تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی در چارچوب الگوی PVAR

رضا طالبلو
استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
talebloo.r@gmail.com
علی فریدزاد
استادیار و عضو هیئت علمی گروه اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
ali.faridzad@atu.ac.ir
حسین شیخی هابیل
دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی
hosseinsheikhi1992@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۸/۲۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۱۱/۱۶

چکیده:
هدف از این مقاله بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. در این راستا از داده‌های فصلی مربوط به بازده سهام ۱۸ شرکت شیمیایی و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار و برخی متغیرهای مهم اقتصاد کلان در دوره ۱۳۹۵-۱۳۸۶ و الگوی خودتوضیح برداری پانل (PVAR) استفاده شده است. سپس الگوی مورد مطالعه شامل شش متغیر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی، قیمت نفت، نرخ ارز واقعی، شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، نرخ سود سپرده و بازده کل بورس، با استفاده از الگوی PVAR برآورد شد. نتایج حاصل از برآورد مدل PVAR و تجزیه و تحلیل توابع ضربه واکنش نشان می‌دهد که شوک نرخ سود سپرده اثر منفی بر بازده سهام دارد و تعدیل اثر این شوک بر بازده سهام حدود سه دوره زمانی به طول می‌انجامد. و همچنین شوک نرخ ارز واقعی اثر مثبت بر بازده سهام دارد و تعدیل اثر این شوک بر بازده سهام حدود سه دوره زمانی به طول می‌انجامد. و شوک بازده قیمت نفت اثر منفی بر بازده سهام داشته که تعدیل اثر آن چهار دوره زمانی به طول می‌انجامد و در نهایت شوک بازده کل بورس اثر مثبت بر بازده سهام دارد و تعدیل اثر این شوک سه دوره زمانی به طول می‌انجامد.

طبقه‌بندی JEL: C23, G12, E44
واژه‌های کلیدی: شرکت‌های پتروشیمی و شیمیایی، الگوهای قیمت‌گذاری، قیمت‌گذاری بر اساس APT، الگوی PVAR، GMM

۱. مقدمه

صنایع شیمیایی و پتروشیمی از جمله صنایع اشتغال‌زا در ایران هستند که تأمین‌کننده نهاده تولیدی برای سایر بخش‌های صنعتی، به عنوان موتور محرک اقتصادی، برای رسیدن به رشد اقتصادی هستند به طور کلی با تکیه بر تولیدات بخش شیمیایی و پتروشیمی می‌توان از طریق افزایش صادرات زمینه را برای دستیابی به رشد اقتصادی بیشتر فراهم نمود. در حال حاضر بیش از ۲۲ درصد از کل ارزش بازار سهام در بازار سرمایه طی سال‌های ۱۳۹۳ تا ۱۳۹۵ در اختیار شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار بوده است. (سازمان بورس اوراق بهادار، گزارش های عملکرد ماهانه دی ماه ۹۵).

بررسی و ارزیابی عوامل و متغیرهای که بر قیمت سهام این شرکت‌ها اثر گذار است بسیار حائز اهمیت است. این اهمیت به چند دلیل باز می‌گردد:

الف- به طور کلی در بازار بورس، قیمت سهام متأثر از عملکرد اقتصادی شرکت ها، شرایط اقتصادی و سیاسی کشور و سایر عوامل دیگر است. از آنجا که قیمت و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تحت تاثیر عوامل مربوط به شرکت، عوامل اقتصادی، عوامل روانی و ... می‌باشد (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶) بنابراین نوسانات این متغیرها و بی‌ثباتی آن‌ها در طول زمان بر تصمیمات آحاد اقتصادی و پیش‌بینی‌های اقتصادی و مالی شرکت‌ها و سرمایه‌گذاران متأثر است. بنابراین مشخص بودن تأثیرات متغیرهای موثر بر سود و بازده سهام (به عنوان دو شاخص مهم عملکرد شرکت‌ها) می‌تواند راهگشایی برای سرمایه‌گذاران جهت برنامه‌ریزی آتی باشد.

ب- با توجه به تحولات فزاینده در بازار بورس اوراق بهادار ایران و سیاست‌های کلان اقتصادی ایران از جمله عوامل اصلی و اثر گذار بر شرایط حاکم بر این بازار می‌باشند، ضرورت اتخاذ نگاهی ژرف به تأثیر روند تغییرات متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازده سهام، بیش از پیش باید مورد توجه قرار گیرند.

ج- از منظر پیشینه مطالعاتی، به طور کلی وجود ارتباط پویا میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام بطور گسترده مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. به عنوان نمونه در اغلب مطالعات خارجی رابطه میان متغیرهای اقتصاد کلان و بازدهی سهام مورد تأیید قرار گرفته است. برای مثال می‌توان به مطالعات فاما[1](۱۹۹۰-۱۹۸۱)، فاما و

[1]. Fama

فرنچ[1](۱۹۸۹) و اسکورت[2](۱۹۹۰) اشاره کرد.

در پی دلایل یادشده مبنی بر اهمیت بررسی اثر متغیرهای کلان بر بازده سهام شرکتهای پتروشیمی و شیمیایی، در این پژوهش آثار متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ ارز حقیقی، بازده قیمت نفت، شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی و نرخ سود سپرده یک ساله بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی در بازار بورس اوراق بهادار مورد توجه و بررسی قرار گرفته است.

واکاوی هدف یادشده می‌تواند به چند پرسش کلیدی در این پژوهش پاسخ دهد. الف- آیا متغیرهای کلان اقتصادی تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارند؟ ب- آیا بازده قیمت نفت تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارد؟ ج- آیا بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارد؟ د- آیا نرخ ارز واقعی تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارد؟ هـ- آیا نرخ سود سپرده تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارد؟ ر- آیا بازده کل بورس تأثیر معناداری بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی دارد؟

بر این اساس، برای پاسخ به پرسش‌های یادشده، این مقاله در پنج بخش به ترتیب سازماندهی شده است. در بخش اول مقدمه ارائه شده است. بخش دوم به مبانی نظری اختصاص دارد. بخش سوم به پیشینه تجربی موضوع اشاره خواهد داشت. در بخش چهارم روش اقتصادسنجی الگوی پانل خودرگرسیون برداری(PVAR)[3] توضیح داده شده است. در بخش پنجم، داده‌های مورد استفاده در پژوهش معرفی شده‌اند. در ادامه بخش پنجم ، براورد هر یک از الگوها با محوریت سوالات در مقدمه ارائه شده است. نهایتاً بخش ششم به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص یافته است.

۲. مبانی نظری: بررسی مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ (APT)[4]

بورس اوراق بهادار یکی از ارکان بازار متشکل سرمایه است و می‌تواند به عنوان اهرمی با اهداف متمرکز کردن سرمایه‌ها و قرار دادن آنها در خدمت اهداف توسعه عمل کند.

---

1. Fama and french
2. schwert
3. Panel Vector Autoregressive
4. Arbitrage Pricing Theory

دستیابی به این اهداف منوط به کارایی عملکرد بورس اوراق بهادار است. به منظور ایجاد کارایی در این بازار می‌بایست ابعاد مختلف بورس اوراق بهادار و مکانیزم‌های تأثیر گذار بر آن شناسایی شود و به منظور افزایش سطح آگاهی مشارکت‌کنندگان در بازار در اختیار آنان قرار گیرد. از این رو معمولاً، قیمت دارایی‌ها به اخبار اقتصادی واکنش حساسی نشان می‌دهد. تجربه نشان داده است که قیمت دارایی‌های سرمایه‌ای تحت تأثیر طیف گسترده‌ای از رویدادهای پیش‌بینی نشده قرار می‌گیرد و تأثیر برخی از این رویدادها، نسبت به دیگر رویدادها نیز بیشتر است (چن و همکاران[1]، ۱۹۸۶). برای تعیین بازده سرمایه از مدل‌های متنوع قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌شود. مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، یک پارادیم اصلی در حوزه مالی است (راعی و پویان‌فر، ۱۳۹۳). این مدل، تنها عامل ریسک سیستماتیک یا بازار را در نظر می‌گیرد. بنابراین، مدلی تک عاملی است، اما مدل‌های چند عاملی معدودی نیز برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها ایجاد شده‌اند.

احتمالا مشهورترین مدل چند عاملی، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ راس است که در سال ۱۹۷۶ طراحی شد(راس[2]، ۱۹۷۶). تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ رویکردی جدید و متفاوت در تعیین قیمت دارایی هست که تلاش می‌کند عوامل خارج از بازار را که بر اوراق بهادار اثر می‌گذارند، شناسایی کند. این تئوری متکی به قانون وجود یک قیمت است، یعنی دو قلم مشابه را نمی‌توان به قیمت‌های متفاوتی در بازار فروخت. یکی از مزایای این نظریه این است که به فرضیات قوی و مورد استفاده در تئوری قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای نیاز ندارد (إلتون و همکاران[3]، ۲۰۰۳).

در نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ فرض بر این است که فرصت‌های سود آربیتراژی به سرعت از طریق نیروهای رقابتی از بین می‌روند، بدین معنی که سرمایه‌گذار نمی‌تواند بازده مورد انتظار مثبتی را روی هر مجموعه از دارایی‌ها، بدون تحمل ریسک و بدون انجام سرمایه‌گذاری ویژه به دست آورد (بری و همکاران[4]، ۱۹۸۸).

در مدل APT دارایی بر اساس ریسک آن قیمت‌گذاری می‌شود، با این تفاوت که در این مدل منبع ریسک فقط یک عامل و آن هم پرتفولیوی بازار نیست، بلکه عوامل متعددی بر دارایی موثرند که به آن‌ها عوامل ریسک می‌گویند. بنا به فرض، تعداد عوامل ریسک

---

1. Chen et al.
2. ROSS
3. Elton et al.
4. Berry et al.

به نسبت تعداد دارایی‌ها کم هستند.

تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این فرض استوار است که قیمت سهام تحت تأثیر عوامل عمومی غیر همبسته و محدود و نیز یک عامل ویژه کاملاً مستقل از سایر عوامل قرار می‌گیرد. با استفاده از استدلال آربیتراژ نشان داده می‌شود که در یک بازار کارا بازده مورد انتظار سهام، یک ترکیب خطی از بتای عامل‌هاست(گرین‌ولد و فراسر[1]، ۱۹۹۷). ارتباط ریسک با سهام، ناشی از دو منبع است :الف) عوامل اقتصاد کلان که بر همه اوراق بهادار اثر می‌گذارند و تأثیر آنها بر تمامی دارایی‌ها در بازار توزیع می‌شود و نمی-توان با تنوع و گوناگونی در سهام آن را از بین برد. ب) عنصر ویژگی‌های فردی که منحصر به هر یک از اوراق بهادار است و بر مبنای تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ می‌توان به طور وسیعی در یک سبد سرمایه‌گذاری، تنوع و گوناگونی ایجاد کرد. بنابراین، در یک بازار کارا صرف ریسک تنها با عامل سیستماتیک (کلان اقتصادی) ارتباط دارد (واتشم و پارامور[2]، ۱۹۹۷).

به طور عام، بحث تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ بر این موضوع تأکید می‌کند که بازده یک دارایی به بازده مورد انتظار و یک بازده غیر منتظره (جزء غافلگیر کننده) تقسیم می‌شود. بنابراین، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ پیش‌بینی می‌کند که اخبار عمومی بر نرخ بازده همه سهام البته به میزان متفاوتی اثر می‌گذارد. از این جنبه، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ عمومیت بیشتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه-ای دارد، زیرا معتقد است که عوامل بیشتری بر نرخ بازده دارایی اثر می‌گذارند (کاسبرسن[3]، ۱۹۹۶).

معادله APT با این فرض شکل می‌گیرد که سرمایه‌گذاران عقیده دارند که بازده‌های i امین دارایی به وسیله مدل k عاملی به صورت زیر ایجاد می‌شود:

$$R_{it} = E(R_{it}) + b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \cdots + b_{ik}F_{kt} + u_{it}, \quad \text{i=1,…,N}$$

که در آن، R_{it} بازده بر روی دارایی i ام در زمان t، $E(R_{it})$ بازده انتظاری بر روی دارایی i ام، b_{ik} حساسیت دارایی i ام به عامل k ام، F_{it} عامل K ام است و U_{it} جز اختلال است. با $E(U_{it}) = 0, E(U_{it}\,U_{jt}) = 0$ هنگامی که $i \neq j$ و $i = j$ است. (فرانک جی. فابوزی و همکاران ۱۳۹۴). به طور کلی در مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ، به

[1]. Groenewold and Fraser
[2]. Watsham, and Parramore
[3]. Cuthbertson

جستجوی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود که اثر سیستماتیک بر روی بازده‌ای مورد انتظار بازار سهام دارند. همچنین، میزان تأثیر آن متغیرها بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها بررسی می‌شود. نتیجه مدل مذکور آن است که بازده سهام تحت تأثیر اخبار اقتصادی سیستماتیکی قرار دارند که بر اساس میزان ریسک قیمت‌گذاری می‌شوند و اخبار اقتصادی را می‌توان از طریق تغییرات در متغیرهای اقتصادی اندازه-گیری کرد(چن و همکاران[1]، ۱۹۸۶).

۳. مروری بر مطالعات تجربی

با توجه به اینکه سیاست‌های پولی و رویدادهای کلان اقتصادی با تأثیرات زیادی بر نوسان‌پذیری بازده سهام همراه هستند، بنابراین بررسی نقش متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام می‌تواند برتصمیمات سرمایه‌گذاری افراد در بورس تأثیر زیادی داشته باشد. از این‌رو بررسی رابطه میان بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی از جمله موضوعات مورد توجه محققان و پژوهشگران بوده است. بنابراین مطالعات انجام شده در زمینه موضوع پژوهش را می‌توان تحت دو عنوان مطالعات داخلی و خارجی مورد بررسی قرار داد.

جدول ۱. مروری بر مطالعات داخلی و خارجی

محقق/ سال	روش/ متغیرها/ بازه زمانی	نتایج
طیب‌نیا و سورانی (۱۳۹۲)	روش SUR برای تخمین سیستم معادلات . متغیرها: شاخص قیمت مصرف‌کننده، قیمت سکه، نرخ ارز آزاد، حجم پول، واردات و درآمدهای نفتی	برقراری APT در بورس تهران رد نمی‌شود.
سجادی و همکاران (۱۳۹۰)	سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتبط غیر خطی(NLSUR) متغیرها: نرخ تورم، عرضه‌ی پول، نرخ ارز،	- صرف ریسک مربوط به تغیرات پیش‌بینی نشده‌ی متغیرهای عرضه پول، نرخ ارز، ساختار دوره‌ای نرخ-های بهره و تولیدات صنعتی در سطح خطای ۵ درصد معنادار است

[1]. Chen at al.

	قیمت نفت، ساختار دوره‌ای نرخ‌های بهره و تولیدات صنعتی / ۱۳۷۶-۱۳۸۶	
ابونوری و مشرفی (۱۳۸۵)	ARDL/ نرخ تورم، نرخ ارز، قیمت نفت، شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی/۱۳۷۰-۱۳۸۰	یک رابطه تعادلی بلندمدت بین تورم، نرخ ارز و قیمت نفت با شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی به دست آمد. ضریب جمله خطا(ECM) برابر ۰/۰۶- بدست آمد. در میان متغیرهای اقتصاد کلان، تورم، قیمت نفت و نرخ ارز به ترتیب اثر معنادار و مثبت بر شاخص سهام صنعت پتروشیمی داشتند.
صمدی و همکاران (۱۳۹۰)	GARCH / نرخ ارز، قیمت جهانی طلا، نرخ تورم، حجم نقدینگی و قیمت نفت / ۱۳۸۹-۱۳۷۹	قیمت طلا، نرخ تورم و نرخ ارز متغیرهای تأثیر گذار بر بازده سهام بودند و نقدینگی و قیمت نفت تأثیری بر بازده سهام نداشتند. در بازار سهام تهران اثر اهرمی وجود دارد.
فرحی و مهدوی‌راد (۱۳۹۵)	ARDL / نوسانات نرخ ارز، قیمت نفت، نرخ تورم و نرخ بهره / ۱۳۸۶-۱۳۹۳	متغیر قیمت نفت اثر منفی بر میزان قیمت بازار سهام صنایع پترو شیمی دارد. متغیر نرخ تورم نیز تأثیری مثبت بر قیمت بازار سهام صنایع پتروشیمی دارد و متغیر نرخ بهره نیز تأثیری منفی و معنی‌دار بر قیمت سهام صنایع پتروشیمی دارد.
برقی اسکویی و همکاران (۱۳۹۳)	مدل‌های غیر خطی مارکوف سوئیچینگ / نرخ ارز و قیمت نفت / ۱۳۸۹:۱۲:۲۸ - ۱۳۸۴:۰۱:۰۱	تغیرات متغیر برون‌زای نرخ ارز واقعی و قیمت نفتت خام با یک وقفه تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص قیمت سهام داشته و اثر تغیرات متغیرهای فوق با دو وقفه تأخیر بر شاخص قیمت سهام، منفی و معنی‌دار بوده است.
رتی رونالد و خواکی و سپیکنانی[1] (۲۰۱۶)	مدل تصحیح خطای برداری / قیمت نفت، نرخ بهره، تولید صنعتی جهانی، پایه پولی و قیمت / ۲۰۱۳-۱۹۹۹	- در سطح جهانی بین پول، تولید صنعتی و قیمت ارتباط هم انباشتگی هست. - ارتباط مثبت بین قیمت جهانی نفت و نرخ بهره - ارتباط مثبت بین پول، تولید صنعتی و قیمت - ارتباط مثبت بین نرخ بهره و کاهش قیمت نفت - این ارتباط در کشورهای امریکا، منطقه یورو و چین قوی‌تر هست

1- Ratti, and Vespignani,

نعمان الکی و صالح باکر[1] (۲۰۱۴)	روش تخمین دو مرحله-ای و مرحله اول نوسانات را با AR بدست آورده و در مرحله شوک‌ها را با روش ساده رگرسیون پنل تخمین زده است./ تولید ملی و تورم / ۱۹۹۷-۲۰۱۳	-تأثیر گذاری بتاها بر هم ۲۰ تا ۲۶ درصد بود. و تأثیری که حساسیت شوک‌های تولید ملی روی بتای بازار سهام داشتند، قابل توجه‌تر و بیشتر از تورم بود.
آماد و پیرو[2] (۲۰۱۶)	هم‌انباشتگی چند متغیره / تولیدات صنعتی و نرخ بهره بلند مدت / ۱۰۱۳-۱۹۶۹	سهم هردو متغیر در تخمین قیمت سهام یکسان بود، با بررسی دقیق‌تر این اهمیت از نرخ‌های بهره به سمت تولیدات صنعتی حرکت کرد. همچنین این نتایج برای کشور آمریکا بسیار متفاوت بوده است.
نوید رضا و همکاران[3] (۲۰۱۶)	ARDL / قیمت طلا و قیمت نفت / ۲۰۰۸-۲۰۱۵	-قیمت طلا تأثیر مثبت بر قیمت سهام اقتصادهای بزرگ نوظهور کشورهای BRICS و تأثیر منفی بر بازار های سهام مکزیک، مالزی، تایلند، شیلی و اندونزی داشت. -قیمت نفت تأثیر منفی بر بازارهای سهام در کشورهای نوظهور داشت.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

مطالعات صورت گرفته در این حوزه را می‌توان به دو گروه تقسیم کرد: گروه اول مطالعاتی هستند که به آزمون برقراری نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ در بازار بورس تهران با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته‌اند و نتایج حاکی از این است که تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ یک مدل منطقی در توضیح بازد مورد انتظار هر سهم محسوب می‌شود و متغیرهای کلان اقتصادی معنادار و منابع ریسک سیستماتیک در بورس اوراق بهادار تهران هستند. گروه دوم مطالعاتی هستند که به بررسی اثر شوک‌های متغیرهای اقتصاد کلان و شوک‌های برون‌زا با استفاده از مدل‌های مختلف اقتصاد سنجی بر بازده سهام پرداخته‌اند. و نتایج حاکی از وجود ارتباط پویا میان متغیرهای اقتصاد کلان و بازده سهام است.

