



## برآورد شدت تأثیر گذاری سیاست‌های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران (مطالعه موردی صنایع پتروشیمی فعال در بورس اوراق بهادار تهران)

احمدعلی شکوه<sup>۱</sup>

مرجان دامن کشیده<sup>۲</sup>

منیژه هادی نژاد<sup>۳</sup>

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۶/۲۸

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۴/۲۳

### چکیده

امروزه نقش سیاست‌های پولی بر نوسانات بازارهای مالی و عملکرد کلان اقتصادی موضوعی محرز است. سیاست‌های پولی از طریق تغییرات در حجم نقدینگی، نرخ ارز و نرخ بهره موجب ایجاد نوسان در بازارهای مالی می‌شوند. در این تحقیق، برای برآورد آثار سیاست پولی بر بازار بورس از مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ بصورت ماهانه استفاده شده است. ضریب مربوط به لگاریتم نرخ ارز در بلندمدت ۲/۰۶ و نشان دهنده اثرگذاری شدید نرخ ارز بر شاخص سهام پتروشیمی می باشد. ضریب لگاریتم نقدینگی (۱/۳-) نشان دهنده کشش منفی شاخص سهام پتروشیمی به نقدینگی در بلندمدت است. و نشان می‌دهد افزایش نقدینگی به سمت بازار محصولات پتروشیمی در بورس سوق نمی‌یابد. کشش شاخص سهام نسبت به نرخ بهره ۰/۱۷- و کشش نرخ ارز ۰/۲۴ نشان می‌دهد که شاخص قیمت سهام پتروشیمی نسبت به نرخ ارز کم کشش است. در مورد نقدینگی نیز شاخص کم کشش و رابطه معکوس و ضعیفی را داراست.

واژه‌های کلیدی: سیاست‌های پولی، شاخص قیمت سهام، بورس اوراق بهادار.

طبقه بندی JEL: E44, E51, G12

۱- کارشناس ارشد اقتصاد، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

۲- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران (نویسنده مسئول)  
m.damankeshideh@yahoo.com

۳- استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی، تهران، ایران

## ۱- مقدمه

با تحقیق بر ساختار اقتصاد کلان کشورها می‌توان اهمیت بازارهای مالی را دریافت. بازارهای مالی بخش بسیار مهمی از اقتصاد کلان کشورها را به خود اختصاص می‌دهند بطوریکه کوچکترین اتفاقی در عرصه اقتصادی و سیاسی کشورها سریعاً اثر خود را بر بازارهای مالی می‌گذارد. اندازه بازارهای مالی در دنیا روز به روز در حال افزایش است بطوریکه حجم بازار بورس در امریکا به عنوان مثال از تولید ناخالص داخلی بسیاری از کشورهای در حال توسعه بیشتر می‌باشد. روند رو به فزونی عمق مالی در اقتصاد سبب شده تا تحقیقات زیادی در این حوزه توسط متخصصین حوزه های اقتصاد، مدیریت، کامپیوتر، ریاضی، مهندسی و ... صورت پذیرد (نونژاد و همکاران، ۱۳۹۱). تجربه بازارهای مالی در دنیا مملو از افزایش و کاهش‌های شدیدی است که در پی تحولات اقتصادی و سیاسی به وقوع پیوسته است. نوسانات در بازار بورس به معنی نوسانات در سرمایه‌گذاری در صنایع خواهد بود. هر چه عمق مالی در کشور بیشتر باشد، سرمایه‌گذاری و تحولات مالی اثر بیشتری بر شاخص‌های کلان کشورها خواهد داشت (سلمانی بی شک و همکاران، ۱۳۹۴).

از سوی دیگر، پیش بینی روند قیمت سهام در آینده از دغدغه‌های اصلی فعالان صنعت و فعالان بازارهای مالی است. قیمت سهام به عوامل متعددی بستگی دارد و عوامل بنیادی و تکنیکی فراوانی سبب می‌شود تا نوسانات قیمت سهام در بازارهای مالی شکل گیرد. یکی از عوامل مهم موثر سیاست‌های مالی و پولی دولت‌ها می‌باشد. با توجه به ارتباط نزدیک بین بازار پول و بازار مالی، تأثیرپذیری بازارهای مالی از سیاست‌های پولی بیش از سیاست‌های مالی می‌باشد و یا به عبارتی تصمیمات سیاست پولی عاملی موثرتر و مهم‌تر برای فعالان بازارهای مالی می‌باشد. با علم به میزان و جهت تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر بازارهای مالی، می‌توان در پاسخ به این سیاست‌ها، تصمیمات درست و اقتصادی را در بازارهای مالی و همچنین در صنعت اتخاذ نمود (لی و همکاران، ۲۰۱۵). تحلیل ساختاری وضعیت بازدهی و ریسک در صنایع پذیرفته شده در بورس با توجه به سیاست‌های کلان اقتصادی کشور، مسئله‌ای ساختاری در بحث‌های عملیاتی علم اقتصاد می‌باشد. در اقتصاد ایران نوسانات بالای نرخ ارز و خصوصاً نرخ ارز حقیقی که بواسطه نوسانات بالای تورم در کشور بوقوع پیوسته است، همچنین نرخ رشد نقدینگی نیز نوسانات بالایی را تجربه کرده است بطوریکه در برخی دوره‌ها رشدی بالای ۳۰ درصد و در دوره‌هایی نیز رشدی کمتر از ۱۰ درصد را تجربه کرده است. هر دو عامل فوق در تحركات بازار سرمایه بسیار موثر بوده است بطوریکه ورود و خروج سرمایه را به بازارهای مالی تحت تأثیر قرار می‌دهد و در نتیجه رونق و رکود بازارهای مالی و در حد خفیف آن نوسانات بازارهای مالی رخ خواهد داد (هسینگ، ۲۰۱۳). از سوی

دیگر سیاست‌های پولی از بازار نفت و قیمت نفت نیز متأثر می‌باشد بطوریکه افزایش ارزش فروش نفت سبب رشد نقدینگی در کشور خواهد شد. لذا صنایع پتروشیمی از یک سو از افزایش قیمت نفت سود خواهند برد زیرا قیمت محصولات پتروشیمی نیز افزایش خواهد یافت ولی از سوی دیگر با نوسانات سرمایه در بازار بورس مواجه خواهند شد. این دو عامل صنایع پتروشیمی را با سود و زیان‌های سیستماتیک و غیر قابل کنترلی مواجه می‌سازد که بررسی جهت تغییرات و نیز اندازه تغییرات سهام شرکت‌های پتروشیمی پس از اعمال سیاست پولی بسیار مهم برای مدیران این صنایع می‌باشد. لذا با توجه به اهمیت مسائل فوق شامل اقتصاد کلان، سیاست‌های پولی و نیز شاخص گروه کالاهای نفتی و پتروشیمی، محقق برآن شده تا در این پژوهش تحقیقی را در این موضوع ارائه دهد. بنابراین هدف این پژوهش بصورت کلی بهبود فرایند تصمیم‌گیری در مورد صنایع پتروشیمی پذیرفته شده در بازار بورس تهران با توجه به سیاست‌های پولی است. به عبارتی سنجش بی‌ثباتی‌های مالی که بر تصمیمات اثرگذار است.

