اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی‌در ایران با استفاده از مدل ARDL

اسمعیل ابونوری *
گلاله مشرفی **

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

برای برآورد الگوی شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی، از داده‌های سری زمانی ماهیانه و روش «خودتوضیح وقفه توزیعی» (ARDL)[1] استفاده شده است. نتایج حاصل، حاکی از وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تورم، نرخ ارز و قیمت نفت با شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی بوده است. ضریب جمله خطا (ECM) برابر ۰/۰۶- بدست آمده است؛ یعنی در صورت وارد آمدن

*. دکتر اسمعیل ابونوری؛ عضو هیأت علمی بخش اقتصاد- دانشگاه مازندران.
E. mail: esmaiel. abounoori@gmail. com
**. گلاله مشرفی؛ کارشناس ارشد سازمان بورس اوراق بهادار تهران.
E. mail: golaleh.moshrefi@gmail.com
1. Auto Regressive Distributed Lags

هر گونه شوک بر این الگو در هر دوره، تنها ۶درصد از نوسانهای موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل) تعدیل می‌شود. بنابراین، تعدیل مجدد عدم تعادل بوجودآمده در الگو، به علت سرعت تعدیل بسیار پایین، مدت‌ها به طول خواهد انجامید. در میان متغیرهای اقتصاد کلان، تورم، قیمت نفت و نرخ ارز به ترتیب اثر معنادار و مثبت بر شاخص سهام صنعت پتروشیمی داشته‌اند.

کلید واژه‌ها:

شاخص قیمت، صنعت پتروشیمی، سهام، الگوی خود توضیح وقفه توزیعی (ARDL)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

در کنار بازار پول، بازارهای سرمایه تشکیل‌دهنده بازارهای مالی هستند. شناخت پیوند و رابطه بازار مالی با سایر بخشهای اقتصاد حائز اهمیت است. بازار سرمایه با اثرگذاری بر فرایندهای تأمین مالی و سرمایه‌گذاری نسبی در بخشهای صنعتی و خدماتی بر بازدهی این بخشها و در نهایت بازدهی کل اقتصاد اثر می‌گذارد. بازارهای متشکل سرمایه با فراهم آوردن امکان معاملات اوراق بهادار میان مدت و بلندمدت شرکتها، نهادها و مؤسسات اقتصادی از یک طرف تسهیلات و منابع مالی ضروری را در اختیار تقاضا کنندگان قرار می‌دهد و از طرف دیگر بازدهی مناسبی را برای عرضه کنندگان این منابع فراهم می‌نماید. بنابر این، یکی از اهرمهای قوی در اقتصاد کشورها محسوب شده و در جهت تسریع روند توسعه صنعتی؛ بخصوص در کشورهای رو به رشد عمل می‌نماید. دولتها نیز می‌توانند با آگاهی به این امر، از تأثیر متقابل این متغیرها بر یکدیگر در جهت تدوین سیاستهای پولی و مالی استفاده کنند. هدایت شرکتها به سمت بورس، ضمن آنکه سهم دولت را از مجموعه هزینه‌های کشور کاهش داده و درآمدهای مالیاتی را افزایش می‌دهد، موجبات تأمین منابع مالی بنگاههای تولیدی از طریق بازار سهام را فراهم می‌آورد و نقدینگی‌های پراکنده، سرگردان و تورم زا را جذب می‌کند. بازار رسمی سرمایه در ایران در بورس اوراق بهادار تهران خلاصه می‌شود. این بازار بیش از سه دههٔ پیشینه پر فراز و نشیب را پشت سر دارد و در دهه اخیر با همه کاستیها، فعالترین دوره خود را در جذب منابع پشت سر گذاشته است. بنابراین، بررسی هر یک از صنایع فعال در بازار و ارزیابی علت رکود و رونق آنها رهنمودهای کاربردی لازم را در جهت اصلاح و کارآمد نمودن بازار موجب می‌گردد. از این منظر، با توجه به اینکه بیش از ۹۵ درصد از وسایل و امکانات محیط کار و زندگی، اعم از وسایل برقی و غیر برقی خانگی و صنعتی، انواع ظروف و وسایل بسته بندی، پوشاک، نوشت افزار، کیف و کفش، رنگ، چسب و... از فرآورده‌های صنعت پتروشیمی هستند که همگی طی مجموعه‌ای از فرایندهای ساده یا پیچیده تبدیل نفت و گاز بدست می‌آیند، این صنعت از اهمیت ویژه‌ای بر خوردار شده است. به‌علاوه، این صنعت در ایران به علت سهم قابل توجه منابع نفت و گاز در اقتصاد کشور، از ویژگی منحصر به فرد برخوردار است. پس با مدیریتی خردمندانه و تصمیم‌گیری به موقع و

برقراری ارتباطات گسترده با سایر صنایع پایین دست و بالا دست می‌توان نفت خام و گاز طبیعی را در قالب پتروشیمی به عنوان یک صنعت پیشرو و مادر جهت محوریت در توسعه صنعتی و اقتصادی ایران به خدمت گرفت. به همین دلیل، شناخت عوامل اثر گذار بر شاخص قیمت این صنعت در بورس اوراق بهادار تهران را می‌توان گامی ساده در این جهت به حساب آورد. تغییرات شاخص سهام تحت تأثیر عوامل بسیار می‌باشد. هدف از این مطالعه بررسی آثار مهمترین متغیرهای اقتصادکلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در بازار اوراق بهادار تهران بوده است.