نتایج بررسی مطالعات در سطح داخلی و بین‌المللی نشان می‌دهد، پژوهش حاضر از چند منظر نسبت به سایر مطالعاتی که تاکنون صورت گرفته، متفاوت است:

الف- از الگوی PVAR که الگوی بدیعی در مطالعات این حوزه است استفاده شده و

1- Numan Ülkü and Saleh Baker
2. Amado Peiró
3. Naveed Raza et al.

سعی شده با استفاده از تکنیک PVAR تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی مشخص شود.

ب- از الگوی قیمت‌گذاری آربیتراژ برای بیان مبانی نظری و تحلیل عوامل ریسک که شامل عوامل کلان اقتصادی می‌شود، استفاده شده است.

۴. روش پژوهش : رگرسیون PVAR[1]

در این پژوهش به منظور بررسی رابطه متقابل و همچنین ارزیابی تأثیر شوک‌های بین متغیرهای اقتصاد کلان و بازده سهام شرکت‌های شمیایی و پتروشیمی به پیروی از ادبیات موضوع از روش خودرگرسیون برداری پانل(PVAR) استفاده می‌کنیم. روشی که ترکیبی از رویکرد الگوهای خودتوضیح برداری و داده‌های ترکیبی است. در این روش تمام متغیرهای الگو، با رویکرد داده‌های ترکیبی، درونزا خواهند بود. این موضوع به ما اجازه می‌دهد تا ناهمگنی انفرادی نادیده شده نیز مورد بررسی قرار گیرد (لاو و زیچینو، ۲۰۰۶). الگوی PVAR روش VAR مرسوم را در بر دارد، یعنی تمام متغیرها درون‌زا و وابسته فرض شده‌اند، اما داده‌ها از نوع ترکیبی (پانل) می‌باشند.

فرم ساختاری PVAR به صورت زیر می‌باشد:

$$y_{1it} + b_{12}y_{2it} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1i.t-1} + \gamma_{12}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{1it}$$
$$b_{21}y_{1it} + y_{2it} = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{1i.t-1} + \gamma_{22}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{2it}$$
$$\begin{pmatrix}\varepsilon_{1it}\\ \varepsilon_{2it}\end{pmatrix} \sim N(0.\Omega) \qquad where = \begin{pmatrix} w_1^2 & 0\\ 0 & w_2^2\end{pmatrix} \qquad (۱)$$

به طوری‌که دنباله‌های y_{1it} و y_{2it}مانا هستند ε_{1it}و ε_{2it}جملات اخلال به ترتیب با واریانس ω_1 و ω_2 بوده و مستقل از یکدیگر هستند. حداکثر وقفه‌های وارد شده در این معادلات، یک وقفه می‌باشد به همین دلیل معادلات بالا فرم ساختاری یک الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی مرتبه اول را تشکیل می‌دهند. ساختار سیستم فوق به گونه‌ای است که امکان تأثیرگذاری هر یک از دو متغیر بر دیگری فراهم است. البته اگر b_{12} مساوی صفر نباشد، ε_{1it} تأثیر غیر مستقیمی بر y_{2it}خواهد داشت و اگر b_{21} مساوی صفر نباشد، ε_{2it}تأثیر غیر مستقیمی بر y_{1it}خواهد داشت. تأثیرگذاری همزمان y_{1it} بر y_{2it} و همچنین y_{2it} بر y_{1it}نشان دهنده این است که معادلات فوق دارای فرم کاهش‌یافته نیستند. اگر فرم ساختاری بالا به صورت ماتریسی نوشته شود معادلات زیر حاصل می‌شود:

[1]. Panel Vector Autoregressive

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{21} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{1i.t-1} \\ y_{2i.t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{bmatrix}$$
$$\beta y_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 y_{i.t-1} + \varepsilon_{it} \quad . \quad \varepsilon_{it} \sim N(0.\Omega) \qquad (۲)$$

معادله (۲) برای حالت دو متغیره می‌باشد، فرم ساختاری PVAR برای حالت n متغیره به صورت زیر است.

$$\begin{bmatrix} Y_{1it} \\ Y_{2it} \\ Y_{3it} \\ \vdots \\ Y_{nit} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{10} \\ \gamma_{20} \\ \gamma_{30} \\ \vdots \\ \gamma_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & \cdots & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & \cdots & \gamma_{2n} \\ & & \vdots & & \\ & & \vdots & & \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \cdots & \gamma_{nn} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} Y_{1i,t-1} \\ Y_{2i,t-1} \\ Y_{3i,t-1} \\ \vdots \\ Y_{ni,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \\ \varepsilon_{3it} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nit} \end{bmatrix}$$

به دلیل وجود مکانیزم بازخورد در فرم ساختاری، معادلات (۱) و (۲) قابل برآورد نیستند، برای حل این مشکل باید فرم حل شده PVAR را به دست آورد. فرم ساختاری به صورت زیر به فرم حل شده تبدیل می‌شود.

$$\begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\gamma_{10}-b_{12}\gamma_{20}}{1-b_{21}b_{12}} \\ \frac{-b_{21}\gamma_{10}+\gamma_{20}}{1-b_{21}b_{12}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \frac{\gamma_{11}-b_{12}\gamma_{21}}{1-b_{21}b_{12}} & \frac{\gamma_{12}-b_{12}\gamma_{22}}{1-b_{21}b_{12}} \\ \frac{-b_{21}\gamma_{11}+\gamma_{21}}{1-b_{21}b_{12}} & \frac{-b_{21}\gamma_{12}+\gamma_{22}}{1-b_{21}b_{12}} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{1i,t-1} \\ y_{2i,t-1} \end{bmatrix} +$$
$$\begin{bmatrix} \frac{\varepsilon_{1it}-b_{12}\varepsilon_{2it}}{1-b_{21}b_{12}} \\ \frac{-b_{21}\varepsilon_{1it}+\varepsilon_{2it}}{1-b_{21}b_{12}} \end{bmatrix} \qquad (۳)$$

فرم حل شده را می‌توان به صورت زیر کامل‌تر نمود:

$$\begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix}\begin{bmatrix} y_{1i.t-1} \\ y_{2i.t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{bmatrix}$$
$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1it} \\ \varepsilon_{2it} \end{pmatrix} \sim N(0.\Sigma) \qquad where\ \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \qquad (۴)$$

$$y_{it} = A_0 + A_1 y_{i.t-1} + e_{it} \quad . \quad e_{it} \sim N(0.\Sigma) \qquad (۵)$$
$$\text{Where } A_0 = B^{-1}\Gamma_0 \quad . \quad A_1 = B^{-1}\Gamma_1 \quad and\ e_{it} = B^{-1}\varepsilon_{it}$$

معادله (۵) یک مدل استاندارد PVAR است. حال می‌توان معادلات (۴) را با روش

OLSبرآورد نمود. اما نمی‌توان از نتایج تخمین فرم خلاصه شده، اطلاعات مربوط به فرم ساختاری را به دست آورد، زیرا با تخمین سیستم دوم، متغیرهای σ_{11} و $\sigma_2^2.\sigma_1^2.\alpha_{22}.\alpha_{21}.\alpha_{12}.\alpha_{11}.\alpha_{20}.\alpha_{10}$ قابل برآورد و محاسبه است، این در حالی است که سیستم معادلات اولیه دارای ۱۰ پارامتر است که شامل ω_2^2 و ω_1^2 و دو انحراف معیار $\gamma_{20}.\gamma_{10}.\gamma_{22}.\gamma_{21}.\gamma_{12}.\gamma_{11}.b_{21}.b_{12}$ می‌باشد. به عبارت دیگر، فرم ساختاری دارای ۱۰ پارامتر است، در حالی که با تخمین فرم حل شده مدل PVAR، ۹ پارامتر برآورد می‌شود. لذا بدون اعمال قید بر یکی از پارامترها، تشخیص سیستم معادلات اولیه امکانپذیر نیست.در صورتی که فرض شود ضریب b_{12} یا ضریب b_{21}در فرم ساختاری PVAR صفر باشد، فرم ساختاری به صورت زیر خواهد شد. معادله(۶)، (در حالت زیر فرض شده ضریب b_{21}صفر است).

$$y_{1it} + b_{12}y_{2it} = \gamma_{10} + \gamma_{11}y_{1i.t-1} + \gamma_{12}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{1it}$$
$$y_{2it} = \gamma_{20} + \gamma_{21}y_{1i.t-1} + \gamma_{22}y_{2i.t-1} + \varepsilon_{2it}$$

در این حالت y_{2it}تأثیر همزمان بر y_{1it}دارد، اما y_{1it} با یک دوره تأخیر تأثیر بر y_{2it} می‌گذارد .اعمال این شرط که یکی از ضرایب b_{21} یا b_{12}صفر باشد می‌تواند بر اساس تئوری اقتصادی باشد، همچنین اعمال این شرط مشکل تشخیص و بازیابی ضرایب فرم ساختاری از نتایج تخمین فرم حل شده را برطرف می‌سازد(سامتی و همکاران ،۱۳۹۳)

البته در الگوهای PVAR می‌توان متغیرهایی را همچون متغیرهای مجازی و متغیرهای بین المللی را به عنوان متغیرهای برونزا افزود (بالتاجی[1]، ۲۰۰۸ و کانوا و سیکارلی[2]، ۲۰۱۳) ساختارکلی یک الگوی PVAR با لحاظ متغیرهای برون‌زا عبارتست‌از:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p}A_p + X_{it}\beta + u_i + e_{it}$$

نکته این مدل امکان لحاظ متغرهای برون‌زا در قالب بردار x است. مثلاً برای این تحقیق متغیرهای بازده قیمت نفت و بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند (کانوا و سیکارلی، ۲۰۱۳، کلیان و وگا[3]، ۲۰۱۱).

