت کشور کویت نقش مهمی را ایفا می‌کنند.

اما تاکنون مطالعات محدودی بر روی روابط میان قیمت نفت و بازار بورس در سطح دنیا انجام شده است، تا آنجایی که مطالعه‌ای که بر روی روابط میان نوسان قیمت نفت و بازار بورس در داخل کشور انجام گرفته باشد، به‌دست نیآمد. از جمله تحقیقات خارجی انجام گرفته در این زمینه می‌توان به مطالعه کلاینگ، جونز و کول، پری سادورسکی، پاپاپترو، مغیره و جانگ ووک پارک [3] اشاره نمود.

کلاینگ در سال 1985 برای دوره 1982-1973 در آمریکا، تأثیر تغییرات قیمت نفت خام بر قیمت‌های آتی بورس را در صنایعی که از نفت به عنوان نهاده تولید استفاده می‌نمودند، پیدا نمود. جونز و کول در سال 1996 به این نتیجه دست یافتند که افزایش قیمت نفت در جنگ جهانی دوم تأثیر بسیار زیان‌آور و معنی‌داری بر بازار بورس آمریکا، کانادا، ژاپن و انگلستان داشت. پری سادورسکی در سال 1999 با استفاده از مدل VAR برای داده‌های ماهانه در دوره (1996:4-1947:1) نشان داد که قیمت‌های نفت و نوسانات آن هر دو نقش مهمی را در بازده واقعی سهام در کشور آمریکا ایفا می‌کنند. پاپاپترو در سال 2001 در مطالعه خود از روش VAR غیر مقید با استفاده از داده‌های ماهانه در طول دوره (1999:6-1989:1) برای کشور یونان روابط پویا میان قیمت نفت، قیمت‌های واقعی بورس، نرخ بهره، فعالیت‌های حقیقی اقتصاد و اشتغال را مورد بررسی قرار داد و در نهایت به این نتیجه دست یافت که شوک قیمت نفت تأثیر منفی فوری بر بازار سهام دارد. مغیره در سال 2004، متناقض با مطالعات تجربی پیشین در کشورهای پیشرفته برای داده‌های دوره (2004:4-1998:1)، روابط پویا میان شوک‌های قیمت نفت و بازده بازار سهام را مورد مطالعه قرار داد و به این نتیجه دست یافت، که بازارهای بورس در اقتصادهای تازه آشکار شده در انتقال اطلاعات جدید از بازار نفت به بازار بورس ناکارا هستند و بازده بازار سهام در این کشورها سیگنال مشخص و عقلایی را از قیمت نفت خام دریافت نمی‌کند. جانگ ووک پارک در سال 2007 برای سیزده کشور اروپایی و آمریکا با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره 1986 تا 2005، رابطه میان قیمت‌های نفت و نوسانات آن بر بازار سرمایه را مورد بررسی قرار داد و به این نتیجه دست یافت که در بیشتر کشورهای واردکننده نفت، شوک‌های قیمت نفت اثر منفی معنی‌داری بر بازار بورس از خود نشان می‌دهند، در حالیکه در میان کشورهای صادرکننده نفت تنها نروژ پاسخ معنی‌دار مثبتی از بازده واقعی سهام بر شوک‌های قیمت نفت را نشان می‌داد. مطالعه‌ای که بر روی روابط میان نوسان قیمت نفت و بازار بورس در داخل کشور انجام گرفته باشد، به‌دست نیآمد.

2. مبانی نظری

از زمان آغاز تولید نفت در ایران (سال 1921) تاکنون درآمد ارزی حاصل از صادرات نفتی، سهم عمده‌ای از درآمدهای ارزی کشور را تشکیل داده و به تدریج نیز بر شدت وابستگی کشور به این درآمدها اضافه شده است. از آنجایی که بخش قابل ملاحظه‌ای از صادرات کشور نفتی است، با تغییر قیمت نفت در

بازارهای جهانی حجم ارزی صادرات کشور افزایش می‌یابد و درآمدهای ارزی کشور را افزایش می‌دهد. با افزایش درآمدهای ارزی تحرک قابل ملاحظه‌ای در فعالیت‌های اقتصادی پدید می‌آید و با ورود ماشین‌آلات جدید و مواد اولیه، شرکت‌های تولیدی و بازرگانی فعالیت گسترده‌تری پیدا می‌کنند. طبیعی است که با بسط فعالیت شرکت‌ها حاشیه سود آن‌ها بالاتر می‌رود و امکان سرمایه‌گذاری بیشتر و همین‌طور توسعه بیشتر برای آن‌ها به وجود می‌آید. این عوامل ارزش سهام شرکت‌ها را در بازار بورس بالا می‌برد. از طرفی افزایش صادرات کشور به معنی فروش بیشتر شرکت‌های تولیدی است و فروش شرکت‌های تولیدی در سطح جهانی به معنی بالا رفتن قدرت رقابت آن‌ها است. بنابراین در صورتی که کل صادرات کشور از طریق افزایش صادرات شرکت‌های بورسی افزایش یابد، پایداری سهام این شرکت‌ها در بلندمدت قابل پیش‌بینی است و لذا موجب تقویت سهام این شرکت‌ها می‌شود. علاوه بر این در صورت افزایش قیمت نفت از قیمت مورد پیش‌بینی، ارز حاصل از درآمد نفت، به‌حساب ذخیره ارزی واریز می‌شود، و در صورت عدم تقاضای کافی برای ارز در قیمت مورد هدف، بانک مرکزی مجبور به خرید ارز شده و آن را تبدیل به منابع ریالی برای بودجه می‌نماید. این سیاست باعث افزایش خالص دارایی خارجی بانک مرکزی و افزایش پایه پولی کشور می‌گردد. افزایش پایه پولی، سبب افزایش حجم پول در کشور، بالا رفتن حجم نقدینگی و در نهایت افزایش شاخص عمومی قیمت‌ها می‌شود. در صورتیکه تورم در حد متعادلی باشد حاشیه سود شرکت‌ها را بالا می‌برد، که منجر به افزایش ارزش سهام این شرکت‌ها در بورس می‌شود.