## ۲- ادبیات نظری و پیشینه تحقیق

در اتخاذ تصمیمات سرمایه‌گذاری در بازار سهام اولین و مهم‌ترین عاملی که فرا روی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، شاخص قیمت سهام می‌باشد، از این رو آگاهی از عوامل موثر بر قیمت سهام حائز اهمیت می‌باشد. عوامل موثر بر قیمت سهام به صورت زیر طبقه‌بندی می‌گردد:

**عوامل داخلی:** آن دسته از عوامل موثر بر قیمت سهام که در ارتباط با عملیات شرکت و تصمیمات متخذه در شرکت می‌باشد؛ مانند عایدی هر سهم (EPS)<sup>۱</sup>، سود تقسیمی هر سهم، نسبت قیمت به درآمد (E/P)، افزایش سرمایه، تجزیه سهام و عوامل درون شرکتی دیگر.

**عوامل بیرونی:** عواملی که در خارج از اختیارات مدیریت شرکت بوده و به نحوی فعالیت شرکت را تحت تاثیر قرار می‌دهد. این عوامل آن دسته از وقایع، حوادث و تصمیماتی است که در خارج از شرکت رخ می‌دهد و بر قیمت سهام موثر است. این عوامل به دو دسته تقسیم می‌شوند:

الف) عوامل سیاسی:

عواملی نظیر جنگ، صلح، قطع رابطه سیاسی و اقتصادی با دیگر کشورها، تغییر ارکان سیاسی، روی کار آمدن احزاب سیاسی رقیب و ... که همه این مسائل روی قیمت سهام تاثیر بسزایی دارد.

ب) عوامل اقتصادی:

رکود و رونق اقتصادی، بازار سهام را به شدت متأثر می‌سازد. به طوری که در وضعیت رونق اقتصادی، سرمایه‌گذاری در بازار سهام افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص قیمت سهام بورس به

شدت افزایش خواهد یافت. در وضعیت رکود نیز بازار سهام دچار رکود خواهد شد، زیرا در این شرایط سرمایه‌گذاری در دارایی مالی با درآمد ثابت به سرمایه‌گذاری در سهام عادی ترجیح داده می‌شود. از سوی دیگر می‌توان تأثیرگذاری سیاست‌های پولی بر بازار سهام را با توجه به تئوری سرمایه‌گذاری توبین توضیح داد، به این صورت که نرخ‌های بهره بالاتر منجر به کاهش ارزش سهام می‌شود. رویکرد کینزی نسبت به نظریه (q) توبین نشان می‌دهد که، اتخاذ سیاست‌های انقباضی پولی باعث کاهش قیمت دارایی‌ها از جمله قیمت سهام شده که به تبع آن (q) نیز کاهش می‌یابد. به این صورت که افزایش نرخ بهره باعث انتقال وجوه از بازار سهام به بازار اوراق قرضه شده (با فرض این که تنها این دو دارایی در بازار وجود دارد) منجر به کاهش قیمت سهام می‌شود (سلمانی بی شک و همکاران، ۱۳۹۴).

#### الگوی خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL)

در این مطالعه به منظور برآورد تابع هدف، از الگوی پویای خودتوضیحی با وقفه‌های توزیع شده (ARDL) استفاده شده است. الگوی فوق از این مزیت برخوردار است که لازم نیست کلیه متغیرها از یک درجه تجمعی یکسان برخوردار باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌دهد.

پسران و شین (۱۹۹۷) ثابت کردند که اگر بردار هم‌جمعی حاصل از به‌کارگیری روش حداقل مربعات در یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده که وقفه‌های آن به‌خوبی تصریح شده به‌دست آید، افزون بر اینکه از توزیع نرمال برخوردار خواهد بود، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار است.

فرم کلی الگوی ARDL را می‌توان به‌صورت زیر نشان داد:

$$Q(L, s)Y_t = \sum_{i=1}^k \theta_i(L, n_i)X_{it} + \delta W_t + u_t \quad (1)$$

$$Q(L, s) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_s L^s) \quad (2)$$

$$\theta_i(L, n_i) = \theta_{i0} + \theta_{i1}L + \theta_{i2}L^2 + \dots + \theta_{in_i}L^{n_i} \quad (3)$$

که در این رابطه :

L : عملگر تأخیر زمانی مرتبه اول به‌طوری که  $LX_t = X_{t-1}$

$Y_t$  : متغیر وابسته موجود در مدل

$X_{it}$  : بردار متغیرهای توضیحی به‌کار گرفته شده در مدل

K: تعداد متغیرهای توضیحی به کار گرفته شده در مدل

$n_1, n_2, \dots, n_t$ : تعداد وقفه بهینه مربوط به هر یک از متغیرهای توضیحی

S: تعداد وقفه بهینه مربوط به متغیر وابسته مدل

$W_t$ : بردار متغیرهای قطعی همچون عرض از مبدأ، متغیرهای فصلی، روند زمانی یا متغیرهای برونزا با وقفه‌های معین معادله یاد شده با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای تمامی ارزش‌های  $s = 0, 1, 2, \dots, d$  و  $n_t = 0, 1, 2, \dots, d$  و  $i = 0, 1, 2, \dots, k$  یعنی به تعداد  $(d+1)^{k+1}$  مدل مختلف ARDL تخمین زده می‌شود. تعداد حداکثر وقفه‌ها یعنی  $d$  در ابتدا از سوی پژوهشگر تعیین می‌گردد و تمام مدل‌ها در دوره  $(t = d+1, \dots, n)$  تخمین زده می‌شوند. در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکائیک (AIC) شوارز-بیزین (SBC)، حنان-کوئین (HQC) یا ضریب تعدیل شده  $(\bar{R}^2)$  وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. در این بررسی از معیار شوارز-بیزین (SBC) به منظور تعیین بهینه وقفه‌های مدل استفاده شده است. این معیار در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود.

جهت تخمین رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون شود. در این رابطه اگر مجموع ضرایب برآورد شده مربوط به وقفه‌های متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد، الگوی پویا به سمت تعادل بلندمدت گرایش می‌یابد لذا برای آزمون همگرایی لازم است آزمون فرضیه زیر انجام گیرد:

(۴)

$$H_0 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^m \beta_i - 1 < 0$$

کمیت آماره  $t$  مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود: (۵)

$$t = \frac{\sum_{i=1}^m \hat{\beta}_i - 1}{\sum_{i=1}^m s \hat{\beta}_i}$$

با محاسبه آماره  $t$  محاسباتی و کمیت بحرانی ارائه شده از سوی بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان مورد نظر، می‌توان به وجود یا نبود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پی برد. اگر وجود رابطه پایدار بلندمدت بین متغیرهای مدل اثبات شود، در مرحله دوم تخمین و تحلیل ضرایب بلندمدت و استنتاج در مورد ارزش آن‌ها صورت می‌گیرد.