مروری بر ادبیات موضوع تحقیق

یکی از ویژگی‌های مهم کشورهای صنعتی توسعه یافته، بهره برداری از وجود بازار فعال و پویای پول و سرمایه است. در هر سیستم اقتصادی، گروهی با فعالیت بیشتر و صرفه جویی‌های مناسب، پس‌انداز ایجاد می‌کنند. چگونگی استفاده از این پس‌اندازها می‌تواند برای جامعه، اثر مثبت به همراه داشته باشد. در صورتی که این پس‌اندازها با مکانیزمی به بخش تولید هدایت شوند، علاوه بر ایجاد بازدهی برای صاحبان سرمایه، موجب تأمین سرمایه برای راه‌اندازی طرحهای اقتصادی جامعه و ایجاد اشتغال مؤثر خواهند شد.

در کشورهایی که حجم نقدینگی در دست مردم فراوان و پراکنده است، این امر از اهمیت بیشتری برخوردار است. یکی از شاخصهای توانایی سیاستگذاران اقتصادی کشورها، هدایت و جذب نقدینگی‌ها و ایجاد شرایط مناسب برای بازدهی بیشتر منابع پولی برای کل جامعه است. یکی از مهمترین ابزارهای جذب این نقدینگی‌ها بورس یا بازار اوراق بهادار می‌باشد. در این بازار صاحبان سرمایه می‌توانند با خرید سهام، سرمایه‌های خود را با بازده مورد انتظار به کار برند و از سوی دیگر، در تأمین مالی صنایع کشور نیز مشارکت داشته باشند. چون صاحبان سرمایه‌های کوچک نه توانایی آن را دارند که از سرمایه خود بازده مناسبی به دست آورند و نه حجم اقتصاد امروزی به آنها اجازه خواهد داد که به تنهایی از قدرت تولید برخوردار شده و یا در به حرکت در آوردن گوشه‌ای از چرخ اقتصادی جامعه فعال باشند، بورس اوراق بهادار امکان مشارکت سرمایه‌های کوچک در تولید را برای افراد

جامعه بوجود می‌آورد. بنابراین، عملکرد بازار اوراق بهادار اغلب به عنوان یکی از شاخصهای مهم، بیانگر اوضاع اقتصادی کشورها تلقی می‌گردد.

برای ارزیابی و بررسی عملکرد هر نظام اقتصادی، به شاخص تولید ناخالص داخلی واقعی به عنوان نشان دهنده نتیجه کلی فعالیت اقتصادی کشور توجه می‌شود. تولید ناخالص داخلی یکی از شاخص‌هایی است که از طریق آن می‌توان به روند رکود و رونق ویا تنزل و رشد کلی اقتصاد آگاه شد. در این سو، سرمایه و سرمایه‌گذاری می‌تواند مهمترین پشتوانه تولید در نظر گرفته شود. با توجه به اینکه نحوه تأمین سرمایه با تغییر زمان و پدید آمدن مسائل و مشکلات مختلف در اقتصاد تغییر می‌یابد، بررسی آن مهم و ضروری تلقی می‌شود.

بازار مالی در اقتصاد در کنار بازار کالا و خدمات و بازار نیروی کار قرار دارد. در بازار مالی دارائیهای مالی از قبیل وام بانکی، اوراق مشارکت منتشر شده از سوی دولت و نهادهای عمومی، اوراق قرضه منتشر شده از سوی خزانه داری و سهام عادی شرکتها، مورد معامله و مبادله قرار می‌گیرد. مهمترین کارکرد بازارهای مالی تجهیز منابع پس‌انداز و هدایت آن به سوی فعالیتهای مولد اقتصادی است. در این میان، تعیین قیمت وجوه سرمایه از طریق روابط متقابل خریدار و فروشنده، انتشار و تحلیل اطلاعات و توزیع ریسک اقتصادی نیز اغلب در شمار کارکردهای این بازار قرار می‌گیرد. اگر بازار مالی بر اساس رسید حق مالی طبقه بندی گردد، بازار کوتاه‌مدت (کمتر از یک سال) پول، و بازار بلندمدت (یا بیش از یک سال)، سرمایه تلقی می‌شود.