همین‌طور در صورت کاهش قیمت نفت نیز، چون دولت از هزینه‌های خود نمی‌کاهد، کسری بودجه ایجاد شده و دولت به ناچار بخشی از آن را از بانک مرکزی استقراض می‌کند. بنابراین خالص بدهی دولت به بانک مرکزی افزایش یافته و این به نوبه خود سبب تقویت پایه پولی می‌شود. بنابراین در شرایط کاهش درآمدهای ارزی حاصله از کاهش صدور نفت خام، صادرات کالاهای غیرنفتی مطلوبیت و سودآوری بیشتری پیدا می‌کند. بنابراین وقتی که قیمت نفت پائین می‌آید حرکت به سمت خرید سهام کالاهایی که دارای جهت‌دهی و پتانسیل صادراتی هستند دارای توجیه قوی اقتصادی است و برعکس وقتی که درآمدهای ارزی کشور بهبود می‌یابد سود فعالیت‌های صادراتی این شرکت‌ها کاهش می‌یابد و لذا سهام این شرکت‌ها نیز مطلوبیت خود را از دست می‌دهند. یعنی هم در حالت افزایش قیمت نفت و هم در شرایط کاهش آن، سیاست مالی دولت ممکن است باعث شود تا حجم پول افزایش یابد. در هنگام افزایش حجم نقدینگی، به سبب کاهش قدرت خرید پول، به‌طور بالقوه این انگیزه در میان سرمایه‌گذاران مالی ایجاد می‌شود که در سبد دارایی‌های خود بازنگری نموده تا ارزش دارایی خود را حفظ کنند. با افزایش حجم نقدینگی در دست سرمایه‌گذاران مالی، و به‌دنبال آن افزایش تورم، تمایل آنان به نگهداری پول نقد کمتر شده و بنابراین سرمایه‌های بیشتری به سمت بازارهای دارایی حرکت داده می‌شوند. در افق کوتاه‌مدت، بازارهای دارایی از جمله بازار سهام و ارز، بازارهایی هستند که به سرعت توانایی تبدیل پول نقد سرمایه‌گذاران مالی را به اوراق با بازده (اوراق بهادار) دارند و بدین ترتیب از حساسیت و تاثیرپذیری بالاتری برخوردارند. بنابراین دور از ذهن نیست که تکانه‌های نفتی، به واسطه انتقال سرمایه‌های اشخاص در کوتاه‌مدت، تاثیرات مشخصی بر بازار سهام داشته باشند.

بنابراین در این قسمت با استفاده از روش تجزیه و تحلیل شرط بندی بدون سود و اثبات تئوری برابری واریانس تغییرات قیمت با نرخ جریان اطلاعات از نظر تئوریک ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و بازده واقعی سهام را مشخص می‌نمائیم.

1 - 2. ارتباط بین نوسانات قیمت نفت و بازده واقعی سهام

1-1-2. تجزیه و تحلیل شرط‌بندی بدون سود [4]

در این قسمت ما با استفاده از روش بدون سود به بررسی مسایل مربوط به زمان‌بندی می‌پردازیم. این روش در مطالعات راس [5]، کاکس و راس [6] بسط داده شده و در مطالعات راس [7]، هریسن و کرپ [8]، هریسن و پلیسکا [9]، چمبرلین و راتچیلد[10]، کاکس، اینگرسل و راس[11]، دیبویگ، اینگرسل و راس[12] و هانسن و ریچارد [13] نیز گسترش یافته است.

در یک اقتصاد بدون سود معیار شرطبندی وعملگر مربوط به آن، E^*، به صورت زیر است:

$$p = E^*(e^{-rt} p_t / I_0) \qquad (1)$$

که متغیرهای بدون زیرنویس جاری هستند، اندیس‌ها زمان را نشان می‌دهند، I نشان دهنده مجموعه اطلاعات، p قیمت یک دارایی و r نرخ بهره است. معادله (1) نشان دهنده معادله ارزش‌گذاری یک دارایی بدون جریان نقدی در زمان [0,t] است. فرض می‌کنیم نرخ بهره ثابت است. این فرض به راحتی قابل تعمیم است اما ما به دلیل سهولت در نشانه‌گذاری آن را حفظ می‌کنیم. با دیفرانسیل‌گیری معادله (1) نشان می‌دهد که دارایی‌ها در زمان تبدیل با معیارهای شرطبندی به صورت ریسک خنثی قیمت‌گذاری می‌شود.

$$E^*(\frac{dp}{p}) = rdt$$

به طور کلی می‌توان رابطه (1) را به صورت زیر نوشت:

$$p = E(q_t p_t / I_0) \qquad (2)$$

که در آن q استاندارد قیمت‌گذاری است و امید ریاضی با توجه به احتمالات واقعی لحاظ می‌شوند. (معیار شرطبندی که در محاسبه E^* به کار گرفته شده کاملا پیوسته بوده، به همین علت معیار مورد استفاده در امید ریاضی عادی را در نظر می‌گیریم.)

استاندارد قیمت‌گذاری، q، به عنوان قیمت هر واحد احتمال تفسیر می‌شود[14].

قضیه (1):

انحراف q به وسیله رابطه زیر مشخص می‌شود:

$$m_q = -r \qquad (3)$$

اثبات:

$$E(u_t) = 1$$

اشاره به این دارد که:

$$E(du_t) = 0$$

یا از آنجایی که:

$$\frac{du}{u} = (r + m_q)dt + s_q dz_q$$

ما خواهیم داشت:

$$E(\frac{du}{u}) = (r + m_q)dt = 0 \qquad \text{Q.E.D}$$

تئوری (1): بازده انتظاری، معادله خطی تعمیم یافته بازار دارای اطمینان را برقرار می‌کند:

$$M_q - r = -cov(p,q) \qquad (4)$$

اثبات: طبق اثبات تا مرحله Q.E.D.