الگوی تصحیح خطای متناسب با الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = -Q(L, \hat{s})ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_{it} \Delta x_{it} + \delta' \Delta W_t - \sum_{j=1}^{s'-1} Q^* \Delta y_{t-j} - \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{i-1} \theta_{ij}^* \Delta x_{t,i-j} + u_t \quad (6)$$

که در آن  $\Delta y_t$ ،  $\Delta x_{it}$  و  $\Delta W_t$  به ترتیب نشان‌دهنده مقادیر با وقفه متغیرهای وابسته، توضیحی و بردار متغیرهای قطعی و ضرایب  $\theta_{ij}^*$  و  $Q^*$  نشان‌دهنده ضرایب مربوط به الگوی تصحیح خطا است. الگوی تصحیح خطای مزبور به منظور بررسی ارتباط نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به تعادل بلندمدت آن‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. جمله تصحیح خطا،  $ECT_{t-1}$  همان جمله خطای حاصل از برآورد رابطه بلندمدت به روش ARDL است که با یک وقفه زمانی در الگو در نظر گرفته می‌شود و ضرایب الگو منعکس‌کننده رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل می‌باشد. رابطه یاد شده مانند رابطه بلندمدت به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) تخمین زده می‌شود. ضریب متغیر  $ECT_{t-1}$  نشان‌دهنده سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. انتظار می‌رود علامت این متغیر منفی و مقدار آن از منفی یک تا صفر تغییر نماید.

#### نظریه اساسی فیشر

دومین تئوری استفاده شده برای بدست آوردن چارچوب نظری رابطه شاخص قیمت سهام با متغیرهای کلان پولی، نظریه اساسی فیشر است. معادله اساسی نیز بیان می‌کند که نرخ بهره حقیقی از تفاضل نرخ بهره اسمی و نرخ تورم حاصل می‌شود. به طوری که:

$$R_t^r = R_t^n - INF_t \quad (7)$$

که در آن  $R_t^r$ ، نرخ بهره حقیقی؛  $R_t^n$  نرخ بهره اسمی و  $INF_t$  نرخ تورم است.

فیشر چنین رابطه‌ای را برای بازدهی سهام نیز بیان می‌کند، به طوری که:

$$RS_t^r = RS_t^n - INF_t \quad (8)$$

که در آن  $RS_t^r$ ، بازدهی حقیقی سهام و  $RS_t^n$  بازدهی اسمی سهام است. بازدهی اسمی نیز برابر است با نرخ تغییر سهام، به طوری که:

$$PS_t, RS_t^r = dLnPS_t \quad (9)$$

قیمت سهام.

با توجه به این معادله، فیشر مدل اقتصادسنجی زیر را معرفی و عنوان می کند که نرخ تورم بر بازدهی سهام تاثیرگذار است.

$$RS_t^r = \gamma_0 + \gamma_1 INF_t + U_t \quad (10)$$

در سال 1981 فاما<sup>2</sup> عنوان می کند که در معادله فیشر برخی متغیرهای کلان پولی از جمله نقدینگی و نرخ بهره نادیده گرفته شده است. فاما با در نظر گرفتن ارتباط بازار پول و بازار بورس، برای اثبات ادعای خویش از تعادل بازار پول استفاده می کند. تعادل بازار پول چنین است:

$$\frac{M_t}{P_t} = m(Y_t, R_t) \quad (11)$$

که در آن  $M_t$ ، نقدینگی در اقتصاد (اسکناس و مسکوک در دست اشخاص و سپرده های دیداری و مدت دار)،  $P_t$ ، سطح عمومی قیمت ها،  $Y_t$ ، درآمد ملی،  $R_t$ ، نرخ بهره است. بنابراین، فاما تقاضای پول زیر را معرفی می کند:

(12)

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{M_t}{P_t}\right) &= \alpha_1 \ln Y_t - \alpha_2 R_t & \alpha_1, \alpha_2 \\ \ln P_t &= -\alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 R_t + \ln M_t \end{aligned}$$

که با دیفرانسل گیری از این رابطه خواهیم داشت:

$$d \ln P_t = -\alpha_1 d \ln Y_t + \alpha_2 d R_t + d \ln M_t \quad (13)$$

با توجه به اینکه:

$$\begin{aligned} [d \ln P_t = INF_t] \\ INF_t &= -\alpha_1 d \ln Y_t + \alpha_2 d R_t + d \ln M_t \end{aligned} \quad (14)$$

با جایگزینی این عبارت در معادله (12) خواهیم داشت:

$$RS_t^r = \gamma_0 - \gamma_1 \alpha_1 d \ln Y_t + \gamma_1 \alpha_2 d R_t + \gamma_1 d \ln M_t + U_t \quad (15)$$

این رابطه را به صورت زیر بازنویسی می کنیم:

$$RS_t^r = \beta_0 + \beta_1 d \ln Y_t + \beta_2 d R_t + \beta_3 d \ln M_t + U_t \quad (16)$$

به طوری که:

$$\beta_0 = \gamma_0 \cdot \beta_1 = -\gamma_1 \alpha_1, \beta_2 = \gamma_1 \alpha_2, \beta_3 = \gamma_1$$

با استفاده از رابطه موجود بین بازدهی اسمی و بازدهی حقیقی سهام:

$$(RS_t^n = RS_t^r + INF_t)$$

معادله فوق را به صورت زیر می نویسیم:

$$RS_t^n = \beta_0 + \beta_1 dLnY_t + \beta_2 dR_t + \beta_3 dLnM_t + \beta_4 INF_t + U_t \quad (17)$$

این معادله برای قیمت سهام به صورت زیر بیان می شود:

$$LnPS_t = \beta_0 + \beta_1 LnY_t + \beta_2 R_t + \beta_3 LnM_t + \beta_4 P_t + U_t \quad (18)$$

نئورل و وبر<sup>3</sup> (۲۰۱۶) در مطالعه‌ای با عنوان "سیاست پولی و بازار سهام، شواهدی از سری زمانی" این مسئله را در امریکا و برای کمیته بازار باز فدرال ریزرو مورد بررسی قرار دادند. محققین در این مطالعه نشان داده‌اند که سیاست پولی بر ارزش دارایی‌های شرکت‌ها موثر است. منظور از سیاست پولی در اینجا بحثی فراتر از جلسات کمیته بازار و فدرال رزرو است. همچنین اخبار کلان به اندازه نه درصد در بازدهی موثر است ولی در پیش‌بین قیمت سهام عاملی مهم نمی‌باشد. ترشانتی و سیلوا<sup>4</sup> (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر سیاست پولی بر بازار سهام در سریلانکا"، لگاریتم شاخص سهام را تابعی از لگاریتم عرضه پول، نرخ ارز و نرخ بهره قرار دادند. محققین در این مطالعه از روش‌های آماری جهت تعیین نتایج استفاده نمودند. بازه مورد بررسی از ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۵ و با استفاده از داده‌های ماهانه بوده است. و نهایتاً تأثیر سیاست پولی عرضه پول بر شاخص سهام را تأیید نمودند.