بازار سرمایه، مکان و مرجعی است که پس‌اندازها و سرمایه‌های پراکنده و سرگردان افراد در مسیرهای بهینه هدایت و سازماندهی شده و بهای استفاده از آن با توجه به عرضه و تقاضای سرمایه تعیین و نقل و انتقالات آن عملی می‌شود. بنابراین، تحرکات بازرگانی به صورت خرید و فروش کالا و خدمات، با توجه به ویژگی‌های بازار سرمایه شکل می‌پذیرد. وجود بازار سرمایه متشکل و متناسب با تولید ناخالص ملی در چارچوب یک مکانیزم مشخص، -که موجب رشد تولید ناخالص ملی و در نتیجه، افزایش توان اقتصادی و کنترل عوامل نامطلوب اقتصادی در اقتصاد یک کشور می‌شود- رشد و توسعه اقتصادی کشور را فراهم می‌آورد و باعث رفاه اجتماعی می‌گردد.

«لواین و زروس»[1] با استفاده از اطلاعات مقطعی بین کشوری نشان دادند که همبستگی مثبت بین توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی بلندمدت وجود دارد.

«بورگستالر»[2] با استفاده از مدلهای سریهای زمانی نشان داد که نمی توان از توسعه اقتصادکلان گذشته برای بهبود پیش بینی بازده سهام آتی استفاده کرد. طبق نتایج او هیچ‌یک از بازارهای اتریش، ژاپن و آمریکا از کارآیی قوی برخوردار نبوده‌اند. تنها بازده سهام در آمریکا مصرف خصوصی و بطور ضعیف رشد خرده فروشی‌ها را هدایت می‌کند.

«لی»[3] همبستگی بین بازده سهام و بازده اوراق قرضه را بررسی نمود. نتایج تجربی او نشان داد که روندهای اصلی در همبستگی سهام- اوراق قرضه ابتدا نااطمینانی در باره تورم انتظاری تعیین می‌شود. تورم غیر منتظره و نرخ بهره واقعی با درجه اهمیت کمتری اثر داشته‌اند. پیش‌بینی همبستگی سهام- اوراق قرضه با استفاده از عوامل اقتصادکلان به بهبود تصمیمات تخصیص دارایی سرمایه گذاران کمک می‌کند. یکی از نشانه‌های پیوند بین روند همبستگی سهام-اوراق قرضه و خط تورم همان قانون متنوع‌سازی «مرفی»[4] است که می‌گوید: «وقتی بیشترین نیاز به متنوع سازی وجود دارد، کمترین فرصتهای متنوع سازی در دسترس است».

«کارا مصطفی و کوکاله»[5] ارتباط بلندمدت بازده بازار سهام و عملکرد اقتصاد کلان را در ترکیه بررسی نمودند. برای این منظور از شاخص قیمت سهام ماهیانه در بازار سهام استانبول و مجموعه ای از متغیرها شامل عرضه پول، نرخ مبادله به دلارآمریکا، تراز پرداختها و شاخص تولید صنعتی استفاده شده است. برای توضیح ارتباط بلندمدت بین متغیرها از آزمونهای همجمعی انگل-گرانجر و جوهانسن- جوسلیوس و آزمون علیت گرانجر استفاده شده است. نتایج حاصل نشان داده است که بازده سهام با مجموعه متغیرهای اقتصادکلان همجمع است و دارای رابطه تعادلی بلندمدت می‌باشد. متغیرهای اقتصاد کلان شاخصهای هادی برای

---

1. Levine and Zervos, (1999).
2. Burgstaller, (2002).
3. Li, (2003).
4. Murphy's Law of Diversification
5. Karamustafa and Kucukkale, (2004).

بازده سهام نبوده‌اند؛ زیرا هر رابطه علیتی از متغیرهای اقتصاد کلان به بازده‌های سهام در دوره نمونه تعیین نشده است؛ درمقابل، بازده سهام شاخص‌هادی برای عملکرد اقتصاد کلان در بازار نوظهور ترکیه بوده است.

«دیونیسیو، مینزس، مندس و ویدیکال دسیلوا»[1] بر اساس بازار سهام پرتغال، رابطه متغیرهای اقتصادکلان و مالی را بعنوان تعیین کنندگان رفتار قیمتهای سهام ارزیابی نمودند.

بورس اوراق بهادار، طبق تعریف، یک بازار متشکل و رسمی سرمایه است که در آن خرید و فروش سهام شرکتها یا اوراق قرضه دولتی یا مؤسسات معتبر خصوصی تحت ضوابط و قوانین و مقررات خاصی انجام می‌شود. مشخصه مهم بورس اوراق بهادار، حمایت قانون از صاحبان پس‌اندازها و سرمایه‌های راکد و درنظرگرفتن الزامات قانونی برای متقاضیان سرمایه است. بنابراین، بورس اوراق بهادار از سویی، مرکز جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری بلندمدت و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌اندازهای راکد، می‌توانند محل مناسب و امن سرمایه‌گذاری را جستجو کنند و وجوه مازاد خود را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به کار اندازند و یا با خرید اوراق قرضه دولتها و شرکتهای معتبر، از سود معین و تضمین شده‌ای برخور دار شوند. پس، می‌توان از بورس با هدف گسترش مشارکت مردمی در تولید با متمرکز نمودن سرمایه‌های پراکنده آنها، به‌عنوان محور گذر از جامعه سنتی به یک جامعه صنعتی و توسعه یافته در راستای توسعه اقتصادی کشور استفاده نمود.