2-1-2. اطلاعات و نوسان قیمت

با استفاده از روش تجزیه و تحلیل شرط بندی بدون سود [15] می‌توان به بررسی ارتباط بین قیمت‌گذاری و جریان اطلاعات پرداخت. فرض می‌کنیم که اطلاعات طبق فرآیند زیر تشکیل می‌شود:

$$\frac{ds}{s} = m_s dt + s_s dz_s \qquad (5)$$

که در آن ارزش s در زمان آینده T به صورت s_T پیش‌بینی می‌شود. اگر s از فرآیند لگاریتم طبیعی تبعیت کند، خواهیم داشت:

$$E(s_T / s) = se^{m_s(T-t)} \qquad (6)$$

که در اینجا s یک آماره کافی برای پیش‌بینی s_T است. از آنجایی که انحراف s ثابت و بنابراین کاملا قابل پیش‌بینی است بر میزان عدم اطمینان اثر نمی‌گذارد و لذا می‌توان $m_s = 0$ را در نظر گرفت. از این ساده‌سازی از این پس استفاده خواهیم کرد.

با توجه به روابط اصلی قیمت‌گذاری ذکر شده در معادله (2) می‌دانیم:

(8)

$$p = E(q_T p_T / I_0) = E(q_T s_T / I_0) = E(q_T s_T / q, s)$$

که فرض می‌شود (q,s)برای تعیین حرکت $q_T s_T$ در آینده (مسیر احتمال) کافی است. برای سهولت فرض می‌کنیم که هر دو به صورت لگاریتم طبیعی هستند.

برای محاسبه ارزش حال، p، اگر $u = qs$ باشد بنابراین:

$$\frac{du}{u} = \frac{dq}{q} + \frac{ds}{s} + (\frac{dq}{q})(\frac{ds}{s}) = [m_s - r + \text{cov}(q,s)]dt + s_q dz_q + s_s dz_s$$

در نتیجه خواهیم داشت:

(8)

$$p = E(u_T / q, s) = se^{(m_s - r + \mathrm{cov}(q,s))(T-t)}$$

با استفاده از تئوری (1) یا دیفرانسیل‌گیری از ارزش، رابطه زیر را بدست آوردیم:

$$m_p = r - \mathrm{cov}(p, q)$$

با توجه به مطالب فوق، نتیجه مطلوب درباره ارتباط بین اطلاعات و نوسانات قیمت به صورت تئوری (2) حاصل می‌شود: [16]

تئوری (2): واریانس تغییرات قیمت با نرخ جریان اطلاعات برابر است.

$$s_p^2 = s_s^2 \qquad (9)$$

در این مدل پارامتری بسیار محدود نشان داده شد که واریانس قیمت برابر است با واریانس جریان اطلاعات. علاوه بر این باید توجه داشت این مسأله پیامد فقدان انگیزه سود می‌باشد. به بیان دیگر تئوری (2) نشان می‌دهد که اگر نوسانات قیمت با نرخ جریان ورودی اطلاعات برابر نباشد احتمال سودگروی [17] وجود دارد.

نکته جالب در مورد این قضیه استقلال آن از استاندارد قیمت‌گذاری، q می‌باشد. (ما فرض می‌کنیم که cov(q,s) تصادفی نیست، یعنی رابطه s و سایر دارایی‌ها ثابت است.)

تئوری (2) مستقیما بر پایه نتایج مطالعه فرنچ و رول و فرضیه بازار کارا استوار است. از آنجایی که نوسانات قیمت برابر است با نوسانات اطلاعات، اگر نوسان قیمت‌ها هنگام باز بودن داد و ستد در بازارها شدید باشد، اطلاعات بیشتری باید هنگام باز بودن بازارها نسبت به زمان بسته بودن آن‌ها منتشر شود، اگر چنین اتفاقی حاصل نشود آربیتراژ وجود دارد. بنابراین با توجه به مطالب فوق می‌توان گفت در بازارهای بدون سودگروی (آربیتراژ)، نوسان تغییرات قیمت (سهام) به‌طور مستقیم با نرخ جریان اطلاعات در بازارهای مالی رابطه دارد [4].

بر اساس مطالعات محققان بسیاری چون لی و همکاران [2] و فردرر [18] شوک‌های ناشی از نوسانات قیمت نفت می‌تواند نقش مهمی را در فعالیت‌های اقتصادی ایفا کند. و در ادبیات مالی نیز همان‌طور که در بالا اثبات شد، نوسان تغییرات قیمت (سهام) معیار دقیقی از نرخ جریان اطلاعات در بازارهای مالی است.

در کل هر نوسان قیمت برای اقتصاد همراه با اثرات منفی خواهد بود همچنین نوسان قیمت نفت قویا با افزایش قیمت حقیقی نفت در ارتباط است. بنابراین افزایش قیمت نفت در مقایسه با تغییرات منفی قیمت حقیقی نفت اثر قابل ملاحظه‌تری بر واریانس قیمت نفت دارد [18].

از آنجا که نوسانات قیمت نفت به عنوان یکی از مهم‌ترین اجزای بسته اطلاعاتی بازار محسوب شده و نرخ جریان اطلاعات در بازارهای مالی با نوسان تغییرات قیمت سهام در کوتاه‌مدت رابطه مستقیم دارد، در نتیجه نوسانات قیمت نفت بر بازده واقعی سهام اثرگذار خواهند بود [19].