همانطور که می‌دانیم مدل‌های پویا[4]در مقوله پنل مشکلات خاصی را مطرح می-کنند. در یک مدل ساده پنل که فقط پویایی یک متغیر مطرح است در صورت وجود اثر ایستا (اثرات ثابت یا تصادفی) برآوردهای موسوم به روش‌های مرسوم دیگر نااریب و

[1]. Baltagi
[2]. Fabio Canova and Matteo Ciccarelli
[3]. Kilian and Vega
[4]. Dynamic

سازگار نیستند. حال وقتی بجای یک متغیر الگو را جهت بررسی پویایی چندین متغیر ربط می‌دهیم و الگوی VAR با Panel ترکیب می‌کنیم این مشکلات مضاعف می‌شود. بنابراین نیازمند روش‌های خاص مثل MLE[۱] یا GMM[۲] یا IV[۳] و.... هستیم و بدلیل خواص مطلوب روش GMM، استفاده می‌شود. به طور کلی در مدل Panel VAR با فرض یک وقفه (p=1) داریم:

$$y_{it} = A_0 + A_1 y_{i.t-1} + e_{it} + u_i \quad (۷)$$

u_i، بیانگر وجود اثرات مختص مقاطع (اثرات ثابت یا تصادفی) است. در مدل‌های ایستا به ترتیب به روش‌های LSDV[۴] و EGLS[۵] برآورد می‌شود، در مدل ایستا این برآوردها خواص مطلوب را دارند. اما در مدل‌های پویا به شکل بالا همین که متغیر وابسته‌ی با وقفه $y_{i.t-1}$ در سمت راست ظاهر شود. باعث می‌شود برآوردگرهای بالا، اریب‌دار و ناسازگار شوند. که دلیل این امر همبستگی حاصل شده به وسیله تبدیل ناشی از این روش‌ها، بین جمله خطا و متغیر سمت راست مدل می‌باشند. اگرچه تخمین به روش LSDV که معادل تخمین‌زن within می‌باشد و به معنی انحراف از میانگین گرفتن T مشاهده داخل هر مقطع و سپس کاربرد ols[۶] است، اثرات ثابت u_i را از مدل حذف می‌کند ولی بین $\bar{e}_{it}$ و $y_{i.t-1}$ همبستگی پدید می‌آید. لذا برای رفع این مشکل از دو تبدیل می توان استفاده کرد: الف) تفاضل مرتبه اول(fd)[۷]؛ ب) تبدیل هلمرت (fod)[۸]. روش GMM روی این مشاهدات تبدیل یافته انجام می‌شود. به طور کلی برآورد GMM مدل Panel VAR بدین صورت است: با تسری بحث به حالت VAR و داشتن بردار Y_{it} به جای تک سری y_{it}، ابتدا یکی از دو تبدیل بالا روی یکایک سری‌ها انجام می‌شود که سری y_{it} تبدیل یافته را با y_{it}^* نشان دهیم، داریم:

$$Y_{it}^* = \overline{Y_{it}^*} A + e_{it}^* \quad (۸)$$

که چنانچه روی کل دوره‌ها و مقاطع بسط دهیم، برآوردگر GMM، ماتریس A عبارت می‌شود از:

---

1. maximum likelihood estimation
2. Generalized Method of Moments
3. instrumental variables
4. Least Squares Dummy Variable
5. Empirical Generalized Least Squares
6. Ordinary Least Squares
7. First difference
8. forward orthogonal deviation

$$A = \left(\overline{Y^{*\prime}}\ Z\ \widehat{W}Z'\overline{Y^{*}}\right)^{-1}\left(\overline{Y^{*\prime}}\ Z\ \widehat{W}Z'Y^{*}\right) \qquad (۹)$$

که W ماتریس معکوس var-cov، ابزارها می‌باشد که چون خود آن هم از مجهولات است با نماد(^)[1] از تخمین آن استفاده می‌شود. لاو و آبریگو(۲۰۱۵)[2].

در معادله (۵)، y_{it} برداری شامل چهار متغیر، بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی(RET)، بازده قیمت نفت(DLOP)، نرخ واقعی ارز(ERR)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI)، نرخ سود سپرده یکساله(RF) و بازده کل بورس(DLTEPIX) است.

۵. معرفی داده‌ها و برآورد مدل

۵-۱.معرفی داده‌ها

با توجه به هدف پژوهش که بررسی رابطه متقابل بین متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است، ۱۸ شرکت شیمیای و پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران برای فاصله زمانی ۱۳۸۶ تا۱۳۹۵ (از فصل دوم ۱۳۸۶ تا فصل چهارم ۱۳۹۵) در نظر گرفته شده است. داده‌های مربوط به بازدهی سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی از نرم‌افزار ره‌آورد نوین گرفته شده است. همچنین، داده‌های مربوط به قیمت نفت سبک ایران با واحد هر بشکه به دلار آمریکا از تارنمای اوپک و داده‌های مربوط به نرخ ارز بازار آزاد، شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، نرخ سود سپرده یک‌ساله و همچنین شاخص کل قیمت سهام از آمار و اطلاعات بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران استخراج شده است. از آنجا که آثار شوک‌های درون‌زا و برون‌زا[3](قیمت نفت و شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی) بر بازده سهام تنها در فاصله زمانی کمتر از یک سال ظاهر می‌شود داده‌های مورد استفاده در این پژوهش به صورت فصلی است. اگر از داده‌های سالانه استفاده شود چنین اثراتی در مدل نادیده گرفته خواهد شد. از انجا که داده‌های مورد استفاده در این مقاله از نوع ترکیبی می‌باشند، ضروری است تا از نرم‌افزارهای اقتصاد سنجی که به این

---

[1]. Hat

[2]. Michael R.M. Abrigo and Inessa Love (February 2015)

[3]. با توجه به اینکه متغیرهای قیمت نفت و شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی به صورت برون‌زا و خارج از صنعت پتروشیمی تعیین می‌شوند لذا تأثیر آن‌ها در مدل به صورت برون‌زا دیده می‌شود.

منظور خاص تهیه شده‌اند استفاده گردد. با توجه به نرم‌افزارهای موجود، نرم افزار استاتا[1] انتخاب شده است. مزیت خاص این نرم‌افزار در سهولت استفاده و همچنین دقت و امکانات فراوان در تحلیل داده‌های ترکیبی و خصوصا الگوی خودتوضیح برداری پانل می‌باشد.

معرفی متغیرهای الگو:

بازده سهام(RET): عبارت است از نسبت کل عایدی (ضرر) حاصل از سرمایه‌گذاری در یک دوره معین به میزان سرمایه‌ای که برای کسب این عایدی در اول همان دوره بکار گرفته شده است. عایدی یک سرمایه‌گذاری از دو طریق کسب می‌گردد:

۱.تغییر در ارزش و قیمت اصل سرمایه مصروفه مانند قیمت سهام خریداری شده.

۲. سودهایی که در نتیجه سرمایه‌گذاری به اصل سرمایه تعلق می‌گیرد مانند سود نقدی سهام.

بازده سهام در این تحقیق از طریق فرمول زیر محاسبه می‌گردد[2].

$$\text{بازده کل} = \frac{\text{مزایای سهام جایزه} + \text{مزایای حق تقدم} + (\text{تفاوت قیمت سهم در اول و آخر سال مالی}) + \text{سود نقدی ناخالص هر سهم}}{\text{آخرین قیمت سهم در آخر سال مالی}}$$

بازده قیمت نفت(DLOP): منظور از متغیر قیمت نفت در این مقاله داده‌های قیمت نفت بر اساس قیمت نفت برنت می‌باشد که بر اساس هر بشکه نفت خام برای هر روز اعمال می‌گردد و در این مقاله از میانگین فصلی داده‌ها طی دوره مورد بررسی استفاده شده است.[3]

بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI): از تفاضل لگاریتم شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی به دست آمده است. **نرخ ارز واقعی(ERR):** از تقسیم نرخ ارز اسمی در بازار آزاد به شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی بدست آمده است. **نرخ سود سپرده(RF):** در برخی از تحقیقات داخلی در ایران (به طور مثال، در تحقیق اسلامی بیدگلی و همکاران، ۱۳۸۴) از نرخ بهره‌ی بانک-های دولتی به عنوان نرخ بازده‌ی بدون ریسک استفاده شده است. با توجه به اینکه نرخ

---

[1] .Stata

[1]. داده‌های بازدهی از نرم‌افزار ره آورد نوین گرفته شده و این عملیات برای بدست آوردن بازدهی صورت گرفته است.

[2]. با توجه یه اینکه در واقع قیمت نفت، قیمت خرید این دارایی است بازده ناشی از نگهداری این دارایی برای یک فصل از طریق تفاضل لگاریتمی آن به دست می‌آید و از آنجا که در این مقاله بر الگو سازی بازده شرکت‌ها تمرکز شده است لذا از بازده قیمت نفت استفاده شده است.

سود بانکی به صورت سالانه است و سایر متغیرهای مورد استفاده در این تحقیق به صورت فصلی در نظر گرفته شده‌اند، برای همگن‌سازی داده‌ها و دست‌یابی به نتایج قابل اتکا، نرخ سود سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت بانکی به صورت فصلی به عنوان نرخ بازده‌ی بدون ریسک فصلی در نظر گرفته شده است . **بازده کل بورس(DLTEPIX):** شاخص قیمت و بازدۀ نقدی یا همان شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX از فروردین ۱۳۷۷ در بورس تهران محاسبه و منتشر شده است. تغییرات این شاخص نشانگر بازدۀ کل بورس است و از تغییرات قیمت و بازدۀ نقدی پرداختی، متأثر می شود[۱].

جدول (۱)، آمار توصیفی متغیرهای مدل را نشان می‌دهد.