در این راستا، شاخص قیمت سهام، به عنوان یکی از مهمترین معیارهای سنجش عملکرد بورس اوراق بهادار در تمام بازارهای مالی دنیا، از اهمیت و توجه زیادی برخوردار شده است. در واقع گسترش نظریه‌ها و نوآوری‌های مالی در یکی دو دهه اخیر بر پایه توجه به حرکت‌های عمومی بازار، محاسبه شده و مورد بررسی روندهای حرکتی چنین شاخص‌هایی قرارگرفته است. امروزه تعریف و محاسبه شاخص‌های قیمت سهام در بازارهای مالی دنیا به روش‌های مختلف و با اهداف متفاوت انجام می‌شود که هر یک دارای ضعف‌ها و قوت‌های خاص خود است.

---

[1]. Dionisio, Menezes, Mendes and Vidigal da Silva, (2004).

شاخص قیمت سهام بر پایه دو روش وزن‌دهی و میانگین‌گیری محاسبه شده است. این شاخص در بورس اوراق بهادار تهران از شیوه موزون و بر اساس ارزش جاری سهام منتشره محاسبه می‌شود. بنا بر این، در آن روند تغییرات ارزش جاری سهام نشان داده می‌شود. فرمول محاسباتی شاخص قیمت سهام در بورس تهران(TEPIX) مبتنی بر فرمول لاسپیرز بوده و عبارتست ازنسبت ارزش جاری سهام منتشره به ارزش پایه سهام منتشره شرکتهای پذیرفته شده در بورس[1]:

$$TEPIX = \frac{\sum_{i=0}^{n} P_{it} \cdot Q_{i0}}{\sum_{i=0}^{n} P_{i0} \cdot Q_{i0}}$$

که در آن، P_{i0}، Q_{i0} و P_{it} به ترتیب قیمت و مقدار سهم هر شرکت در سال پایه و قیمت سهم همان شرکت در سال جاری است.

جمع‌آوری و سازماندهی اطلاعات

چگونگی تأمین سرمایه صنعت پتروشیمی با توجه به اهمیت فوق‌العاده این صنعت در تأمین درآمد ارزی کشور، پیوند گسترده آن با صنایع پایین دست و ایجاد اشتغال، از اهمیت ویژه برخوردار است. یکی از راههای تأمین سرمایه هر بخش، بازارهای مالی است. در این میان بازار سرمایه و بورس اوراق بهادار، از مهمترین و مطمئن‌ترین راهها است. علاوه براین، بورس اوراق بهادار هر کشور نمادی از بازار سرمایه و عملکرد اقتصاد آن کشور است. بنابراین، برآورد الگوی شاخص سهام قیمت در صنعت پتروشیمی، فهم، توضیح و پیش‌بینی آن دارای اهمیت ویژه‌ای است. از این منظر، شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته شده است. عوامل مؤثر بر قیمت داراییها را می‌توان در دو دسته خلاصه کرد.

---

[1]. TEPIX (TEhran Price IndeX)

دسته‌ای از این عوامل ناشی از شرایط داخلی (محاطی) بوده و بگونه ای تحت کنترل عملیاتی سرمایه‌گذار است و به مسائلی مانند خدمات تولیدی صنعت، ساختار مالی شرکت و رویه حسابداری آن و سیاستهای تقسیم سود عایدی هر سهم مرتبط است. اما دسته‌ای دیگر از عوامل ناشی از شرایط محیطی بوده و مدیریت، کنترلی بر آنها ندارد. تحولات ناشی از تغییرات متغیرهای اقتصادی، سیاسی، نظامی و فرهنگی از این دسته از عوامل به حساب می‌آیند. به دلایل تحولات و تغییرات بسیار زیاد عوامل محیطی در ایران تأثیر عوامل محیطی بسیار فراتر از عوامل محاطی بر قیمت داراییها بوده است. بنابراین، هدف اصلی در این مقاله توضیح تغییرات قیمت شاخص سهام صنعت پتروشیمی توسط تعدادی از متغیرهای کلان اقتصادی نظیر قیمت نفت، نرخ تورم و نرخ ارز بوده است. برای برآورد آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی از اطلاعات سری زمانی ماهیانه (۱۳۷۰-۱۳۸۰) استفاده شده است.

برآورد آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص سهام صنعت پتروشیمی در ایران

برای برآورد آثار متغیرهای اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی از اطلاعات سری زمانی ماهیانه استفاده شده است. برای این منظور الگوی «خودتوضیح وقفه توزیعی»[1] یا آردل (ARDL) برآورد شده است.