3. روش تحقیق

3-1. آمار و اطلاعات مورد استفاده

در این مطالعه، داده‌های مربوط به قیمت نفت سبک ایران با واحد هر بشکه به دلار آمریکا از سایت سازمان اوپک و آمار مربوط به متغیر نرخ ارز نیز از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. از آنجا که اثرات برخی تکانه‌های نفتی تنها در فاصله زمانی کوتاه‌تر از یک‌سال ظاهر می‌شود داده‌های مورد استفاده در این مقاله به صورت فصلی است، لذا اگر از داده‌های سالانه استفاده شود چنین اثراتی در مدل نادیده گرفته خواهد شد. دوره زمانی مورد مطالعه برای تخمین مدل‌ها از فصل اول سال 1369 تا فصل چهارم سال 1385 می‌باشد. با توجه به اینکه آمار مربوط به نرخ تورم به صورت فصلی مستقیماً در دسترس نبود، این متغیر از محاسبه درصد تغییرات شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی فصلی از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران بدست آمده است. به همین شکل آمار مربوط به بازده واقعی سهام در پایان دوره از تفاضل نرخ تورم از درصد تغییرات شاخص قیمت سهام در پایان دوره فصلی از انتشارات سازمان بورس اوراق بهادار تهران به‌دست آمده و با انتشارات بانک مرکزی جمهوری

اسلامی ایران در بخش نماگرها نیز مطابقت داده شده است.

از آنجا که داده‌های مورد استفاده در این مقاله از نوع سری‌های زمانی می‌باشند، ضروری است تا از نرم‌افزارهای اقتصادسنجی که به این منظور خاص تهیه شده‌اند استفاده گردد. با توجه به نرم‌افزارهای موجود، نرم‌افزار ای‌ویوز [20] انتخاب شده است. مزیت خاص این نرم‌افزار در سهولت استفاده و همچنین دقت و امکانات فراوان در تحلیل‌های سری زمانی و خصوصا الگوی خودتوضیح برداری[21] و تصحیح خطای برداری[22] می‌باشد.

2 - 3. معرفی مدل و فرآیند برآورد

در این مقاله علاوه بر متغیر نوسان قیمت نفت، از متغیرهای مهم و کلان اقتصادی چون قیمت نفت، نرخ ارز و نرخ تورم نیز استفاده شده است. برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت، از روش خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی استفاده شده و این متغیر به عنوان متغیر مستقل اصلی وارد مدل شده است.

تابع رگرسیونی مربوط به بازده واقعی سهام شامل متغیر بازده واقعی سهام در پایان دوره به عنوان متغیر وابسته و متغیرهای نوسان قیمت نفت، قیمت نفت(قیمت نفت سبک ایران)، نرخ ارز(نرخ برابری دلار آمریکا با ریال در بازار غیر رسمی) و نرخ تورم(محاسبه شده از شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی) به عنوان متغیرهای توضیحی می‌باشد و مدل اعمال شده در این مقاله به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$Log(RSR) = C_1 + a_1 Log(OPLFV) + b_1 Log(OPL) + g_1 Log(EXR) + q_1 Log(INFR)$$

نام مدل	متغیر وابسته	متغیرهای توضیحی
مدل بازده واقعی سهام	بازده واقعی سهام RSR	نرخ تورم INFR
		نوسان قیمت نفت OPLFV
		قیمت نفت OPL
		نرخ ارز EXR

در این مقاله ابتدا به بررسی ایستایی متغیرها پرداخته شد و با انجام آزمون ریشه واحد [23] برای تمامی متغیرها به این نتیجه رسیدیم که تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها ایستا است. یا به عبارتی تمامی متغیرهای مدل انباشته از مرتبه یک یا I(1) هستند. سپس متغیر قیمت نفت با استفاده از مدل‌های ARIMA برآورد شد و نهایتا بهترین مدل از طریق مدل‌های ARCH و GARCH برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت بدست آمد. پس از آن با به کارگیری مدل‌های VAR، وقفه بهینه در مدل تعیین شد. در ادامه از طریق آزمون جوهانسن به بررسی وجود رابطه بلندمدت هم‌انباشته بین متغیرها پرداخته شد تا در صورت وجود رابطه تعادلی بلندمدت هم‌انباشته از الگوی تصحیح خطا برداری (VEC) استفاده و در نهایت به تفسیر نتایج آن پرداخته شود.

4. نتایج و بحث

1 - 4. نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

این آزمون برای متغیرهای بازده واقعی سهام[24]، نرخ ارز، نرخ تورم، قیمت نفت و نوسانات قیمت نفت به قیمت ثابت سال 1376 انجام گرفته است. برای بررسی ایستایی متغیرها در این مقاله از آزمون دیکی‌فولر تعمیم یافته که یکی از معتبرترین آزمون‌های ایستایی است استفاده شده است [25]، که با مقایسه آماره دیکی-فولر و مقادیر بحرانی مکینون [26] به بررسی ایستایی متغیرها پرداختیم. به علاوه، وجود سه حالت وجود عرض از مبدأ، روند و یا هیچیک از این دو از طریق کوچک‌ترین معیار آکائیک یا شوارتز در متغیرهای الگو طی دوره مطالعه نیز مورد بررسی قرار گرفته است. این نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح ناایستا هستند. از این رو در مرحله بعد «تفاضل مرتبه اول» آن‌ها مورد آزمون قرار گرفته است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که تفاضل مرتبه اول تمامی متغیرها در سطح 99 درصد ایستا است. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تمامی متغیرهای مدل انباشته از مرتبه یک یا I(1) هستند.

جدول 1- نتایج آزمون ایستایی متغیرهای مدل

انجام آزمون در سطح متغیر				
متغیر	شرح	مقدارمحاسباتی آماره‌دیکی‌فولر	مقداربحرانی آماره‌دیکی‌فولر	سطح احتمال
RSR	بازده واقعی سهام	-1/63	-4/10	%1
			-3/48	%5
			-3/17	%10
INFR	نرخ تورم	-3/20	-4/11	%1
			-3/48	%5
			-3/17	%10
EXR	نرخ ارز	-0/81	-3/53	%1
			-2/90	%5
			-2/59	%10
OPL	قیمت نفت	1/11	-2/60	%1
			-1/94	%5
			-1/61	%10
OPLFV	نوسانات قیمت نفت	*8/97	**-2/60	%1
			**-1/95	%5
			**-1/61	%10
انجام آزمون در تفاضل مرتبه اول متغیر				
DRSR	تفاضل مرتبه اول بازده واقعی سهام	-7/87	-4/10	%1
DINFR	تفاضل مرتبه اول نرخ تورم	-11/35	-4/11	%1
DEXR	تفاضل مرتبه اول نرخ ارز	-7/10	-3/53	%1
DOPL	تفاضل مرتبه اول قیمت نفت	-7/54	-2/60	%1
DOPLFV	تفاضل مرتبه اول نوسانات قیمت نفت	*-3/54	**-2/60	%1