جدول ۱..آمار توصیفی متغیرهای مدل خودرگرسیون برداری پانل

متغیر	مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
RET	۷۲۰	۱۰/۱۲۹۹۱	۲۹/۳۹۷۴۱	-۵۶/۴۷۷	۱۵۰/۶۹۹
DLTEPIX	۷۰۲	۰/۰۵۴۳۰۱۱	۰/۱۷۰۲۷۹۶	-۰/۴۳۱۷۵۷	۰/۴۹۷۷۸۶۵
DLOP	۷۰۲	-۰/۰۰۵۱۷۶۱	۰/۱۹۶۴۱۵	-۰/۶۸۰۵۱۹۱	۰/۳۲۸۰۳۰۶
ERR	۷۲۰	۱۵۴/۷۸۴۵	۲۶/۵۰۶۵۷	۱۱۳/۳۶۴۲	۲۳۵/۱۱۴۱
DLPI	۷۰۲	-۰/۰۲۰۷۰۶۸	۰/۳۱۲۹۶۱۴	-۱/۷۱۰۱۹۴	۰/۶۳۵۰۹۶۵
RF	۷۲۰	۴/۰۳۸۴۶۲	۰/۷۰۴۱۹۷۱	۳/۱۲۵	۵/۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

جدول(۱)، آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرهای بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی(RET)، بازده قیمت نفت(DLOP)، نرخ ارز واقعی(ERR)، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی(DLPI)، نرخ سود سپرده(RF) و بازده کل بورس(DLTEPIX) را به تصویر می‌کشد. همان‌طور که مشاهده می‌شود میانگین نرخ ارز بیشترین مقدار و میانگین بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی کم‌ترین مقدار را دارا می‌باشد. و همچنین کوچکترین داده مربوط می‌شود به بازده سهام شرکت‌های شیمیای و پتروشیمی و بزرگترین داده مربوط می‌شود به نرخ ارز واقعی و

---

[۱]. این شاخص کلیۀ شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را دربردارد و شیوۀ وزن‌دهی و محاسبۀ آن همانند شاخص کل قیمت (TEPIX) است و تنها تفاوت میان آن دو در شیوۀ تعدیل آن‌ها است. شاخص قیمت و بازدۀ نقدی بورس تهران با فرمول زیر محاسبه می شود.

$$\text{TEDPIX}_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{it} q_{it}}{RD_t} * 100$$

p_{it}= قیمت شرکت iام در زمان t، q_{it}= تعداد سهام منتشره شرکت iام در زمان t، RD_t= پایۀ شاخص قیمت و بازدۀ نقدی در زمان t که در زمان مبدأ برابر $\sum p_{i0} q_{i0}$ بوده است.

انحراف معیار محاسبه شده در جدول نشان می‌دهد نوسانات متغیر بازدهی سهام نسبت به متغیرهای دیگر بیشتر می‌باشد. برای متغیر RET، میانگین بازدهی سهام شرکت‌های مورد بررسی تقریبا ۱۰درصد شده است و نوسانات بازدهی آن برای شرکت‌های مورد بررسی تقریبا ۲۹درصد و همچنین حداقل بازدهی تقریبا منفی۵۶درصد است که مربوط می‌شود به فصل چهارم سال ۱۳۸۷ برای شرکت بین‌المللی محصولات پارس و حداکثر بازدهی تقریبا ۱۵۰ درصد است که مربوط می‌شود فصل سوم سال ۱۳۹۲ برای شرکت شیمیایی فارس.

۵-۲. نتایج برآورد الگوی تجربی

جهت برآورد از برنامه نوشته شده توسط لاو و آبریگو (۲۰۱۵) تحت نرم‌افزار استتا ۱۵ استفاده شده است.

۵-۲-۱. آزمون پایایی

پیش از برآورد مدل، لازم است پایایی تمام متغیرهای مورد استفاده در تخمینها آزمون شود، زیرا ناپایایی متغیرها چه در مورد سری زمانی و چه داده‌های پانلی باعث بروز مشکل رگرسیون کاذب می‌شود.

در داده‌های ترکیبی، آزمون‌های متفاوتی برای بررسی ایستایی متغیرهای مورد بررسی وجود دارد. در این مورد، قبل از برآورد مدل، ایستایی متغیرها با استفاده از آزمون ایم، پسران و شین(IPS) و آزمون لوین و لین و چو(LLC)، بررسی شده است.

جدول ۲. بررسی ایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل با استفاده از آزمون IPS و LLC

متغیر	IPS			LLC		
	آماره t	احتمال	نتیجه	آماره t	احتمال	نتیجه
RET	-۱۲/۲۷۶۵	۰/۰۰۰۰	I(۰)	-۱۶/۱۶۷۴	۰/۰۰۰۰	I(۰)
DLPI	-۱۵/۲۶۱۰	۰/۰۰۰۰	I(۰)	-۱۱/۴۶۷۸	۰/۰۰۰۰	I(۰)
DLOP	-۱۳/۸۰۴۱	۰/۰۰۰۰	I(۰)	-۱۸/۶۰۲۹	۰/۰۰۰۰	I(۰)
ERR	-۲/۲۸۸۷	۰/۰۱۱۰	I(۰)	-۵/۲۹۹۰۱	۰/۰۰۰۰	I(۰)
FR	-۱۶/۳۸۸۷	۰/۰۱	I(۰)	-۴/۲۶۳۸	۰/۰۱	I(۰)
DLTEPIX	-۱۵/۶۸۸۱	۰/۰۰۰۰	I(۰)	-۱۰/۶۸۲۲	۰/۰۰۰۰	I(۰)

ماخذ: محاسبات پژوهش با استفاده از نرم افزار Stata 15

بر این اساس، نتایج آزمون ایستایی IPS، با فرض وجود ریشه واحد جداگانه برای هر مقطع، نشان می‌دهد که متغیرهای بازده سهام، رشد قیمت نفت، رشد شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی و نرخ واقعی ارز در سطح احتمال ۵درصد پایا هستند. هم‌چنین، نتایج آزمون ریشه واحد LLC، با فرض وجود ریشه واحد مشترک در میان

همه مقاطع، نشان می‌دهد که متغیرهای مورد بررسی پایا بوده و بنابراین فرضیه صفر، مبنی بر وجود ریشه واحد را نمی‌توان پذیرفت و متغیرهای مورد بررسی ایستا هستند. با حصول اطمینان از ایستایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم انباشتگی پانلی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به برآورد مدل پرداخت.

۵-۲-۲. تعیین مقدار وقفه بهینه

تحلیل خودرگرسیون برداری پانل هم در تصریح مدل و هم در شرط گشتاور بر اساس انتخاب مرتبه وقفه بهینه انجام میشود. آندرز و لو[1](۲۰۰۱) معیاری ترکیبی برای مدل‌های GMM بر اساس J هانسن[2](۱۹۸۲) معرفی نمودند. این معیار (MMSC) کاملاً مشابه معیارهای انتخاب مدل‌های درستنمایی محور، نظیر آکائیک(AIC) (آکائیک[3] ،۱۹۶۹)، بیزین (BIC) (بیزین، ۱۹۷۸؛ ریسانن، ۱۹۷۸ آکائیک، ۱۹۷۷)[4] و هنان-کوئین (HQIC) (هنان و کوئین[5]، ۱۹۷۹) است. معیارهای طول وقفه بهینه با پیش‌فرض ۴ وقفه ارائه می‌شود چون کمیت‌های حاصله حاوی j-statistic است که به شرط بیش از حد مشخص بودن متفاوت از صفر می‌شود. لذا اگر ابزارهای GMM بزرگ نباشند برابر صفر شده و بسیاری از معیارها قابل ارائه نیستند و در این حالت فقط ضریب تعیین کلی مدل(CD) ارائه می‌شود که به هرحال هرجا MAX باشد وقفه بهینه مشخص شده است اگر سایر ابزارها زیاد باشند تغییر معیارها نیز ارائه می‌شود که مشابه (AIC)، (BIC) و (HQIC) در جایی که MIN هستند وقفه بهینه تعیین می‌شود. نتایج تعیین وقفه بهینه الگوی PVAR با حداکثر ۳ وقفه در جدول(۳) ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج تعیین وقفه بهینه الگوی PVAR

lag	CD	j	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
۱	۰/۸۵۰۱۸۸۴	۴۰۲/۲۸۶۸	۲/۴۹e-۵۱	۴/۴۴۹۴۰۷	۲۷۸/۲۸۶۸	۱۷۱/۷۸۲۱
۲**	۰/۰۶۵۱۴۲۵	۲۳۳/۲۳۷۴	۷/۲۶e-۲۷	-۶۱/۹۳۲۲۸	۱۴۱/۲۳۷۴	۶۲/۲۱۷۷۸
۳	۰/۹۹۷۲۴۳۸	۴۱۱/۳۸۶۱	۱/۲۶e۶۸-	۲۱۸/۸۸۴۱	۳۵۱/۳۸۶۱	۲۹۹/۸۵۱۵

ماخذ: یافته‌های پژوهش

** مرتبه وقفه بهینه الگو

[1]. Andrews and Lu
[2]. Hansen
[3]. Akaike
[4]. Schwartz, 1978. Rissanen, 1978. Akaike, 1977.
[5]. Hannan and Quinn

در میان این معیارها، معیار SC ساده‌ترین مدل یا مدلی با کمترین پارامترهای برآورده شده و معیارAIC مدلی با بیشترین پارامترهای برآورده شده را انتخاب می‌کند(لوتکپول، ۲۰۰۵). نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه مدل با استفاده از معیار SC، AIC و QIC دلالت بر انتخاب مرتبه وقفه دو برای الگو دارد.