الگوی خودتوضیح برداری (VAR) در واقع مدل AR چند متغیره است. تعمیم الگوی سریهای زمانی«خودتوضیح میانگین متحرک» (ARMA) نیز به‌صورت چند متغیره، الگوی «خودتوضیح میانگین متحرک برداری»[2] (VARMA) است. الگوی VAR توسط «سیمس»[3] معروف شد و نقطهٔ آغاز تحلیل رگرسیون همجمعی را فراهم آورد. الگوی «تصحیح خطا»[4] (ECM) اولین بار

---

1. Auto Regressive Distributed Lag
2. Vector Auto Regressive Moving Average
3. Sims, (1980).
4. Error Correction Model

«سارگان»[1] به ادبیات اقتصادسنجی معرفی شد و توسط دیویدسون، هندری، سربا و «یاو»[2] به‌صورت جایگزینی برای VARمعروف گشت. در دهۀ ۱۹۸۰ بیشتر متخصصان اقتصادسنجی آمریکایی الگوی VARرا برآورد می‌کردند، در حالیکه متخصصان اقتصادسنجی اروپایی الگوهای EC را برای برآورد ترجیح می‌دادند. تفسیرهای گوناگونی برای الگوهای «تصحیح خطا» وجود دارد که توسط «آلگوسکوفیس و اسمیت»[3] دربارۀ آن بحث شده است.

دربارۀ تشخیص وتحلیل الگوهای چند متغیره با وجود فرایندهای نا پایا[4] تحولات مهمی بوجود آمد. در سال ۱۹۹۱ مفهوم همجمعی[5] برای اولین بار توسط گرانجر وارد جبر خطی متغیرهای ناپایا شد. گرانجر همگرایی را به معنی ترکیب خطی از متغیرهای جمعی[6] که از مرتبه جمعی کمتری نسبت به سری‌های اولیه برخوردار است، تعریف نمود. چنین بردار خطی را بردار همجمعی[7] و متغیرهایی را که می‌توان چنین برداری را بین آنها یافت جمعی[8] نامیده‌اند.

مفهوم اقتصادی همجمعی آن است که وقتی دو یا چند متغیر سری زمانی بر اساس مبانی نظری با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند، تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند، هرچند که ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روند تصادفی باشند (ناپایا)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند، بگونه‌ای که ترکیب خطی میان دو متغیر ویا جمله اختلال (u_t) پایا خواهد بود. وجود هماهنگی در بین سریهای زمانی ایده اصلی همجمعی است. برای بدست آوردن رابطه دراز مدت یا همجمعی می‌توان به روش انگل-گرانجر اشاره کرد که البته به دلیل نقاط ضعفی که در رگرسیون‌های بیش از دو متغیره دارد،

---

1. Sargan, (1964).
2. Davidson, Hendry, Srba and Yeo, (1978).
3. Algoskoufis and Smith, (1991).
4. یک متغیر سری زمانی وقتی پایا است که میانگین، واریانس، کواریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بماند. بیشتر متغیرهای سری زمانی در اقتصاد ناپایا هستند. بکارگیری روش حداقل مربعات بین متغیرهای ناپایا ممکن است کاذب بوده و نتایج گمراه کننده‌ای به همراه داشته باشد. وجود متغیرهای ناپایا در الگو در عین حال سبب می شود که آزمونهای F و t معمول نیز از اعتبار برخوردار نباشند.
5. Cointegration
6. Integrated
7. Cointegration Vector
8. Integrated

توصیه نمی‌شود. روش دیگر، روش حداکثر درست نمایی[1] جوهانسون-جوسیلیوس[2] است که به شرط جمعی از مرتبه یکسان I(d) - که در بیشتر موارد کاربردی به جمعی از درجه یک؛ یعنی I(1) منجر می‌شود، متکی است. توان آزمونهای ریشه واحد[3] برای تعیین درجه همجمعی و پایایی پایین بوده و در بسیاری از موارد قادر به تشخیص پایایی یا ناپایایی متغیرها نیست و مهمتر آنکه در این روش انتخاب یک بردار از بین بردارهای همجمع مبتنی بر نظریه‌های اقتصادی و پیش‌داوری محقق است. در مطالعه حاضر از الگوی «خودتوضیح وقفه توزیعی (ARDL)» استفاده شده است که در «هندری، پاگان و سارگان»[4] معرفی شده است. مدل ARDL عمومی با p توضیح دهنده (Regressors)، m وقفه در y و n وقفه در هر یک از p توضیح دهنده به‌صورت ARDL(m,n;p) نشان داده شده است:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^{p} \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji} x_{jt-i} + \cdots + u_t$$

که در آن:

$$\sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i}$$

مجموعه‌ای از متغیر وابسته با m وقفه و

$$\sum_{j=1}^{p} \sum_{i=0}^{n} \beta_{ji} x_{jt-1}$$

مجموعه‌ای از p متغیر توضیحی هر یک با n وقفه است. اینگونه مدلها رگرسیون خطی پویا نیز نامیده شده‌اند. ساده ترین مدل در این راستا را می‌توان به‌صورت ARDL(1 ،1;1)، نوشت:

---

1. Maximum Liklihood
2. Johanson & Juselius Test of Cointegration
3. Unit Root
4. Hendry, D. F. , A. R. Pagan, and J. D. Sargan (1984).