* مقدار محاسباتی آماره فیلیپس و پرون (PP)

** مقدار بحرانی آماره فیلیپس و پرون (PP)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

2 - 4. نتایج مدل ARIMA در شبیه‌سازی

تفاضل مرتبه اول قیمت نفت

برای اندازه‌گیری متغیر نوسان قیمت نفت از طریق مدل ARIMA ابتدا باید تشخیص دهیم مدل AR است یا MA و یا ARMA. چون متغیر قیمت نفت در سطح مانا نبود و با تفاضل مرتبه اول مانا شد، نمودار همبستگی نگار [27] این متغیر را در تفاضل مرتبه اول بررسی کردیم که بر اساس آن می‌توان اظهار نمود که تفاضل مرتبه اول متغیر از ترکیبی از فرآیندهای AR و MA در وقفه‌های 4 و 5 برای MA و 3 و 4 و 5 برای AR تبعیت می‌کند. لازم به ذکر است که اعمال هر ترکیبی از AR و MA مجاز خواهد بود و ما به دنبال ترکیبی هستیم که حداقل معیارهای آکائیک و شوارتز [28] را داشته باشد. پس از بررسی حالت‌های مختلف، مدلی براساس فرآیند ARIMA[5,1,5] برآورد گردید. در این مرحله به دنبال ترکیبی از مدل‌های ARCH با وقفه‌های مختلف ARIMA هستیم که حداقل مقدار را برای معیارهای AIC و SC داشته باشد. پس از برآورد مدل ARIMA و مشاهده اثر ARCH از طریق آزمون ARCH LM test، با استفاده از مدل خودرگرسیونی واریانس ناهمسان شرطی و

خودرگرسیونی واریانس ناهمسانی شرطی تعمیم یافته، متغیر نوسان قیمت نفت را اندازه‌گیری نمودیم که در نهایت بهترین مدل با GARCH(1,1) به دست آمد. در صورتی که حداقل دو تا از سری‌های الگو انباشته از مرتبه یک باشند لازم است تا در مرحله بعد، وجود رابطه همگرایی بین آن‌ها آزمون شود تا در صورت وجود این رابطه، الگوی تصحیح خطا برداری برآورد گردد. با توجه به اینکه تعداد متغیرهایی که در رابطه بلندمدت لحاظ می‌شوند بیش از دو متغیراست، از روش جوهانسن که نسبت به روش انگل‌گرنجر در این حالت مناسب‌تر می‌باشد استفاده شده است.

3 - 4. نتایج تعیین طول وقفه مناسب در مدل

برای تعیین تعداد روابط بلندمدت با استفاده از روش جوهانسن لازم است تا ابتدا الگوی خودتوضیح برداری(VAR) متناسب با بردار متغیرها برآورد شود تا با آزمون ریشه‌های مشخصه ماتریس ضرایب حاصل تعداد روابط بلندمدت بین متغیرها تعیین شود. اولین مرحله در برآورد الگوی VAR تعیین وقفه بهینه در الگو است. به این منظور ابتدا لازم است تا یک حداکثر وقفه، برای آزمون مشخص شود. از آنجا که حجم نمونه نسبتاً کوچک است و تعداد وقفه بیش از سه، درجه آزادی را بشدت کاهش می‌دهد، حداکثر دو وقفه برای آزمون تعیین شده است. این کار با استفاده از معیارهای آکائیک(AIC)، شوارتز بیزین(SBC)، حنان کوئین(HQC) و آزمون نسبت راستنمائی(LR) صورت گرفته است. نتایج مطالعهٔ ایوانو و کیلیان (2005) نشان داد که برای الگوهایی با حجم نمونهٔ کمتر از 120، مناسب‌ترین معیار SBC است. در شرایطی که هدف برآورد الگوی VECM باشد، معیار SBC برای هر حجم نمونه، بهترین ملاک برای انتخاب وقفهٔ الگو می‌باشد. فیلیپ و پلوبرگر (1994) نیز بر اساس مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که معیار شوارتز عموماً بهتر از معیار آکائیک در انتخاب وقفه است. یکی از عوارض انتخاب نامناسب وقفه در الگو، ایجاد خودهمبستگی در جملات باقیمانده است. علاوه بر این شرایط نرمال بودن جملات باقیمانده الگو نیز تحت تأثیر همین انتخاب است. آزمون عدم خودهمبستگی و نرمالیتی به ترتیب بر اساس آزمون LM وJB صورت گرفت که نتایج آن تأییدکننده انتخاب وقفه مناسب برای الگو بود. آزمون ثبات الگوی برآورد شده نیز صورت گرفت که نتایج آن نیز حاکی از ثبات سیستم برآورد شده است.

جدول 2- نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی VAR

تعداد وقفه	LR	SBC	AIC	HQC
0	-	1/23	0/85	0/97
1	*180/05	*-4/46	-5/58	*-5/22
2	21/53	-3/72	*-5/59	-4/99
3	14/12	-2/79	-5/41	-4/57

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین با توجه به نتایج آزمون تعیین وقفه بهینه الگوی VAR و بر اساس معیار شوارتز یک وقفه، به عنوان وقفه مناسب برای این الگو انتخاب و در ادامه به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها و مدل VECM پرداخته شد.