۵-۲-۳. برآورد مدل

در این بخش مدلی را برآورد می‌کنیم که در یک چارچوب خودرگرسیون برداری پانل، متغیرهای مورد استفاده در مدل را ترکیب می‌کند. این چارچوب، امکان آن را فراهم می‌کند که همه متغیرهای سیستم بر یکدیگر اثرگذار باشند. به سخن دیگر، این مدل، همه ارتباطات متقابل ممکن بین متغیرهای مدل را به حساب می‌آورد. با این‌وجود، تمرکز اصلی در این مقاله بررسی اثر شوکهای کلان بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی است. ترتیب ورود متغیرها به این صورت است که پنج متغیر کلان بازده قیمت نفت، نرخ ارز واقعی، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، نرخ سود سپرده و بازده کل بورس وارد مدل شده‌اند. که دو متغیر بازده قیمت نفت و بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی با توجه به اینکه به صورت برون‌زا و خارج از صنعت پتروشیمی تعیین می‌شوند لذا تأثیر آن‌ها در مدل به صورت برون‌زا دیده می‌شود. الگوهای VAR قادرند بعضی از متغیرهای برون‌زا، همانند روند، مجازی فصلی و متغیرهای اقتصادی بین المللی را در نظر بگیرند[۱]. همچنین برنامه نرم‌افزار Stata قابلیت اجرای مدل با وجود متغیر برون‌زا را دارد، یعنی می‌توان متغیرهای برون‌زا را در مدل لحاظ کرد. ساختارکلی یک الگوی PVAR عبارتست‌از:

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p}A_p + X_{it}\beta + u_i + e_{it}$$

نکته این مدل امکان لحاظ متغرهای برون‌زا در قالب بردار x است. مثلاً برای این تحقیق متغیرهای بازده قیمت نفت و بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی برون‌زا در نظر گرفته شده‌اند. پس معادله تخمینی ضریب β را به ما می‌دهد، و به دلیل اینکه این دو متغیر برون‌زا تلقی می‌شوند، معادله‌ای ندارند و فقط به عنوان x یا پدیده برون‌زا وارد مدل می‌شوند. وقتی متغیر برون‌زایی وارد مدل دینامیک می‌شود محاسبه فرمی بنام فرم نهایی[۲]مورد پیدا می‌کند که در آن درون‌زاها بر حسب برون‌زاها و مقادیر با وقفه و جاری جملات خطا داده می‌شوند. پس از ضریب آن می‌توان اثر Xها را بر Yها

---

۱. بالتاجی ص، ۵۹۵

2. Final Form

تحلیل کرد که به dynamic multiplier معروف شده‌اند، دنبال می‌کنند یک تغییر در X در طی زمان چه تأثیری روی درون‌زاها دارد.

جدول(۴)، نتایج برآورد ضرایب GMM سیستمی مدل PVAR را نشان می‌دهد که بر این اساس بیشتر آنها معنی‌دار هستند. از آنجا که مبنای مدل‌های خود رگرسیون برداری اعم از حالت سری زمانی و یا داده‌های تابلویی بر اساس پیش‌بینی است بنابراین ضرایب این مدل چندان تفسیر نمی‌شوند. ضمن آنکه به دلیل حضور متغیرهای با وقفه‌ی زمانی تفسیر آنها مشکل است. بر همین اساس برای تفسیر خروجی‌های این روش آماری و اقتصادسنجی از توابع ضربه و پاسخ و تجزیه واریانس استفاده می‌شود.

جدول ۴. برآورد ضرایب مدل خودرگرسیون برداری پانل

	RET	ERR	RF	DLTEPIX
RET(-1)	۰/۱۳۱۲۹۵۲ ۲/۰۶	-۰/۰۸۷۹۲۹۴ -۴/۹۶	-۰/۰۰۶۶۴۷ -۱/۴۳	۰/۰۰۰۵۷۵۴ ۱/۸۷
ERR(-1)	۰/۵۷۴۶۹۶۲ ۳/۷۴	۱/۳۸۱۰۴۷ ۵۱/۶۶	۰/۰۰۰۲۲۹۲ ۰/۲۵	۰/۰۰۱۹۳۶۱ ۲/۶۶
RF(-1)	-۱۲/۱۸۵۱۴ -۲/۷۵	۶/۷۸۱۳۵ ۳/۹۸	۱/۰۷۰۱۵۶ ۳۵/۵۶	-۰/۱۲۷۱۶۲۵ -۶/۳۵
DLTEPIX(-1)	۳۱/۲۵۹۸۵ ۳/۶۷	۱۳/۵۱۰۴۴ ۴/۶۴	-۱/۱۹۶۳۸۸۸ -۱۳/۵۴	۰/۰۲۵۵۷۱۶ ۰/۳۸
RET(-2)	۰۴۲۹۶۶۲۲ -۰/۸۶	۰/۰۰۸۲۱ ۰/۵۴	۰/۰۰۱۴۸۴۹ ۳/۱۵	۰/۰۰۰۷۳ ۲/۴۵
ERR(-2)	-/۱۵۳۱۳۳۲ -۱/۲۰	-۰/۵۲۷۶۸۴ -۱۹/۷۵	۰/۰۰۱۵۶۰۳ ۲/۳۳	۰/۰۰۰۵۷۰۴ ۰/۹۳
RF(-2)	۴/۰۹۸۷۶۵ ۱/۱۷	-۴/۴۷۸۵۳ -۳/۰۸	-۰/۳۰۴۷۶۴۵ -۹/۷۱	۰/۰۶۴۷۲۹۹ ۴/۱۹
DLTEPIX(-2)	-۱۸/۱۰۲۲۸ -۱/۷۲	۱۴/۷۶۷۱۳ ۵/۲۱	۰/۴۰۱۵۸۸۴ ۴/۶۰	-۰/۳۰۸۲۸۹۲ -۵/۶۸
DLOP	-۰/۵۵۹۰۶۱۷ -۰/۰۶	-۱۶/۵۷۱۵۲ -۷/۳۸	-۰/۷۰۵۱۷۱۲ -۸/۹۷	-۰/۰۳۸۷۶۰۷ -۰/۹۱
DLPI	-۰/۰۲۵۰۸۵۵ ۰/۹۵۰	۰/۰۵۰۱۹۹۹ ۷/۲۳	۰/۰۰۱۵۱۴ ۸/۳۳	۰/۰۰۰۳۷۵۴ ۴/۰۶

مدل خودرگرسیون برداری پانل با استفاده از روش GMM سیستمی برآورد می‌شود. سطر اول برای هر متغیر، نشان‌دهنده ضرایب برآورد شده و سطر دوم، آماره Z را نشان می‌دهد.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

الگوی PVAR دارای مدل VAR روی مقاطع است. لذا همانند هر الگوی VAR باید ثبات[1] یا پایداری آن وجود داشته باشد، تا امکان نمایش آن به صورت میانگین متحرک برداری از مرتبه بی نهایت[2] قابل طرح باشد. تا نهایتاً بتوان توابع ضربه-پاسخ و تجزیه

[1]. Stable
[2]. Infinite-order Vector Moving-Average (VMA)

واریانس خطای پیش‌بینی[1] را حساب کرد. لوتکپول[2] (۲۰۰۵) و همیلتون[3] (۱۹۹۴) هر دو نشان دادند که مدل خودرگرسیون برداری در صورتی پایدار است که کلیه ماژول‌های ماتریس همراه اکیدا کوچک‌تر از یک باشند. برقراری این شرط (شرط پایداری) متضمن معکوس پذیر بودن مدل خودرگرسیون برداری پانل است. برای ثبات بدیهی است که نیازمند محاسبه مقادیر ویژه[4] سیستم تفاضل مدل Panel VAR هستیم و باید ترکیب بخش مختلط حاوی ۲ بخش عدد حقیقی و موهومی ریشه‌های مشخصه که با Modulus مشخص می‌شود، قدر مطلق کوچکتر از یک داشته باشند. نمودار (۱) مربوط به مقادیر ویژه ، نشان می‌دهند که شراط پایداری برقرار بوده و بنابراین مدل برآوردی پایدار است، چرا که همه مقادیر ویژه، درون دایره واحد قرار دارند.

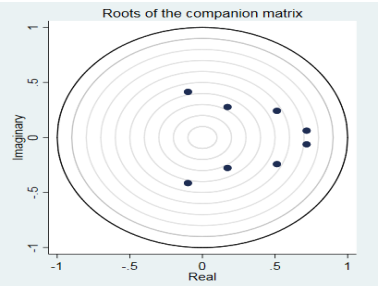
جدول ۵.شرط پایداری مقادیر ویژه

مقدار ویژه		ماژول‌ها
حقیقی	موهومی	
۰/۷۱۷۵۹۵۲	-۰/۰۶۲۰۷۱۴	۰/۷۲۰۲۷۴۷
۰/۷۱۷۵۹۵۲	-۰/۰۶۲۰۷۱۴	۰/۷۲۰۲۷۴۷
۰/۵۱۳۰۸۸۸	-۰/۲۴۲۰۷۹۶	۰/۵۶۷۳۲۹۴
۰/۵۱۳۰۸۸۸	-۰/۲۴۲۰۷۹۶	۰/۵۶۷۳۲۹۴
-۰/۰۹۹۴۶۵۲	-۰/۴۱۴۴۹۷۴	۰/۴۲۶۲۶۴۵
-۰/۰۹۹۴۶۵۲	-۰/۴۱۴۴۹۷۴	۰/۴۲۶۲۶۴۵
۰/۱۷۲۸۱۵۸	-۰/۲۷۷۱۰۷۵	۰/۳۲۶۵۷۹۱
۰/۱۷۲۸۱۵۸	-۰/۲۷۷۱۰۷۵	۰/۳۲۶۵۷۹۱

همه مقادیر ویژه درون دایره واحد قرار دارند، بنابراین شرط پایداری برقرار است.