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + u_t$$

که درآن $u_t \approx iid(0, \sigma^2)$ و $|\alpha_1| < 1$ است. ارتباط بین این مدل و مدل تصحیح خطا (ECM) را می‌توان به سادگی نشان داد که در تعادل بلندمدت خواهیم داشت:

$$y_t = y_{t-1} \text{ و } x_t = x_{t-1}$$

در نتیجه می‌توان نوشت:

$$(1-\alpha_1)y = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1)x$$

پس، واکنش بلندمدت y در مقابل تغییر در x را می‌توان به‌صورت زیر برآورد نمود:

$$k = \frac{\beta_0 + \beta_1}{\alpha_0 - \alpha_1}$$

اکنون می‌توان مدل ARDL(1;1)، را به‌صورت زیر نوشت:

$$y_t - y_{t-1} = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)y_{t-1} + \beta_0(x_t - x_{t-1}) + (\beta_0 + \beta_1)x_{t-1} + u_t$$

با توجه به $\beta_0 + \beta_1 = k(1-\alpha_1)$ خواهیم داشت:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + (\alpha_1 - 1)(y_{t-1} - kx_{t-1}) + \beta_0 \Delta x_t + u_t$$

چون $(y_{t-1} - kx_{t-1})$ مبین عدم تعادل در آخرین دوره است، این رابطه ECM متناظر با مدل ARDL(1 ،1;1) است. اگر رابطه بالا به‌صورت:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta x_t + \gamma y_{t-1} - \delta_1 x_{t-1} + u_t$$

برآورد شود، آنگاه برآورد واکنش بلندمدت k برابر خواهد بود با $\hat{k} = \frac{\hat{\delta}}{\hat{\gamma}_1}$.

در نرم افزار میکروفیت (Microfit) ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه براساس یکی از معیارهای آکاییک (AIC)، شوارتز-بینرین (SBC)، حنان-کویین (HQC) یا R^2 مشخص می‌شود. در مرحله بعد، نرم افزار ضرایب بلندمدت مربوط به مدل را به‌صورت زیر برآورد می‌شود:

$$\hat{\theta}_i = \frac{\hat{\beta}_{i0} + \hat{\beta}_{i1} + \cdots + \hat{\beta}_{im}}{1 - \hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2 - \cdots \hat{\alpha}_m}$$

آنگاه الگوی تصحیح خطای متناظر با مدل ARDL ارائه می‌شود. مدل تصحیح خطا، نوسانهای کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد. اگر دو متغیر X_t و Y_t همجمع باشند؛ بدان معنی است که رابطهٔ تعادل بلندمدتی بین آنها برقرار است، هر چند که در کوتاه مدت ممکن است عدم تعادلهایی وجود داشته باشد. در این‌صورت، جمله‌ای با عنوان «خطای تعادل» به‌صورت $y_t = \beta x_t + u_t \Rightarrow u_t = y_t - \beta x_t$ حاصل می‌شود که می‌تواند برای پیوند رفتار کوتاه مدت y_t با مقدار تعادلی بلندمدت آن مورد استفاده قرار گیرد:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t$$

در این الگوی تصحیح خطا $\hat{u}_{t-1}$ جمله خطای تعادل[1] (ECT) دوره قبل است.

در این مقاله، متغیر وابسته شاخص سهام صنایع پتروشیمی (PertoIndex)، و متغیرهای توضیحی نرخ ارز (Erate)، قیمت نفت (Oilprice)، تورم (Inf) و ثروت معادل تراز واقعی پول ($A = \frac{M1}{CPI}$) بوده است. در این مدل تعداد وقفه بهینه متغیرها توسط ضابطه شوارتز – بیسین مشخص و الگوی شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی به صورت نیمه لگاریتمی و با استفاده از روش آردل (ARDL) برآورد گردیده است. نتایج حاصل از برآورد مدل با میکروفیت در جدول (۱) خلاصه شده است.

جدول۱. برآورد مدل خودتوضیح وقفه توزیعی یا آردل

وقفه‌های مدل با معیار شوارز بیسین بصورت ARDL(1, 0, 0, 0, 0) انتخاب شده است.			
متغیر وابسته لگاریتم شاخص سهام صنایع پتروشیمی (LPIndex) و تعداد مشاهده ۱۱۷			
توضیحگر	**ضریب**	**خطای معیار**	**سطح معنا (Prob)**
LPIndex(-1)	0. 9371	0. 0195	0. 000
LOilPrice	0. 1200	0. 0281	0. 000
LERate	0. 0830	0. 0256	0. 002
LA	-0. 0154	0. 0846	0. 857
I	1. 0442	0. 3617	0. 005
C	-0. 4583	0. 4880	0. 350
R^2	0. 9957		

منبع: نتایج حاصل از نرم افزار میکروفیت.