4 - 4. نتایج آزمون هم‌انباشتگی مدل

برای آزمون این مسئله طبق روش جوهانسن [29] آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه باید مورد بررسی قرار گیرد که چنانچه این آماره در سطوح معنی‌داری مورد نظر بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر اینکه هیچ رابطه بلندمدتی میان متغیرها برقرار نیست را می‌توان رد کرد و متعاقب آن، فرضیه‌هایی دال بر وجود حداکثر یک رابطه بلندمدت و حداکثر دو رابطه بلندمدت قابل بررسی خواهند بود. در این تحقیق آزمون همگرایی در شرایط حالت سوم انجام شده است یعنی زمانی رخ می‌دهد که در الگوی کوتاه مدت روند وجود ندارد ولی عرض از مبدا وجود دارد. مطابق با نتایج این آزمون در جدول(3)، هر دو آماره اثر و حداکثر مقدار ویژه وجود یک رابطه بلندمدت را در سطح 95 درصد اطمینان بین متغیرهای الگو تأیید می‌کنند.

جدول 3- نتایج آزمون تعیین مرتبه همگرایی در مدل

فرض H_0	فرض H_1	مقدارویژه	آماره اثر(trace)	مقدار بحرانی (سطح 0/05)
R=0	R>0	0/79	80/38	47/86
R=1	R>1	0/37	27/10	29/80
R=2	R>2	0/28	12/69	15/49
R=3	R>3	0/05	1/70	3/84
فرض H_0	**فرض H_1**	**مقدارویژه**	**آماره‌حد اکثرمقدارویژه (Max-Eigen)**	**مقدار بحرانی (سطح 0/05)**
R=0	R>0	0/79	52/38	27/58
R=1	R>1	0/37	15/31	21/13
R=2	R>2	0/28	10/99	14/26
R=3	R>3	0/05	1/70	3/84

مأخذ:یافته‌های تحقیق

مبنای انتخاب الگو در مقاله، بیان می‌کند که در صورت وجود رابطه بلندمدت لازم است تا الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شود. بنابراین با توجه به نتایج آزمون جوهانسن که وجود حداقل یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل را تأیید کرد، لازم بود تا این رابطه تحت الگوی تصحیح خطا برداری برآورد شود.

5 - 4. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا برداری

برای برآورد الگوی تصحیح خطا برداری، اولین مرحله تعیین وقفه مناسب برای تفاضل متغیرها در الگو است. اما از آنجا که تعداد وقفه‌های الگوی VECM در تفاضل متغیرها با تعداد وقفه‌های سطح متغیرها در الگوی VAR مرتبط است، با آگاهی از تعداد وقفه در این الگو، تعداد وقفه تفاضل متغیرها نیز در الگوی VECM شناسایی می‌شود. از آنجا که وقفه بهینه الگوی VAR یک انتخاب شد، بنابراین، وقفه تفاضل متغیرها در الگوی VECM صفر خواهد بود. در واقع الگوی تصحیح خطای برداری مربوط به بازده واقعی سهام با وجود یک رابطه بلندمدت، وقفه صفر در تفاضل متغیرها و با در نظر گرفتن عرض از مبدأ در رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت برآورد شد. مسئله‌ای که در برآورد روابط بلندمدت باید در نظر گرفته شود، شناسایی این روابط است. رابطه بلندمدت بین چند متغیر، یک ترکیب خطی بین آنهاست که منحصر به فرد نمی باشد. بنابراین نیاز به شناسایی این روابط می‌باشد. در نرم‌افزار ای‌ویوز [20] رابطه بلندمدت برآورد شده به طور خودکار بر اساس یکی از متغیرها نرمال شده تا در نهایت رابطه‌ای منحصر به فرد حاصل شود. در اینجا رابطه بلندمدت موجود بر اساس متغیر لگاریتم بازده واقعی سهام (RSR) نرمال شده است. در روابط بلندمدت بدست آمده از الگوی تصحیح خطا برداری اثرات خالص هر یک از متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته بصورت مجزا مورد بررسی قرار می‌گیرد یا به عبارتی رابطه هم‌خطی میان متغیرها در روابط بلندمدت در صورت وجود، توسط مدل برآورد شده خنثی می‌شود.

نتایج بر طبق جدول (4) نشان می‌دهد که در بلندمدت نرخ ارز رابطه منفی با بازده واقعی سهام داشته و با افزایش یک واحد در نرخ ارز، مقدار بازده واقعی سهام 1/43 کاهش پیدا می‌کند. ضریب نرخ تورم نیز منفی و برابر 0/81 است. علامت این ضریب نشان دهنده رابطه منفی نرخ تورم و بازده واقعی سهام در بلندمدت می‌باشد. قیمت نفت اثر مثبت بر بازده واقعی سهام دارد. ضریب تصحیح خطا در این الگو برابر0/34- است. علامت این ضریب تأییدکننده وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو می‌باشد. همچنین مقدار آن نشان می‌دهد که 0/34 عدم تعادل از رابطه بلندمدت در یک دوره تعدیل می‌شود و متغیر نوسان قیمت نفت نیز رابطه مثبتی را با بازده واقعی سهام در کوتاه‌مدت با ضریب 0/26 نشان می‌دهد. که با توجه به رابطه مستقیم نرخ اطلاعات بازار و نوسانات تغییر قیمت سهام در کوتاه‌مدت این رابطه توجیه می‌شود [4].

جدول 4- نتایج برآورد الگوی VECM برای مدل بازده واقعی سهام

متغیر	شرح	ضریب	آماره t
LOG(EXR(-1))	وقفه لگاریتم نرخ ارز	* -1/43	2/69
LOG(INFR(-1))	وقفه لگاریتم نرخ تورم	* -0/81	5/00
LOG(OPL(-1))	وقفه لگاریتم قیمت نفت	*1/80	-3/73
ECT	ضریب تعدیل	* -0/34	-2/62
LOG(OPLFV)	متغیر لگاریتم نوسانات قیمت نفت (کوتاه‌مدت)	*0/26	2/36
CONST	عرض از مبدا (کوتاه‌مدت)	-0/38	-1/74