ریفات<sup>5</sup> (۲۰۱۵) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر سیاست پولی بر قیمت سهام؛ شواهدی از بنگلادش"، تأثیر سیاست پولی در بنگلادش بر قیمت سهام را مورد بررسی قرار داده است. مولفین در این مقاله از جهت اندازه‌گیری و حساسیت سنجی تأثیرات سیاست‌های پولی در کوتاه مدت و بلندمدت از الگوی خودتوضیحی برداری (ARDL) و نیز مدل تصحیح خطا (ECM) استفاده نمودند. نتایج این بررسی تأثیر سیاست‌های پولی مشاهده نشده است که یکی از دلایل آن اندازه کوچک کشور بنگلادش ذکر شده است. ضمن آنکه هر چه عمق مالی و بازارهای مالی در کشوری بیشتر باشد، اثرات سیاست‌های پولی بیشتر مشاهده خواهد شد.



اسکریمگر<sup>۶</sup> (۲۰۱۴) تأثیر سیاست های پولی بر قیمت کالاهای بورسی را بررسی نمود. نتایج بررسی نشان داد که در امریکا ۰/۱ درصد افزایش در نرخ بهره سبب می شود تا قیمت کالاهای بورسی ۶/۰ درصد کاهش یابد. همچنین قیمت فلزات پس از شوک تمایل به تغییرات بیشتری نسبت به کالاهای کشاورزی پولی دارد.

سلمانی بی شک و همکاران (۱۳۹۴)، به بررسی تاثیر شوک های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران با استفاده از الگوی خود توضیحی برداری ساختاری (SVAR) و داده های فصلی ۱۳۷۰-۱۳۸۹ پرداختند. نتایج حاصل از تخمین مدل بیانگر این است که در کوتاه مدت شوک مخارج دولت تاثیر مثبت بر رشد شاخص سهام دارد و در بلند مدت این اثر در دوره ای مثبت و در دوره ای دیگر منفی می باشد. اثر شوک عرضه پول بر رشد شاخص قیمت سهام در کوتاه مدت و بلند مدت مثبت است. البته در کوتاه مدت این تاثیرگذاری بیشتر از بلندمدت است. در کوتاه مدت شوک شاخص قیمت مصرف کننده باعث افزایش رشد شاخص قیمت سهام می شود ولی در بلندمدت اثر این ارتباط معکوس می باشد. در کوتاه مدت شوک درآمد نفتی اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی بر شاخص قیمت سهام دارد.

مرادی و نجفی زاده (۱۳۹۲)، در مقاله ای با عنوان "اثر سیاست پولی بر بازده شاخص سهام" به بررسی وجود رابطه بین سیاست های پولی و قیمت سهام پرداخته اند. بر اساس نتایج حاصل از برآورد معادلات رابطه مثبتی بین نرخ رشد نقدینگی و تورم با بازده شاخص های بازار سهام در ایران وجود دارد. در ضمن به دلیل اینکه رابطه بین تورم و بازده شاخص سهام مثبت می باشد بازار سهام می تواند در ایران به عنوان سپر تورمی مناسبی ایفای نقش نماید. به دلیل ثابت بودن نرخ بهره اسمی و منفی بودن نرخ بهره واقعی در ایران عموم مردم تمایل بیشتری به خرید کالاهای بادوام مصرفی دارند و توجه چندانی به بازار سهام از خود نشان نمی دهند.

### ۳- فرضیه های پژوهش

فرضیات تحقیق از سه قسمت تشکیل شده است که عبارتند از:

- ۱) افزایش حجم پول به عنوان سیاست پولی انبساطی اثر مثبتی بر شاخص قیمت سهام گروه پتروشیمی دارد.
- ۲) افزایش نرخ بهره پول به عنوان سیاست پولی انقباضی اثر منفی بر شاخص قیمت سهام گروه پتروشیمی دارد.
- ۳) افزایش نرخ ارز پول اثر مثبت بر شاخص قیمت سهام گروه پتروشیمی دارد.

#### ۴- تصریح مدل و متغیرهای پژوهش

مدل تحقیق حاضر براساس سنجش اثرات سیاست‌های پولی بر شاخص سهام صنایع پتروشیمی می‌باشد (تیشانزی و سیلوا، ۲۰۱۵؛ ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۰). فرم تابعی مورد استفاده بصورت ذیل است:

$$SMI = f(Liquidity, Interest - rate, exchange - rate)$$

که در آن متغیرهای بکار رفته به صورت زیر می‌باشد:

SMI : شاخص قیمت سهام صنایع پتروشیمی

Liquidity: حجم نقدینگی

Interest-rate: نرخ بهره

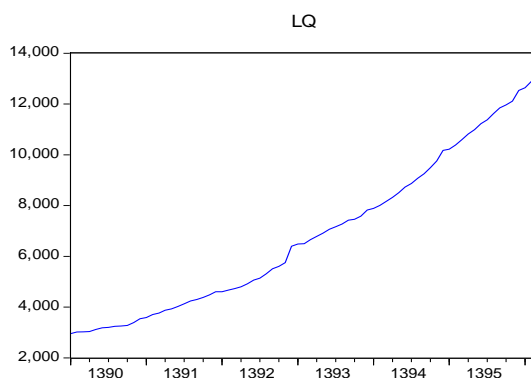
Exchange rate: نرخ ارز

#### ۵- روش شناسی پژوهش

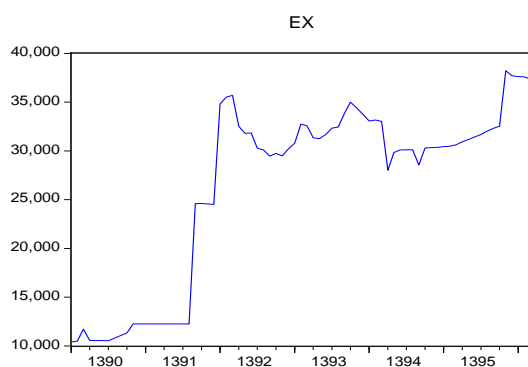
در این تحقیق ابتدا داده‌های مربوطه از منابع معتبر استخراج و تفکیک خواهد شد. بخشی از داده‌ها از سازمان بورس و بخش دیگری نیز از طریق داده‌های بانک مرکزی و مرکز ملی آمار قابل استخراج است. سپس در نرم افزار Excell داده‌ها تحلیل و روندها بررسی خواهد شد و سپس از نرم افزار Eviews و یا STATA برای برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) استفاده خواهد شد. مدل نیز با توجه به الگویی که پیشتر بیان گردید تصریح خواهد شد. بر مبنای اهداف تعریف شده در این پژوهش، جامعه آماری به کار گرفته شده، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند که از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده و سهام آن‌ها در طول دوره مورد بررسی مورد خرید و فروش قرار گرفته است. داده‌ها بصورت ماهانه بررسی شده است لذا یک سری اعداد ۶۳ تایی تولید گردیده است. همچنین برای گردآوری داده‌ها از روش اسنادکاوی استفاده شده است و داده‌ها و اطلاعات مورد نیاز از منابع مختلف نظیر نشریات و سالنامه‌های آماری منتشر شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران و همچنین اطلاعات منتشره در وب سایت بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است. جهت تجزیه و تحلیل اطلاعات از نرم افزار داده گستر Excell و نیز STATA و یا Eviews استفاده شده است. در ابتدا مانایی داده مورد بررسی قرار خواهد گرفت و پس از آن مدل ARDL و مدل‌های کوتاه مدت و بلندمدت برآورد می‌گردد.

## ۶- جامعه آماری و ویژگی های آن

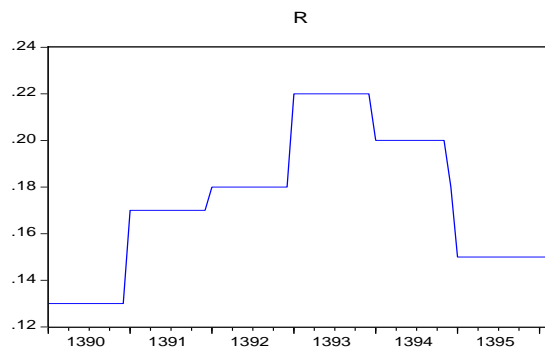
بر مبنای اهداف تعریف شده در این پژوهش، جامعه آماری به کار گرفته شده، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند که از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده و سهام آن‌ها در طول دوره مورد بررسی مورد خرید و فروش قرار گرفته است. بنابراین داده های مورد نیاز این تحقیق، مربوط به سال های ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶ است و عبارتند از: روند نقدینگی، روند نرخ ارز، روند نرخ بهره و روند شاخص سهام. در زیر این متغیرها به صورت نمودار آورده شده اند:



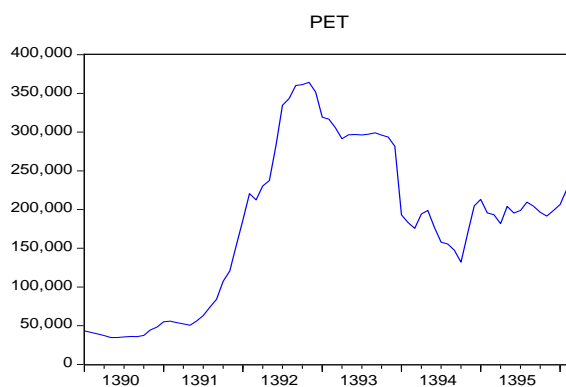
نمودار ۱- روند نقدینگی ماهانه در طی سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶



نمودار ۲- روند نرخ ارز ماهانه در طی سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶



نمودار ۳: روند نرخ بهره ماهانه در طی سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶



نمودار ۴: روند شاخص سهام پتروشیمی بصورت ماهانه در طی سالهای ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۶

## ۷- بررسی تجربی و یافته‌های پژوهش

### وضعیت مانایی متغیرها

جهت برآورد رابطه بلندمدت و به روش ARDL، ابتدا لازم است تا متغیرها از نظر پایایی و وجود رابطه همجمعی بین متغیرهای مستقل و وابسته مورد بررسی قرار گیرند. نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم یافته در جدول ۱ و به روش فیلیپس-پرون در جدول ۲ نشان داده شده است. آزمون دیکی فولر تعمیم یافته و فیلیپس-پرون نتایج مشابهی را داشته‌اند. یافته‌های جداول ۱ و ۲ نشان می‌دهد که از بین متغیرهای موجود در مدل، تمامی متغیرها، در سطح احتمال ۹۹ درصد همجمع از درجه یک می‌باشد.

جدول ۱- نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

| درجه<br>همجمعی | نتیجه  | مقدار بحرانی |         | ADF   | نام متغیر           |
|----------------|--------|--------------|---------|-------|---------------------|
|                |        | ۹۹ درصد      | ۹۵ درصد |       |                     |
| -              | ناپایا | -۲/۵         | -۲/۹    | -۱/۷  | LNPET               |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵         | -۲/۹    | -۵/۱  | $\partial$ LNPET    |
| -              | ناپایا | -۲/۵۸        | -۲/۹۱   | -۱/۶۱ | LNr                 |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵         | -۲/۹۱   | -۷/۵۲ | $\partial$ LNr      |
| -              | ناپایا | -۲/۵         | -۲/۹    | -۱/۶  | LNex                |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵۱        | -۲/۸    | -۸/۸  | $\partial$ LNex     |
| -              | ناپایا | -۲/۵۱        | -۲/۸۵   | ۰/۰۲  | LNLiquid            |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵۱        | -۲/۹    | -۸/۳  | $\partial$ LNLiquid |

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

جدول ۲- نتایج آزمون فیلیپس- پرون (PP) در سطح و تفاضل مرتبه اول متغیرها

| درجه<br>همجمعی | نتیجه  | مقدار بحرانی |         | ADF   | نام متغیر           |
|----------------|--------|--------------|---------|-------|---------------------|
|                |        | ۹۹ درصد      | ۹۵ درصد |       |                     |
| -              | ناپایا | -۲/۵         | -۲/۹    | -۱/۴  | LNPET               |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵۸        | -۲/۹    | -۵/۱۶ | $\partial$ LNPET    |
| -              | ناپایا | -۲/۵۸        | -۲/۹۱   | -۱/۶۵ | LNr                 |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵         | -۲/۹۱   | -۷/۵  | $\partial$ LNr      |
| -              | ناپایا | -۲/۵         | -۲/۹    | -۱/۶  | LNex                |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵۱        | -۲/۸    | -۸/۸۲ | $\partial$ LNex     |
| -              | ناپایا | -۲/۵۱        | -۲/۸۵   | ۰/۰۳  | LNLiquid            |
| I(1)           | پایا   | -۲/۵۱        | -۲/۹    | -۸/۳۵ | $\partial$ LNLiquid |

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

### مدل پویا

پس از بررسی درجه همجمعی متغیرها، به منظور برآورد رابطه بلندمدت ابتدا می‌بایست مدل پویا برآورد گردد که نتایج این برآورد در جدول ۳ نشان داده شده است.