برآورد اولیه، نشان دهنده ضرایب در کوتاه‌مدت است. تعداد وقفه بهینه متغیر وابسته توسط معیار شوارتز- بیسین[1] یک در نظر گرفته شده است. علامت تمام ضرایب طبق

[1]. Error Correcting Term

انتظارات می‌باشد، ولی آماره tبرای ضریب متغیر ثروت (A) معنی‌دار نیست. این امر می‌تواند ناشی از وجود همخطی باشد. با بررسی رابطه همخطی میان متغیرهای بالا مشاهده شده است که میان متغیر ثروت و نرخ ارز، همخطی وجود دارد. برای رفع مشکل همخطی، چون افزایش تعداد مشاهدات در نمونه ممکن نبوده است، متغیر کم اهمیت‌تر، ثروت، حذف و تنها از متغیرهای قیمت نفت، نرخ ارز و تورم برای توضیح تغییرات شاخص سهام در صنعت پتروشیمی استفاده شده است.

جدول ۲. برآورد مدل خودتوضیح وقفه توزیعی یا آردل

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیسین به‌صورت ARDL(1 ,0 ,0 ,0 ,0) انتخاب شده است.			
متغیر وابسته لگاریتم شاخص سهام صنایع پتروشیمی (LPIndex) و تعداد مشاهده ۱۱۷			
توضیحگر	**ضریب**	**خطای معیار**	**سطح معنا (Prob)**
LPIndex(-1)	0. 9375	0. 0193	0. 000
LOilPrice	0. 1192	0. 0275	0. 000
LERate	0. 0816	0. 0243	0. 001
I	1. 0559	0. 3543	0. 004
C	-0. 5438	0. 1214	0. 000
R^2	0. 9957		

منبع: نتایج حاصل از نرم افزار میکروفیت.

علامتهای ضرایب طبق انتظار و تمام ضرایب معنادار هستند. با استفاده از نتایج فرضیه صفر وجود ریشه واحد و یا عدم همگرایی بین متغیرهای مورد نظر بررسی شده است. چنانچه مجموع ضرایب متغیرهای با وقفه مربوط به متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد داشت:

[1]. Schwaez-Bayesian Criterion (SBC)

$$H_0 : \sum_{i=1}^{m} \hat{\alpha}_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^{m} \hat{\alpha}_i - 1 < 0$$

فرض H_0 بیان‌کنندهٔ شرط عدم وجود همگرایی است. آماره τ آزمون عبارتست‌از:

$$\tau = \frac{\sum_{i=1}^{m} \hat{\alpha}_i - 1}{\sqrt{\sum_{i=1}^{m} s^2_{\hat{\alpha}_i}}}$$

که با نقطه بحرانی «بنرجی، دولادو و مستر»[1] مقایسه می‌گردد.

$$\frac{\sum \hat{\alpha}_i - 1}{\sum s_{\hat{\alpha}_i}} = \frac{0.9375}{0.0193} = -3.23$$

از آنجا که مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح معنای ۵٪برابر ۲/۹۰-است، فرضیه H_0 رد می‌شود. به عبارت دیگر، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای توضیحی و وابسته وجود دارد. نتایج حاصل از برآورد ضریب‌های بلندمدت در جدول (۳) خلاصه شده است.

[1]. Banerjee, Dolado and Mester(1992).

جدول ۳. برآورد ضرایب بلندمدت با استفاده از مدل خودتوضیح وقفه توزیعی یا آردل

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیسین به‌صورت ARDL(1 ،0 ،0 ،0 ،0) انتخاب شده است.			
متغیر وابسته لگاریتم شاخص سهام صنایع پتروشیمی (LPIndex) و تعداد مشاهده ۱۱۷			
توضیحگر	**ضریب**	**خطای معیار**	**سطح معنا (Prob)**
LOilPrice	1. 9052	0. 5313	0. 000
LERate	1. 3050	0. 1479	0. 000
I	16. 8828	8. 5581	0. 051
C	-8. 6944	1. 9614	0. 000

منبع: نتایج حاصل از نرم افزار میکروفیت.

همانگونه که در جدول (۳) دیده می‌شود، ضریب‌های تمام توضیح‌گرها معنادار هستند. در ادامه، تصحیح خطای متناظر با مدل آردل برآورد و نتایج آن در جدول (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نمایش تصحیح خطای مدل خودتوضیح وقفه توزیعی یا آردل انتخاب شده

وقفه‌های مدل با معیار شوارتز بیسین به‌صورت ARDL(1 ،0 ،0 ،0 ،0) انتخاب شده است.			
متغیر وابسته لگاریتم شاخص سهام صنایع پتروشیمی (LPIndex) و تعداد مشاهده ۱۱۷			
توضیحگر	**ضریب**	**خطای معیار**	**سطح معنا (Prob)**
dLOilPrice	0. 1192	0. 0275	0. 000
dLERate	0. 0816	0. 0243	0. 001
dI	1. 0559	0. 3543	0. 004
dC	-0. 5438	0. 1214	0. 000
Ecm(-1)	-0. 065	0. 0193	0. 002

منبع: نتایج حاصل از نرم افزار میکروفیت.