*: ضرایب معنی‌دار در سطح95% اطمینان

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین مدل نهایی در این مقاله به صورت زیر ارائه می‌شود:

$$D(Log(RSR)) = -\underset{(0.13084)}{0.343581} * [Log(RSR(-1)) \quad [-2.62593]$$
$$+ \underset{(0.53152)}{1.430569} * Log(EXR(-1)) + \underset{(0.16266)}{0.813834} * Log(INFR(-1)) \quad [2.69147] \quad [5.00323]$$
$$- \underset{(0.48366)}{1.802315} * Log(OPL(-1)) - 9.561301] - 0.379794 \quad [-3.72638]$$
$$+ \underset{(0.11040)}{0.260557} * Log(OPLFV) \quad [2.36020]$$

جمع‌بندی و ملاحظات

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر نوسانات قیمت نفت بر بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران است. در راستای هدف تحقیق، فرضیه تحقیق بیانگر این است که نوسانات قیمت نفت بر روی بازده واقعی سهام در اقتصاد ایران تأثیر مثبت و معنی‌داری دارد. مدل این تحقیق بر اساس الگوی تصحیح خطای برداری (VEC) و با استفاده از نرم افزار ای‌ویوز [20] برآورد گردیده است. در این مقاله همچنین رابطه میان متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و قیمت نفت با بازده واقعی سهام در مدل تصحیح خطا برداری (VEC) مورد بررسی قرار گرفت. دوره زمانی این مطالعه به صورت فصلی از سال 1369 تا 1385 است.

در نهایت با نتایج آماری صحیح و معنادار به‌دست آمده از الگوی تصحیح خطا برداری که مطابق با مبانی نظری موجود می‌باشد، به تفسیر نتایج این مدل پرداخته شد که به شرح زیر است:

1- متغیر نوسان قیمت نفت رابطه مثبتی را با بازده واقعی سهام در کوتاه‌مدت با ضریب 0/26 نشان می‌دهد. یعنی چنانچه نوسان قیمت نفت یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه 0/26 درصد افزایش می‌یابد و بالعکس.

2- نتایج مربوط به قیمت نفت نشان می‌دهد که این متغیر در بلندمدت اثر مثبت بر بازده واقعی سهام دارد و آن را با ضریب 1/80 تحت تاثیر قرار می‌دهد. بدین مفهوم که اگر قیمت نفت یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به میزان 1/80 درصد افزایش می‌یابد.

3- متغیر نرخ ارز در بلندمدت رابطه منفی با بازده واقعی سهام نشان داده و آن را با ضریب 1/43 تحت تاثیر قرار می‌دهد. بدین معنی که اگر نرخ ارز یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه 1/43 درصد کاهش می‌یابد.

4- نتایج مربوط به نرخ تورم نیز نشان می‌دهد که این متغیر در بلندمدت اثر منفی بر بازده واقعی سهام دارد و آن را با ضریب 0/81 تحت تاثیر قرار می‌دهد. بدین مفهوم که اگر نرخ تورم یک درصد افزایش یابد، بازده واقعی سهام به اندازه 0/81 درصد کاهش می‌یابد.

برای جلوگیری از عدم تعادل‌های کلان اقتصادی ناشی از تغییرات مداوم نرخ ارز، نرخ تورم و نوسان قیمت نفت و تاثیر آن بر بازده واقعی سهام موارد زیر پیشنهاد می‌شود:

الف- با توجه به اینکه افزایش مداوم نرخ تورم و نرخ ارز و کاهش قیمت نفت منجر به کاهش بازده واقعی سهام می‌گردد که این امر ممکن است سبب کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در اقتصاد کشور شود، بایستی برای تضمین حداقل عایدی سهامداران راهکارهایی از جمله کوپن سهام، سهام با تضمین سودآوری، بیمه نمودن سرمایه‌گذاری، امکان خرید و فروش ریسک، ابداع روش‌های نوین بازارگردانی، حمایت سازمان بورس از سرمایه‌گذاران به طرق مختلف و... مورد بررسی و اجرا قرار گیرند.

ب- در توصیه به سرمایه‌گذاران، سهامداران می‌بایست به روابط میان نرخ تورم، نرخ ارز، نوسان قیمت نفت و دیگر شاخص‌های اقتصادی که جزئی از جریان اطلاعات بازار هستند، با بازده واقعی سهام در بازار بورس توجه داشته باشند و تنها شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری سهام یا انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

پی‌نوشت

1. Hamilton, J. D. 1988, Rotemberg, J. J., and M. Woodford, 1996, Finn, M.G. 2000.
2. Hamilton, J. D. 1983,1996, Burbidge, J., and A. Harrison, 1984, Hooker, M.A. 1996, Lee, K. S. Ni, and R. A. Ratti 1995, Nagy Eltony, M. 2002.

3. Kling, J. L. 1985, Jones, C. M., and G. Kaul, 1996, Sadorsky, P. 1999, Papapetrou, E. 2001, Maghyereh, A. 2004, Park, J. W. 2007.
4. Ross, S. 1989.
5. Ross, S. A. 1976.
6. J. C. Cox and S. A. Ross, 1976.
7. S. A. Ross, 1978.
8. J. M. Harrison and D. M. Kreps, 1979.
9. J. M. Harrison and S. R. Pliska, 1981.
10. G. Chamberlain and M. Rothschild, 1983.
11. J. C. Cox, J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1981.
12. P. H. Dybvig, J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985.
13. L. P. Hansen and S. F. Richard, 1987.
14. P. H. Dybvig, J. E. Ingersoll, and S. A. Ross, 1985.
15. Martingale no-Arbitrage analysis.
16. K. French and R. Roll, February, 1984.
17. Arbitrage.
18. Ferderer, J.P. 1996.
19. Sadorsky, P. 1999.
20. Eviews.
21. Vector Auto-Regressive(VAR).
22. Vector Error Correction Model(VECM).
23. Unit Root Test.
24. از آنجا که شاخص قیمت سهام به قیمت ثابت سال 1369 محاسبه شده، متغیر بازده واقعی سهام نیز بر مبنای این سال به‌دست آمده است.
25. در مورد متغیر نوسان قیمت نفت، به منظور پرهیز از مشکل خود همبستگی جملات خطای رگرسیون و به علت داشتن مشکل واریانس ناهمسانی شرطی در این متغیر، از روش ارائه شده توسط Phillips-Perron برای آزمون ایستایی این متغیر استفاده شده است.
26. MacKinnon Critical Values.
27. Correlogram.
28. Akaike & Schwarz.
29. Johansen Cointegration Test.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی، «بازار سرمایه»، *مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران*، شماره 287 و 288، سه ماهه سوم و چهارم سال 1384، سال چهل و پنجم، صفحات 9-10، 1385.