**جدول ۳- نتایج حاصل از برآورد مدل پویای ARDL(1,0,0,0)**

| نام متغیر | ضریب  | خطای استاندارد | آماره t            |
|-----------|-------|----------------|--------------------|
| C         | ۰/۳   | ۰/۴۲           | -۰/۰۸(۰/۹۳)        |
| LNPET(-1) | ۰/۸۸  | ۰/۰۴           | ۲۰/۴ (***) (۰/۰۰)  |
| LNr       | -۰/۱۶ | ۰/۱            | -۱/۶۵(۰/۱) *       |
| LNEX      | ۰/۲۵  | ۰/۰۸           | ۳/۱۳(۰/۰۰۳) (***)  |
| LNLiquid  | -۰/۱۵ | ۰/۴۳           | -۳/۶۵(۰/۰۰۱) (***) |

\* معنی‌داری در ۹۰ درصد \*\*\* معنی‌داری در ۹۹ درصد  $F = 491 (0.000)$  R-Squared = 0.97  
(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

همان‌طور که در جدول مشاهده می‌شود لگاریتم شاخص سهام پتروشیمی با یک وقفه در نظر گرفته شده‌اند. جهت تعیین تعداد وقفه بهینه از معیار شوارز- بی‌زین استفاده شده است. برای اطمینان از صحت مدل تخمینی از آزمون‌های تشخیص استفاده شده که نتایج آن در جدول ۴ نمایش داده شده است.

**جدول ۴- آزمون‌های تشخیص برای مدل برآوردی**

| آزمون              | آماره LM    |
|--------------------|-------------|
| Serial Correlation | ۱/۵۴ (۰/۱۱) |
| Functional Form    | ۱/۶۵ (۰/۱۹) |
| Heteroscedasticity | ۰/۱۲ (۰/۷۲) |

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

آماره LM جهت تشخیص وجود و یا عدم وجود خودهمبستگی برابر ۱/۵ بوده و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۱ بدست آمده است. با در نظر گرفتن سطح خطای ۵ درصد و مقایسه آن با حداقل سطح معنی‌داری، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود خودهمبستگی پذیرفته می‌شود. آماره LM جهت تشخیص شکل تبعی صحیح برابر ۱/۶۵ و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۱۹ بوده که در سطح خطای ۵ درصد، فرضیه صفر مبنی بر شکل تبعی صحیح پذیرفته می‌شود و فرضیه مقابل یعنی شکل تبعی ناصحیح پذیرفته نمی‌شود. آماره LM برای تشخیص توزیع نرمال جملات پسماند برابر ۰/۹۵ و حداقل سطح معنی‌داری این آماره ۰/۶۲ بدست آمده است که با مقایسه با حداقل سطح معنی‌داری، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال جملات پسماند پذیرفته می‌شود. برای

تشخیص واریانس همسانی آماره LM، ۰/۱۲ بدست آمده و حداقل سطح معنی‌داری نیز ۰/۷۲ بوده که در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر واریانس همسانی را می‌توان پذیرفت.

### نتیجه آزمون همجمعی

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت لازم است که وجود همجمعی بین متغیرهای الگو مورد آزمون قرار گیرد ( علوی راد و حق نویس، ۱۳۹۰). در این قسمت دو روش جهت تشخیص رابطه همجمعی مورد آزمون قرار گرفته است. در اولین روش مقدار آماره  $t$  با توجه به رابطه ۵ محاسبه و نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. لازمه تعدیل الگوی پویای برآورد شده به سمت تعادل بلندمدت آن است که مجموع ضرایب مربوط به متغیر وابسته با وقفه کوچکتر از یک باشد. قدر مطلق آماره  $t$  محاسبه شده از قدر مطلق آماره دولادو و مستر در سطح معنی‌داری ۵ درصد بیشتر بوده لذا می‌توان فرضیه صفر را مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی بلندمدت را رد نمود. حال با توجه به تأیید وجود رابطه تعادلی بلندمدت در سطح اطمینان ۹۵ درصد بین متغیرهای مدل می‌توان با حصول اطمینان از نبود رگرسیون کاذب بین متغیرهای الگو به تجزیه و تحلیل نتایج پرداخت. نتایج آن در جدول ۵ نشان داده شده است. انگل و گرنجر (۱۹۷۸)، روشی دو مرحله‌ای را برای مدل‌سازی فرایندهای هم‌انباشته ارائه نمودند. در مرحله اول این روش، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد (مانند دیکی فولر و دیکی فولر تعمیم یافته) از ریشه واحد داشتن متغیرهای مورد بررسی، اطمینان حاصل کرده و سپس با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS)، معادله مورد نظر تخمین زده می‌شود. در مرحله دوم، با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد، باید آزمون نمود که آیا پسماندهای حاصل از این مدل رگرسیون پایاست یا خیر؟ فرضیه صفر و مقابل را می‌توان بصورت زیر بیان نمود:

$H_0$ : جمله پسماند ناماناست

$H_1$ : جمله پسماند ماناست

پس از انجام آزمون ریشه واحد روی جمله پسماند، نتایج زیر قابل استخراج است:

- (۱) اگر فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی جملات پسماند پذیرفته شود، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای موجود در مدل تأیید نمی‌شود.
- (۲) اگر پسماند حاصل از معادله رگرسیون، پایا باشد آنگاه نتیجه‌گیری خواهیم کرد که متغیرهای مورد بررسی هم‌انباشته‌اند و رابطه بلندمدت بین آن‌ها وجود دارد.

پس از تخمین مدل به روش OLS، آزمون ریشه واحد روی جمله پسماند با انتخاب ۳ وقفه صورت پذیرفت. نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که اگر معیار آکائیک (AIC) را مبنای تعیین وقفه

بهینه قرار دهیم، وقفه بهینه صفر خواهد بود. آماره محاسباتی در وقفه یک برابر  $6/3$  - بوده و چون از مقدار بحرانی آماره دیکی فولر در سطح ۹۵ درصد یعنی  $4/6$  - به لحاظ قدر مطلق بیشتر است در نتیجه فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی جمله پسماند رد و فرضیه مقابل مبنی بر مانایی جمله پسماند پذیرفته می‌شود اگر معیار شوارز- بیزین (SBC) و حنان-کوئین (HQC) را مبنای تعیین وقفه بهینه قرار دهیم بازهم وقفه بهینه صفر خواهد بود. در نتیجه با استفاده از هر سه معیار فرضیه صفر مبنی بر ناپایایی جمله پسماند در سطح احتمال ۹۵ درصد رد و فرضیه مقابل مبنی بر مانایی جمله پسماند پذیرفته می‌شود.