ماخذ: یافته‌های پژوهش

نمودار ۱. گراف مقادیر ویژه آزمون شرط ثبات الگو



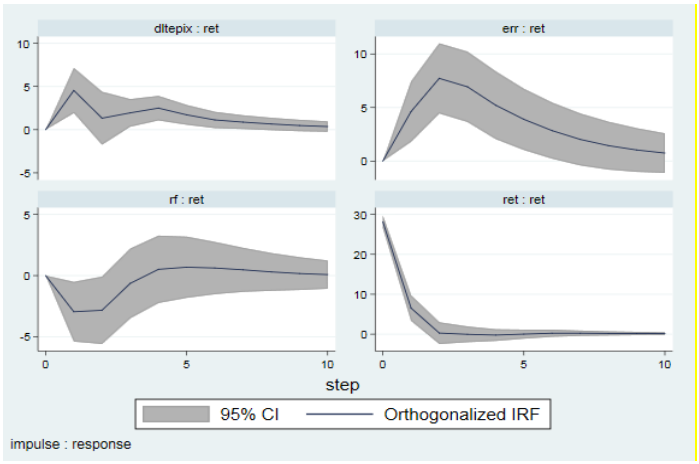
ماخذ: یافته‌های پژوهش

[1]. Forecast-error Variance Decomposition
[2]. Lutkepohl
[3]. Hamilton
[4]. Eigenvalue

این بخش از مقاله، به بررسی توابع ضربه-پاسخ[1] مربوط به شوک‌های متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی می‌پردازیم. توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) مانند تجزیه واریانس، یک نمایش میانگین متحرک از الگوی VAR یا VECM می‌باشد. توابع عکس‌العمل آنی، رفتار پویایی متغیرهای الگو را به هنگام ضربه واحد به هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه‌ها به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند. در واقع توابع واکنش تکانه‌ای توصیف‌کننده واکنش یک متغیر نسبت به یک شوک در سیستم است، در حالی که اثر سایر شوک‌ها صفر در نظر گرفته می‌شود.

نمودار (۲) نشان دهنده واکنش پویای متغیر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی نسبت به شوک‌های متغیرهای درون‌زا تحقیق می‌باشد. در این نمودار محور افقی زمان و محور عمودی اندازه انحراف از مقدار اولیه را نشان می‌دهد.

نمودار ۲. واکنش بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی به شوک در متغیرهای اقتصاد کلان



(با خطای ۵ درصد محاسبه شده در هر طرف با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو[2] با ۲۰۰ تکرار)

مأخذ: یافته‌های پژوهش

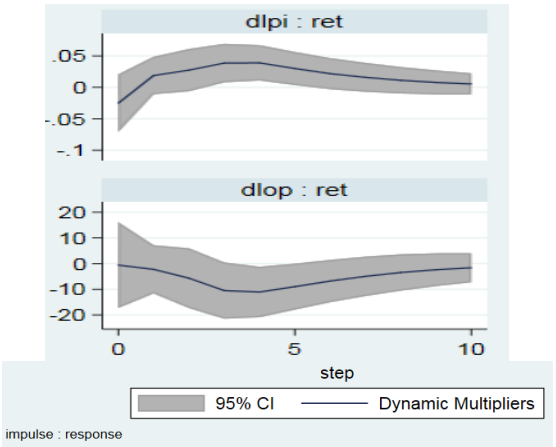
[1]. Impulse Response Function

[2]. روش مونت کارلو به عنوان تکنیکی در نظر گرفته می شود که از اعداد تصادفی برای یافتن راه حل های یک مدل استفاده می نماید. اعداد تصادفی، متغیرهای تصادفی مستقل هستند که به صورت یکنواخت در فاصله بین ۱و۰ توزیع می شوند. به صورت ساده، شبیه سازی مونت کارلو، با تلفیق شبیه سازی و نمونه گیری تصادفی، پیش بینی آینده را به طور مصنوعی به وسیله تولید هزارها نمونه تصادفی از تابع توزیع متغیرهای ورودی میسر می سازد و تاثیر تغییرات احتمالی متغیرهای ورودی را بر خروجی مدل آنالیز می کند. عملا، روش شبیه سازی مونت کارلو برای آنالیز ریسک، کمی نمودن آن، آنالیز حساسیت و پیش بینی به کارگرفته می شود.

نمودار (۲) واکنش بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی در برابر شوکی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز واقعی ، نرخ سود سپرده و بازده کل بورس را طی دوره ۱۰ ساله نشان می‌دهد. در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود، به واسطه یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز واقعی در دوره مورد بررسی، بازده سهام شرکت‌های پتروشیمی و شیمیایی ابتدا افزایش می‌یابد که این افزایش تا ۳ دوره ادامه خواهد داشت که کاملاً موافق انتظار می‌باشد. سپس اثر شوک کمتر شده و به سمت صفر همگرا می‌شود. همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در بازده کل بورس در دوره مورد بررسی، بازده سهام شرکت‌های پتروشیمی و شیمیایی ابتدا افزایش می‌یابد چرا که بنا بر نظریه‌های اقتصاد مالی، باعث علامت دهی به فعالان اقتصادی در جهت سود آوری سرمایه‌گذاری در بورس می‌شود. سپس به مرور اثر شوک کمتر شده و به سمت صفر همگرا می‌شود. همچنین ملاحظه می‌شود یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در نرخ سود سپرده، بازده سهام شرکت‌های پتروشیمی و شیمیایی را ابتدا کاهش داده، سپس اثر شوک کمتر شده و پس از ۱۰ دوره به سمت صفر همگرا می‌شود. این امر نیز مطابق با الگوی نظریه‌های نوین سبد دارایی‌ها است چرا که با افزایش بازده دارایی بدون ریسک (سپرده‌گذاری)، جریان نقد از بورس خارج می‌شود.

نمودار (۳) نشان‌دهنده واکنش پویای متغیر بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی نسبت به شوک‌های متغیرهای برون‌زا تحقیق می‌باشد. در این نمودار محور افقی زمان و محور عمودی اندازه انحراف از مقدار اولیه را نشان می‌دهد.

نمودار ۳. واکنش بازده سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی به شوک در متغیرهای برون‌زا مدل



مأخذ: یافته‌های پژوهش

همچنین نتایج توابع ضربه-پاسخ در نمودار(۳) نشان می‌دهد، به واسطه یک شوک به اندازه یک انحراق معیار در بازده قیمت نفت در دوره مورد بررسی، ابتدا بازده سهام کاهش یافته و پس از ۱۰ دوره اثر شوک میرا شده است. و همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی در دوره مورد بررسی، بازده سهام ابتدا افزایش می‌یابد. سپس اثر شوک کمتر شده و به سمت صفر همگرا می‌شود. بنابراین شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر نرخ ارز واقعی، بازده کل بورس و بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی اثر مثبت بر بازده سهام صنایع پتروشیمی دارد. و شوک به اندازه یک انحراف معیار در متغیر بازده قیمت نفت و نرخ سود سپرده اثر منفی بر بازده سهام صنایع پتروشیمی دارد.

۵. جمع‌بندی، نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

سهام شرکت‌های شیمیایی و پتروشیمی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار طی سال های اخیر مورد توجه بسیاری از سهامداران بوده است به طوری که سهام مربوط به این شرکت‌ها بیش از ۲۲ درصد از کل ارزش سهام بازار سرمایه را طی سالهای ۹۳ تا ۹۵ به خود اختصاص داده است(سازمان بورس اوراق بهادار، گزارش های عملکرد ماهانه دی ماه ۹۵). بنابراین با توجه به اهمیت و جایگاه صنعت پتروشیمی در بازار سرمایه، بررسی و ارزیابی عوامل و متغیرهای که بر قیمت سهام این شرکت‌ها اثر گذار است بسیار مهم می‌باشد. در این مقاله با بهره‌گیری از داده‌های فصلی اقتصاد کلان برای دوره زمانی ۱۳۸۶ تا ۱۳۹۵ با استفاده از تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در چارچوب الگوی PVAR به بررسی تاثیر شوک متغیرهای اقتصاد کلان، نظیر: بازده قیمت نفت، نرخ ارز واقعی، بازده شاخص قیمت محصولات شیمیایی و پتروشیمی، نرخ سود سپرده و بازده کل بورس بر بازده سهام شرکت‌های شمیایی و پتروشیمی پرداختیم. برای این منظور، ابتدا آزمون پایایی متغیرهای الگو انجام شد و سپس با استفاده از آماره j هانسن(۱۹۸۲)، که مشابه معیارهای انتخاب مدل‌های درستنمایی محور، نظیر آکائیک(AIC)(آکائیک، ۱۹۶۹)، بیزین(BIC) و هنان-کوئین(HQIC) است. نتایج نشان داد وقفه بهینه الگو، دو وقفه خواهد بود. در ادامه الگوی PVAR تخمین خورد که اکثر متغیرهای مورد بررسی معنی دار شدند و همچنین آزمون شرط ثبات الگو حاکی از آن بود که تمام مقادیر ویژه داخل دایره واحد قرار دارند و سیستم پایدار است. در پایان با استفاده از توابع واکنش تکانه‌ای، اثر شوک متغیرهای اقتصاد کلان بر بازده سهام شرکت‌ها مورد بررسی قرار

گرفت.

نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازده سهام شرکتهای پتروشیمی و شیمیایی معنی‌دار است و فرضیات تحقیق تأیید می‌شوند. این نتایج حقایق مهمی را آشکار می‌سازند که می‌تواند در قالب توصیه سیاستی مورد توجه سیاستگذاران و سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه قرار گیرد:

الف- اثر متغیر بازده قیمت نفت منفی بوده است. با توجه به آن که نفت به عنوان ماده اولیه و خوراک برای صنعت پتروشیمی مورد استفاده قرار می‌گیرد با افزایش قیمت آن هزینه‌های تولیدی برای صنایع متکی به نفت افزایش می‌یابد که موجب کاهش جریان نقد آتی سهام و همچنین کاهش قیمت و بازده سهام صنایع وابسته از جمله صنعت پتروشیمی می‌شود.

ب- نتایج در مورد نرخ ارز واقعی نشان می‌دهد اثر این متغیر مثبت و معنی دار است. در واقع به دلیل ماهیت صادراتی صنعت پتروشیمی، تغیرات نرخ ارز در درآمد ارزی و در نهایت سودآوری شرکت مؤثر است که به دلیل انعکاس مستقیم سود در صورت سود و زیان قیمت هرسهم به طور مستقیم تأثیر می‌پذیرد.