برانسون، دبلیو. اچ، ترجمه عباس شاکری، *تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان*، انتشارات نشرنی، چاپ چهارم، ص516، 1376.

داده‌ها و اطلاعات سری زمانی، سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران (www.cbi.ir).

رضایی، ح. ارزیابی نوسانات قیمت نفت بر نرخ ارز در قالب مدلهای همگرایی متقابل مورد ایران (1374-1348)، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه امام صادق (ع)، دانشکده معارف اسلامی و اقتصاد، 1375.

کشاورزیان، م. اثر نوسانات قیمت نفت بررشد اقتصادی برخی کشورهای OECD به وسیله تصریح غیرخطی قیمت نفت، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران، 1384.

کنعانی، غ. بررسی سیستمی تاثیر نوسان قیمت نفت بر نقش مالیات تورمی در ساختار مالی دولت در ایران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه فردوسی مشهد، 1378.

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

مجله بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره‌های مختلف.

معنوی، ح. تعامل بازار سهام و ارز با تأکید بر تأثیر تکانه‌های نفتی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، استاد راهنما: دکتر غلامرضا کشاورز حداد، دانشگاه شریف، دانشکده مدیریت و اقتصاد، 1385.

منظور، د. «تاثیر نوسانات قیمت نفت بر متغیرهای کلان اقتصادی ایران: رویکرد مدل‌های خود رگرسیون برداری»، *فصلنامه پژوهشی دانشگاه امام صادق (ع)*، شماره 16، 1381.

نوید، ن. تاثیر نوسانات قیمت نفت بر روی مخارج جاری و عمرانی دولت در اقتصاد ایران، پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، دانشکده مدیریت و اقتصاد، گروه اقتصاد، 1386.

یدالله‌زاده طبری، ن. ع. اثر افزایش قیمت نفت بر ساختار اقتصاد ایران (بیماری هلندی)، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه علامه طباطبائی، دانشکده اقتصاد، 1372.

Burbidge, J., and A. Harrison. "Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregression", *International Economic Review*, Vol. 25, pp: 459-484, 1984.

Dybvig, P. H., J. E. Ingersoll and S. A. Ross. "Martingales, Arbitrage and Valuation", Unpublished Notes, 1985.

Enders, W. "*Applied Econometrics Time Series*", 2nd edition, John Wiley& Sons, Inc, 2004.

EViews 5 User's Guide, Different Pages.

Ferderer, J. P. " Oil Price Volatility & the Macroeconomy", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 18, No. 1, pp: 1-26, 1996.

Finn, M.G. "Perfect Competition and the Effects of Energy Price Increase on Economic Activity", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 32, pp:400-416, 2000.

French, K., and R. Roll. "Is Trading Self Generating?", Center for Research on Securities Prices Working Paper No. 121, University of Chicago, 1984.

Gisser, M., and T. H. Goodwin, "Efficient Pricing During Oil Supply Distribution", *Energy Journal*, Vol. 7, No. 2, pp: 51-68, 1986.

Hamilton, J. D. "Oil and the Macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy*, Vol. 91, pp: 228-248, 1983.

Hamilton, J. D. "A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, pp: 593-617, 1988.

Hooker, M.A. "What happened to the Oil price-Macroeconomy Relationship", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, pp: 195-213, 1996.

Ivanov, V. and L. Kilian. "A Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis" , *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol. 9, Issue1, Article2, 2005.

Jones, C. M., and G. Kaul. "Oil and the Stock Market", *Journal of Finance*, Vol. 51, pp: 463-491, 1996.

Kling, J. L. "Oil price shocks and stock market behaviour", *Journal of Portfolio Management*, Vol. 12, No. 1, 1985.

Lee, K. S. Ni, and R. A. Ratti. "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", *Energy Journal*, Vol. 16, No. 4, pp: 39-56, 1995.

Maghyereh, A. "Oil price shocks and emerging stock markets: a generalized VAR approach", *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol. 1, No. 2, pp: 27-40, 2004.

Miguel, C. de, B. Manzano, and J. M. Martin-Moreno. "Oil price shocks and aggregate fluctuations", *Energy Journal*, Vol. 24, No. 2, pp: 47-61, 2003.

Nagy Eltony, M. " Oil Price Fluctuations & Their Impact on the Macroeconomic Variables of Kuwait, a Case Study Using VAR Model for Kuwait", Available at [www.arabi-api.org/wps9908.pdf], 2002.

Papapetrou, E. "Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment In Greece", *Energy Economics*, Vol. 23, pp: 511-532, 2001.

Park, J. W. "Oil Price Shocks and Stock Market Behavior(Empirical Evidence for the U.S. and European Countries)",Dissertation for the Degree Doctor of Philosophy, University of Missouri-Columbia ,May, 2007.

Phillips, P. C., and W. Ploberger." Posterior Odd Testing for a Unit Root with Data-based Model Selection ", *Econometric Theory*, Vol. 10, pp: 774-808, 1994.

Ross, S. "Information and volatility: the no-arbitrage Martingale approach to timing and resolution irrelevancy", *Journal of Finance*, Vol. 44, pp: 1-17, 1989.

Rotemberg, J. J., and M. Woodford. "Imperfect competition and the effects of energy price increases on economic activity", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 4, pp: 549-5, 1996.

Sadorsky, P." Oil price shocks and stock market activity", *Energy Economics*, Vol. 21, pp: 449-469, 1999.