جدول ۵- نتایج حاصل از آزمون دومرحله‌ای انگل-گرنجر

| HQC   | SBC   | AIC   | LL    | آماره آزمون |        |
|-------|-------|-------|-------|-------------|--------|
| ۵۷/۳  | ۵۶/۶۸ | ۷۹/۷  | ۵۸/۷  | -۶/۳۲       | DF     |
| ۵۶/۰۳ | ۵۴/۷  | ۵۶/۸  | ۵۸/۸  | -۵/۱۱       | ADF(1) |
| ۵۷/۸۴ | ۵۵/۹  | ۵۹/۰۳ | ۶۲/۰۳ | -۵/۸۶       | ADF(2) |
| ۵۶/۴  | ۵۳/۹  | ۵۹/۰۳ | ۶۲/۰۳ | -۴/۶۴       | ADF(3) |

مقدار بحرانی آماره دیکی فولر در سطح ۹۵ درصد:  $4/66$  -

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

### نتایج بلند مدت الگو

نتایج مربوط به برآورد رابطه بلندمدت شاخص سهام پتروشیمی در جدول ۶ نمایش داده شده است. با توجه به فرم لگاریتمی متغیرها ضرایب نشان دهنده کشش بوده است. آماره  $t$  مربوط به لگاریتم نرخ ارز و لگاریتم نقدینگی با احتمال معنی‌داری بالایی یعنی ۹۹ درصد معنی‌دار شده‌اند. ضریب مربوط به لگاریتم نرخ ارز که نشان دهنده کشش شاخص سهام پتروشیمی به نرخ ارز در بلندمدت می‌باشد،  $2/06$  بدست آمده، این امر نشان می‌دهد ده درصد افزایش در نرخ ارز در بلندمدت و با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به افزایش ۲۰ درصدی میزان شاخص سهام پتروشیمی خواهد شد. ضریب مربوط به لگاریتم نقدینگی نشان دهنده کشش شاخص سهام پتروشیمی به نقدینگی در بلندمدت می‌باشد، برابر  $1/3$  - بوده است. این نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در نقدینگی، با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به کاهش ۱۳ درصدی شاخص سهام پتروشیمی خواهد شد. عرض از مبدأ در بلندمدت مقدار مثبتی بوده که نشان می‌دهد میانگین اثر متغیرهای در نظر گرفته نشده در مدل فوق میزانی مثبت بوده است.



جدول ۶- نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت

| نام متغیر | ضریب  | خطای استاندارد | آماره t         |
|-----------|-------|----------------|-----------------|
| C         | ۰/۴۴  | ۳/۸۴           | ۰/۱۱ (۰/۹)      |
| LNr       | -۱/۴۴ | ۱/۱۷           | -۱/۲۲ (۰/۲۲)    |
| LNEX      | ۲/۰۶  | ۰/۵            | ۴ (۰/۰۰) ***    |
| LNliquid  | -۱/۳۲ | ۰/۵۹           | -۲/۲۲ (۰/۹) *** |

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

### برآورد نتایج کوتاه مدت الگو

به منظور بررسی روابط کوتاه‌مدت بین شاخص سهام پتروشیمی و سیاست های پولی و سایر متغیرهای مورد مطالعه، از مدل تصحیح خطا استفاده شده است که نتایج آن در جدول ۷ آورده شده است. در جدول زیر  $\delta$  نشان‌دهنده تفاضل مرتبه اول متغیرهاست.

جدول ۷- نتایج حاصل از برآورد مدل تصحیح خطا

| نام متغیر         | ضریب  | خطای استاندارد | آماره t         |
|-------------------|-------|----------------|-----------------|
| $\delta C$        | ۰/۰۵۲ | ۰/۴۵           | ۰/۱۱ (۰/۹)      |
| $\delta LNr$      | -۰/۱۷ | ۰/۱            | -۱/۶۵ (۰/۱) *   |
| $\delta LNEX$     | ۰/۲۴  | ۰/۰۸           | ۲/۹ (۰/۰۰۴) *** |
| $\delta LNliquid$ | -۰/۱۵ | ۰/۰۴           | ۳/۵ (۰/۰۰) ***  |
| ecm(-1)           | -۰/۱۱ | ۰/۰۴           | -۲/۷ (۰/۰۹) *** |

\* معنی‌داری در ۹۰ درصد \*\*\* معنی‌داری در ۹۹ درصد R-Squared = 0.59 F = 5.8 (0.000)

(ماخذ: یافته‌های پژوهشگر)

همان‌گونه که در جدول ۷ نشان داده شده، تمامی متغیرهای مستقل در کوتاه‌مدت و در سطح اطمینان ۹۰ و ۹۹ درصد معنی‌دار بوده‌اند. کشش شاخص سهام نسبت به نرخ بهره ۰/۱۷- بدست آمده و نشان دهنده آن است که اولاً شاخص نسبت به نرخ بهره کم کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش نرخ بهره در کوتاه‌مدت، کاهش ۰/۱۷ درصدی شاخص را منجر خواهد شد. کشش نرخ ارز ۰/۲۴ بدست آمده و نشان می‌دهد که اولاً شاخص نسبت به نرخ ارز کم کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت، افزایش ۲/۴ درصدی شاخص را نتیجه می‌دهد. و در مورد نقدینگی نیز شاخص کم کشش و رابطه معکوس و ضعیفی را داراست. ضریب  $\delta$  ecm(-1) در کوتاه‌مدت ۰/۱۱- بدست آمده و با اطمینان بسیار بالایی معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مورد

انتظار (منفی) است. این ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب ۱۱ درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌گردد.

#### ۸- نتیجه‌گیری و تفسیر یافته‌ها

همواره سیاست‌های پولی در کشور عاملی برای بروز نوسانات اقتصاد کلان بوده است و شاخص‌هایی نظیر تورم، نقدینگی، شاخص بازارهای ملی همواره متأثر از سیاست‌های پولی بوده است. یکی از مهمترین شاخص‌های بورس نیز شاخص گروه نفت و گاز و پتروشیمی می‌باشد که در نوسانات بازار سهم بالایی را دارند.

تحلیل ساختاری وضعیت بازدهی و ریسک در صنایع پذیرفته شده در بورس با توجه به سیاست‌های کلان اقتصادی کشور، مسئله‌ای ساختاری در بحث‌های عملیاتی علم اقتصاد می‌باشد. در اقتصاد ایران نوسانات بالای نرخ ارز و خصوصاً نرخ ارز حقیقی که بواسطه نوسانات بالای تورم در کشور بوقوع پیوسته است، همچنین نرخ رشد نقدینگی نیز نوسانات بالایی را تجربه کرده است بطوریکه در برخی دوره‌ها رشدی بالای ۳۰ درصد و در دوره‌هایی نیز رشدی کمتر از ۱۰ درصد را تجربه کرده است. هر دو عامل فوق در تحرکات بازار سرمایه بسیار موثر بوده است. از این روی در این مطالعه این مهم بررسی شده است.