همانگونه که در جدول (۴) مشاهده می‌شود، ضرایب تمام توضیحگرها، مانند ضریب جمله خطا (ECM)معنادار هستند و ضریب جمله خطا برابر ۰/۰۶- است؛ یعنی در صورت وارد آمدن هر گونه شوک بر این الگو در هر دوره ۶٪ از نوسانهای موجود دوره قبل (خطای عدم تعادل) تعدیل می‌شود. بنابراین، هر عاملی که موجب ایجاد عدم تعادل در الگوی بالا شود، رابطه تعادلی دراز مدت را بر هم می‌زند و تعدیل آن به علت سرعت تعدیل بسیار پایین، مدت‌ها به طول خواهد انجامید.

بنابراین، طبق مدل آزمون شده، مشخص شد که برخلاف انتظار، به دلیل وجود همخطی شدید میان متغیرهای ثروت و نرخ ارز و همچنین با اهمیت تر بودن نرخ ارز نسبت به ثروت، متغیر $\frac{M_1}{CPI}$ از مدل حذف و الگوی نهایی به صورت زیر برآورد شده است:

$$\ln(PetroIndex) = \underset{(-1.96)}{-8.69} + \underset{(0.15)}{1.31}\ln(ERate) + \underset{(0.53)}{1.91}\ln(Oilprice) + \underset{(8.56)}{16.88}\ln(Inf)$$

درنتیجه، شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی، تابعی مستقیم از قیمت نفت، نرخ ارز و تورم است و علامت مثبت هر یک از متغیرهای بالا مؤید فرضیه‌ها است: یک درصد افزایش در قیمت نفت با فرض ثابت بودن سایر شرایط موجب افزایش شاخص قیمت سهام پتروشیمی به‌اندازه ۱/۹ درصد، یک درصد افزایش در نرخ ارز منجر به افزایش ۱/۳ درصد در شاخص قیمت و در نهایت یک واحد افزایش در تورم، سبب افزایش شاخص قیمت به‌اندازه ۱۶/۹ درصد شده است.

نتیجه‌گیری

طبق فرضیه، افزایش قیمت نفت در شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی تأثیر مثبت داشته است. به دلیل ماهیت صادراتی صنعت پتروشیمی، چنین انتظار می‌رفت که تغییرات نرخ ارز در درآمد ارزی و درنهایت سودآوری شرکت مؤثر باشد که به دلیل انعکاس مستقیم سود- در صورت سود و زیان- قیمت هر سهم به طور مستقیم تأثیر بپذیرد. علاوه بر

این، چنانکه انتظار می‌رفت وجود تورم ارزش ریالی داراییهای افـراد را افـزایش داده و موجـب ارتباط مثبت میان این متغیر و شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

1. Algoskoufis, G. and R. Smith. "An Error Correction Models: Specification, Interpretation, Estimation"., ***Journal of Economic Surveys***, Vol. 5, (1991).

2. Baum Christopher and John Barkoulas. "Long Term Dependence in Stock Returns"., ***Economics Letters***, Vol. 53, No. 3, (1996).

3. Burgstaller Johann. "Are Stock Returns a Leading Indicator for Real Macroeconomic Developments?"., ***Economics Working Papers***, from Department of Economics, Johannes Kepler University Linz, Austria, No 2002-07, (2002).

4. Davidson, J. E. H. , D. F. Hendry, F. Srba, and S. Yeo. "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship Between Consumer's Expenditure and Income in the United Kingdom"., ***Economic Journal***, Vol. 88, (1978).

5. Dionisio Andreia, Rui Menezes, Diana A. Mendes and Jacinto Vidigal da Silva. "Linear and Nonlinear Models for the Analysis of the Relationship Between Stock Market Prices and Macroeconomic and Financial Factors"., ***Economics Working Paper Archive at WUSTL***, (2004).

6. Hendry, D. F. , A. R. Pagan, and J. D. Sargan. ***Dynamic Specification***. in Handbook of Econometrics, Vo. II, eds Z. Griliches and M. D. Intriligator, Elsevier, Amsterdam, (1984).

7. Karamustafa Osman and Yakup Kucukkale. "Long Run Relationships Between Stock Market Returns and Macroeconomic Performance: Evidence from Turkey". , ***Economics Working Paper Archive at WUSTL***, (2004).

8. Levine Ross and Sara Zervos. "Stock Market Development and Long-Run Growth"., ***Policy Research Working Paper Series from The World Bank***, No. 1582, (1999)

9. Li Lingfeng. "Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns, Yale School of Management"., ***Working Papers from Yale School of Management***, (2003).

10. Sargan. ***Wages and Prices in the United Kingdom: A Study in Econometric Methodology***. In Econometrics Analysis for National Economic Planning, eds P. E. Hart, G. Mills, and J. K. Whitaker, Butterworth, London, 1964.

11. Sims, C. A. "Macroeconoimcs and Reality"., ***Econometrica***, Vol. 48, 1980.