ج- همچنین یک شوک به اندازه یک انحراف معیار در بازده کل بورس در دوره مورد بررسی، بازده سهام شرکت های پتروشیمی و شیمیایی ابتدا افزایش می‌یابد چرا که بنا بر نظریه‌های اقتصاد مالی، باعث علامت دهی به فعالان اقتصادی در جهت سود آوری سرمایه گذاری در بورس می شود. سپس به مرور اثر شوک کمتر شده و به سمت صفر همگرا می‌شود.

د- همچنین نتایج حاکی از اثر معکوس و معنی‌دار نرخ سود سپرده بانکی است در واقع سود سپرده بانکی همراه با سایر بازارها همچون بازار مسکن، ارز و طلا همواره به عنوان جایگزین سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه مطرح است. با افزایش سود بانکی، بخشی از سهام‌داران با درجه ریسک‌گریزی بالاتر، سرمایه خود را از بازار سرمایه خارج کرده و سرمایه‌گذاری در بانک و کسب سود بدون ریسک را بر کسب سود توام با ریسک از طریق خرید و فروش سهام ترجیح می‌دهند که منجر به خروج نقدینگی از بازار سرمایه و کاهش ارزش بازار می‌شود و به طور حتم هرچه نرخ بهره بانکی بیشتر افزایش داشته باشد بازار بدون ریسک سود سپرده به طور حتم بسیار جذاب‌تر خواهد شد و آنچه در ایران شاهد آن بوده‌ایم این افزایش شدید نرخ سود بانکی حتی افراد ریسک‌پذیر را هم به خود جذب خواهد نمود. بر این اساس و با توجه به دلایل ذکر شده می‌توان انتظار

داشت که افزایش سود بانکی می‌تواند سبب کاهش نسبت سود به قیمت میانگین بازار و افت ارزش بازار شود. از طرفی بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از بخش‌های اصلی بازار سرمایه جایگاه مهمی در جمع‌آوری سرمایه و انتقال آن به واحدها و شرکت‌هایی که متقاضی وجوه هستند دارد. به طور کلی بورس اوراق بهادار با سازوکاری که ارائه می‌دهد، می‌تواند وجوه سرگردان جامعه را به سمت فعالیت‌های مولد سوق داده و از این طریق موجب رشد و توسعه اقتصادی گردد. بنابراین در این چارچوب توصیه می‌شود نرخ سود سپرده کاهش یابد.

فهرست منابع:

ابونوری، اسماعیل و گلاله، مشرفی (۱۳۸۵)، اثر شاخص‌های اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی در ایران با استفاده از مدل ARDL، پژوهش‌نامه اقتصادی، ۶(۲): ۲۰۹-۲۲۸.

احمدی، زانیار، حکیمیان، حسن، عامری، محمد احسان و زهره، گیوی (۱۳۹۵)، سازمان بورس اوراق بهادار مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی گروه آمار و تحلیل ریسک، گزارش آماری بازار سرمایه.

برقی اسگویی، محمدمهدی، متفکرآزاد، محمدعلی و اتاباک، شاهباززاده خیااوی (۱۳۹۳)، مدلسازی آثار غیرخطی تغییرات نرخ ارز واقعی و قیمت نفت خام بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران (رهیافت رژیم‌های مارکوف- سوویچینگ)، فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی، ۴(۱۴): ۱۰۹-۸۵.

بالتاجی، بدی اچ (۲۰۰۸)، اقتصاد سنجی، مترجمان رضا طالبلو و شعله باقری پرمهر، تهران: نشر نی.

سعید صمدی، سعید و عذرا، بیانی (۱۳۹۰)، بررسی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه اقتصاد مالی، ۵(۱۶)، ۹۱-۱۱۲.

سجادی، حسین، فرازمند، حسن و بهروز، بادپا (۱۳۹۰)، کاربرد تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ با استفاده از متغیرهای کلان اقتصادی در بورس اوراق بهادار تهران، مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۶(۱): ۶۶-۴۵.

صمدی، سعید، شیرانی، زهره و مهتاب، داورزاده (۱۳۸۶)، بررسی میزان اثر پذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا(مدل‌سازی و پیش‌بینی)، فصلنامه بررسیهای اقتصادی، ۴(۲): ۲۵-۵۱.

سامتی، مرتضی، صامتی، مجید و حسن، ملااسمعیلی دهشیری (۱۳۹۳)، تحلیل نقش ساختار قانونی و امنیت حقوق مالکیت در جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با رویکرد (P-VAR): مورد کشورهای صادر کننده نفت، سیاست گذاری اقتصادی، ۶(۱۲): ۱۷۷-۱۵۱.

طیب نیا، علی و داوود، سورانی (۱۳۹۲)، عوامل کلان اقتصادی و شواهدی از تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بورس سهام تهران، فصلنامه پژوهشها و سیاستهای اقتصادی، ۲۱(۶۶)، ۲۳-۳۸.

راعی، رضا و احمد، پویان‌فر (۱۳۹۳)، مدیریت سرمایه‌گذاری پیشرفته، انتشارات سمت، چاپ نهم.

زمانی، مهرداد و مینا، ناصریان (۱۳۸۷)، تفکیک و سنجش عوامل موثر بر قیمت نفت خام، بررسی مسائل اقتصاد انرژی، ۲: ۱۳۲-۱۱۹.

فرحی، معصومه و حمید، مهدوی راد (۱۳۹۵)، بررسی ارتباط نوسانات نرخ ارز با قیمت بازار سهام در صنایع پتروشیمی ایران، همایش پژوهش های مدیریت و علوم انسانی در ایران، تهران، موسسه پژوهشی مدیریت مدبر، دانشگاه تهران.

فابوزی، فرانک جی و زو گوفر، نیو ادوین اچ (۱۳۹۴)، اقتصاد مالی، طالبلو رضا و عریانی بهاره، انتشارات سمت، چاپ اول ۱۳۹۴.

Abrigo, M. R. and I. Love (2015), Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. manuscript, Febr 2015 available on http://paneldataconference2015. ceu. hu/Program/Michael-Abrigo. pdf.

Akaike, H. (1969), Fitting Autoregressive Models for Prediction, Annals of The Institute of Statistical Mathematics, 21: 243-247.

Akaike, H. (1977), On entropy maximization principle, Application of statistics, 543: 27-41.

Andrews, D.W.K. and B. Lu (2001), Consistent Model And Moment Selection Procedures For GMM Estimation With Application To Dynamic Panel Data Models, Journal of Econometrics, 101(1): 123-164.

Barbić, T. and I. Čondić-Jurkić (2011), Relationship between macroeconomic fundamentals and stock market indices in selected CEE countries, Ekonomski pregled, 62(3-4):113-133.

Berry, M. A., Burmeister, E. and M. B. McElroy (1988), Sorting out risks using known APT factors, Financial Analysts Journal, 44(2): 29-42.

Chen, N. F., Roll, R. and S. A. Ross (1986), Economic forces and the stock market, Journal of business, 383-403.

Canova, F. and M. Ciccarelli (2013), Panel Vector Autoregressive Models: A Survey☆ The views expressed in this article are those of the authors and do not necessarily reflect those of the ECB or the Eurosystem, In VAR Models in Macroeconomics–New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims (pp. 205-246). Emerald Group Publishing Limited.

Kilian, L. and C. Vega (2011), Do Energy Prices Respond to US Macroeconomic News? A Test of the Hypothesis of Predetermined Energy Prices, The Review of Economics and Statistics, 93: 660-671.

Cuthbertson, K. (1996), Quantitative financial economics: Stocks, bonds and foreign exchange, Chichester [etc.]: Wiley, cop.

Elton, E. J., Gruber, M. J., Brown, S. J. and W. N. Goetzmann,

(2009), Modern portfolio theory and investment analysis, John Wiley & Sons.

Fama, E. F. (1990), Stock returns, expected returns, and real activity, The Journal of Finance, 45(4): 1089-1108.

Fama, E. F. (1983), Stock returns, real activity, inflation, and money: reply, American Economic Review, 73(3): 471-72.

Fama, E. F. and K. R. French (1989), Business conditions and expected returns on stocks and bonds, Journal of financial economics, 25(1): 23-49.

Hamilton, J. D. (1994), Time series analysis (Vol. 2), Princeton: Princeton university press.

Hannan, E. J. and B. G. Quinn (1979), The determination of the order of an autoregression, Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological): 190-195.

Hansen, L. P. (1982), Large sample properties of generalized method of moments estimators, Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1029-1054.

Groenewold Fraser, N. (1997), Share prices and macroeconomic factors, Journal of Business Finance & Accounting, 24(9-10): 1367-1383.

Lütkepohl, H. (2005), New introduction to multiple time series analysis, Springer Science & Business Media.

Love, I. and L. Zicchino (2006), Financial Development And Dynamic Investment Behavior: Evidence From Panel VAR, Quarterly Review of Economics And Finance, 46(2): 190-210.

Peiró, A. (2016), Stock prices and macroeconomic factors: some European evidence, International Review of Economics & Finance, 41: 287-294.

Ross, S. A. (1976), The arbitrage theory of capital asset pricing, Journal of economic theory, 13(3): 341-360.

Roll, R. and S. A. Ross (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, The Journal of Finance, 35(5): 1073-1103.

Ratti, R. A. and J. L. Vespignani (2016), Oil prices and global factor macroeconomic variables, Energy Economics, 59: 198-212.

Raza, N., Shahzad, S. J. H., Tiwari, A. K. and M. Shahbaz (2016), Asymmetric impact of gold, oil prices and their volatilities on stock prices of emerging markets, Resources Policy, 49: 290-301.

Risannen, J. (1978), Modeling by shortest data description, Automatica, 14(5): 465-471.

Schwert, G. W. (1990), Stock returns and real activity: A century of

evidence, The Journal of Finance, 45(4): 1237-1257.

Schwarz, G. (1978), Estimating The Dimension of A Model, Annals of Statistics, 6(2): 461-464.

Ülkü, N. and S. Baker (2014), Country world betas: The link between the stock market beta and macroeconomic beta, Finance Research Letters, 11(1): 36-46.