روش مورد استفاده مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توضیحی (ARDL) استفاده خواهد شد. بر مبنای اهداف تعریف شده در این پژوهش، جامعه آماری به کار گرفته شده، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران هستند که از سال ۱۳۹۰ در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده و سهام آن‌ها در طول دوره مورد بررسی مورد خرید و فروش قرار گرفته است. داده‌ها بصورت ماهانه بررسی شده است لذا یک سری اعداد ۶۳ تایی تولید گردیده است. قلمرو مکانی این پژوهش، شرکت‌های مربوط به صنایع پتروشیمی موجود در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. همچنین از داده‌های اقتصاد کلان که سیاست پولی را شامل می‌شود نیز استفاده خواهد شد که به نوعی قلمرو مکانی را بیشتر گسترش می‌دهد.

نتایج مطالعه فوق بصورت ذیل بوده است:

- نتایج آزمون پایایی متغیرهای الگو به روش دیکی فولر تعمیم یافته و به روش فیلیپس-پرون نشان داده که از بین متغیرهای موجود در مدل، تمامی متغیرها، در سطح احتمال ۹۹ درصد همجمع از درجه یک می‌باشد.
- نتایج مطالعه همجمعی مدل را با استفاده از هر سه معیار در سطح احتمال ۹۵ درصد مبنی بر مانایی جمله پسماند پذیرفته است.

- نتایج مربوط به برآورد رابطه بلندمدت:
- ضریب مربوط به لگاریتم نرخ ارز که نشان دهنده کشش شاخص سهام پتروشیمی به نرخ ارز در بلندمدت می‌باشد،  $۲/۰۶$  بدست آمده، این امر نشان می‌دهد که درصد افزایش در نرخ ارز در بلندمدت و با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به افزایش  $۲۰$  درصدی میزان شاخص سهام پتروشیمی خواهد شد. به عبارتی اثر گذاری شدید نرخ ارز را نشان می‌دهد که در بلند مدت بسیار شاخص مهمی است.
- ضریب مربوط به لگاریتم نقدینگی نشان دهنده کشش شاخص سهام پتروشیمی به نقدینگی در بلندمدت می‌باشد، برابر  $۱/۳$  - بوده است. این نشان می‌دهد که ده درصد افزایش در نقدینگی، با فرض ثابت بودن سایر عوامل منجر به کاهش  $۱۳$  درصدی شاخص سهام پتروشیمی خواهد شد. به عبارتی نقدینگی اثر منفی در بلند مدت دارد که نشان می‌دهد افزایش نقدینگی به سمت بازار محصولات پتروشیمی در بورس سوق نمی‌یابد.
- نتایج مربوط به برآورد رابطه کوتاه مدت:
- کشش شاخص سهام نسبت به نرخ بهره  $۰/۱۷$  - بدست آمده و نشان دهنده آن است که اولاً شاخص نسبت به نرخ بهره کم کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش نرخ بهره در کوتاه‌مدت، کاهش  $۰/۱۷$  درصدی شاخص را منجر خواهد شد. لذا نرخ بهره هر چند در بلندمدت بی اثر است ولی در کوتاه مدت اثر دارد
- کشش نرخ ارز  $۰/۲۴$  بدست آمده و نشان می‌دهد که اولاً شاخص نسبت به نرخ ارز کم کشش بوده و ثانیاً ده درصد افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت، افزایش  $۲/۴$  درصدی شاخص را نتیجه می‌دهد. نرخ ارز در کوتاه مدت نیز اثر دارد لذا سیاستگذار باید با آگاهی نسبت به این مسئله تصمیم سازی نماید.
- در مورد نقدینگی نیز شاخص کم کشش و رابطه معکوس و ضعیفی را داراست. که نشان از تاثیر معکوس داشته است که با توجه به رابطه مثبت نقدینگی و بخش مسکن، این نتیجه توجیه پذیر است.
- ضریب  $ecm(-1)$  در کوتاه‌مدت  $۰/۱۱$  - بدست آمده و با اطمینان بسیار بالایی معنی‌دار بوده و علامت آن نیز مورد انتظار (منفی) است. این ضریب نشان‌دهنده سرعت تعدیل بی‌تعادلی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است. براساس این ضریب  $۱۱$  درصد از بی‌تعادلی در یک دوره تعدیل می‌گردد.

### فهرست منابع

- ۱) ابراهیمی، محسن، شکری، نوشین، (۱۳۹۰)، " بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تاکید بر نقش سیاست پولی"، سال پنجم، شماره ۱.
- ۲) سلمانی بی شک، محمد رضا، برقی اسکویی، محمد مهدی، لک، سوادا، (۱۳۹۴)، " تاثیر شوک های سیاست پولی و مالی بر بازار سهام ایران"، فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی، شماره ۲۲، صص ۹۳-۱۳۱.
- ۳) علوی راد، عباس، حق نویس، حمید، (۱۳۹۰)، " تاثیرات بلند مدت و کوتاه مدت متغیرهای پولی و ارزی بر قیمت سهام در ایران"، فصلنامه اقتصاد کاربردی، شماره چهارم، سال دوم، صص ۴۴-۵۹.
- ۴) مرادی، سمیه، نجفی زاده، سید عباس، (۱۳۹۲)، " اثر سیاست پولی بر بازده شاخص سهام (مطالعه موردی: ایران)"، اولین همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصاد ایران.
- ۵) نونژاد، مسعود، زمانی کردشولی، بهزاد، حسین زاده، سید مجتبی (۱۳۹۱)، " اثر سیاست های پولی بر شاخص قیمت سهام در ایران"، فصلنامه علوم اقتصادی، شماره بیستم، سال ششم، صص ۹-۳۸.
- 6) Hsing, Y. (2013). Effects of Fiscal Policy and Monetary Policy on the Stock Market in Poland. *Journal of Econometrics*, 205, 165 – 174.
- 7) Li, Y.D, Iscan .T, Xu. K. (2015). The Impact of Monetary Policy on Stock Price: Evidence from Canada and The United States. *International Money and Finance*, 29, 876 – 896.
- 8) Neuhierl. A., weber, M. (2016), "Monetary Policy and the Stock Market: Time-Series Evidence", *Social Science Research Network*.
- 9) Rifat, A. (2015), *Impact of Monetary Policy on Stock Price: Evodence from Bangladesh, Journal of Investment and Management*.
- 10) Thishanthi. G.T. Silva. N.K.L, (2015), "The Effect of Monetary Policy on Stock Market in Sri Lanka", *international Student Conference on business*