پژوهش‌های اقتصاد پولی، مالی (دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست و پنجم، شمارۀ۱۵، بهار و تابستان ۱۳۹۷

مقایسه تأثیر پذیری بازدهی سهام صنایع منتخب صادراتی و وارداتی از نوسانات نرخ ارز

مهدیه رضاقلی زاده [۱]
استادیارگروه اقتصاد دانشگاه مازندران
مجید آقایی [۲]
استادیارگروه اقتصاد دانشگاه مازندران

تاریخ دریافت۱۳۹۵/۳/۲۹ تاریخ پذیرش۱۳۹۶/۱۱/۲

چکیده

با توجه به این که کشور ایران طی سال‌های اخیر با نوسانات عمده‌ای در نرخ ارز مواجه بوده و این نوسانات نیز دارای نقش اساسی در تعیین میزان بازدهی صنایع صادراتی و وارداتی کشور هستند، در این مطالعه با استفاده از نظریات اقتصادی و با تکیه بر مدل تصحیح خطای پانل (PECM) و آزمون‌های هم انباشتگی و علیت پانل [۳]، رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین نرخ ارز و بازدهی سهام صنایع عمده صادراتی و وارداتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از داده‌های ماهیانه طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۴ مورد آزمون و بررسی قرار گرفته است و به صورت کمّی برآورد خواهد گردید. برآورد ضرایب بلندمدت در این مطالعه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) [۴] و برآورد ضرایب کوتاه مدت و روابط علیت با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده (PMG) [۵] انجام می گیرد. نتایج به دست آمده بیانگر این است که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیر نرخ ارز و سایر متغیرهای مؤثر بر بازده سهام - شامل بازده مازاد بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره- با بازدهی سهام صنایع مورد مطالعه طی دوره مورد بررسی

---

۱ - نویسنده مسئول: mahdieh_rezagholizadeh@yahoo.com

2- majid_aghaei3@yahoo.com
3- Co integration and Panel Granger causality
4- Dynamic Ordinary Least Square
5- Pooled Mean Group
DOI: 10.22067/pm.v25i15.56874

وجود دارد. یافته‌ها در گروه صنایع صادرکننده نشان می‌دهد که نرخ ارز تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته و یک رابطه دو طرفه بین این دو متغیر وجود دارد؛ در حالی که یافته‌های معادلات برآورد شده در گروه صنایع وارد کننده نشان دهنده یک رابطه دوطرفه منفی بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع مذکور است.

طبقه بندی JEL: G11, L6, C33

کلیدواژه‌ها: مدل تصحیح خطای پانل، هم انباشتگی پانل، نرخ ارز ، بازده سهام، صنایع صادراتی، صنایع وارداتی.

مقدمه

سرمایه‌گذاری در بورس، بخش مهمی از اقتصاد هر کشور را تشکیل می‌دهد و بدون شک بیشترین میزان سرمایه در سرتاسر جهان از طریق بازارهای سهام مبادله شده و اقتصاد ملی نیز به شدت متأثر از عملکرد بورس است. اگر بورس اوراق بهادار وجود نمی‌داشت، امکان شرکت در فعالیت‌های اقتصادی بین المللی ایجاد نمی‌شد و امکان سرمایه گذاری‌های بزرگ صنعتی تا این حد میسر نمی‌بود. بورس اوراق بهادار نماینده خوبی از فعالیت‌ها و عملکردهای اقتصادی می‌باشد و کارایی این بازار می‌تواند در توسعه و بهبود اوضاع اقتصادی بسیار مؤثر باشد. در بازار سرمایه روش‌های گوناگونی برای سرمایه گذاری وجود دارد. سرمایه گذاران، با بررسی ویژگی‌های هر یک از روش‌ها، سعی می‌کنند تا یکی را به دلخواه انتخاب کنند. آن چه که مسلم است این است که سرمایه گذاران همواره در پی حداکثر کردن بازده خود هستند. شاخص قیمت سهام صنایع مختلف و بازده آن همواره تحت تأثیر متغیرهای مختلف اقتصادی در دوره‌های مختلف قرار داشته و رکود و رونق بورس اوراق بهادار به شدت تحت تأثیر نوسانات این متغیرها قرار دارد. لذا شناسایی عوامل مؤثر بر بازده سهام صنایع فعال در این بازار می‌تواند به تجزیه و تحلیل رفتار قیمتی سهام کمک نموده و در ارزیابی بهتر بورس اوراق بهادار و بهبود و کنترل عملکرد آن مؤثر واقع گردد که این امر نیز به نوبه خود می‌تواند بخش عمده‌ای از نیاز سرمایه‌گذاران و سهامداران را برآورده ساخته و در جهت بهبود و رونق بازار سرمایه مؤثر باشد. در این میان نرخ ارز متغیری است که چگونگی نوسانات آن در طی زمان، بازده سهام صنایع مختلف را متأثر می‌سازد و از این رو در بین عوامل تاثیرگذار بر بازده سهام، به عنوان یک متغیر بسیار مهم به شمار می‌آید. تأثیر نرخ ارز بر

قیمت سهام هر بنگاه بستگی به ماهیت بنگاه داشته و می‌تواند تأثیر مثبت و یا منفی بر آن بگذارد. از آن جایی که از بین صنایع فعال در بورس اوراق بهادار، صنایع عمدتاً صادر کننده و عمدتاً وارد کننده دارای ارتباط نزدیکی با بازارهای جهانی بوده و معاملات آن‌ها به وسیله ارزهای بین المللی انجام می‌گیرد، انتظار می‌رود که از میان عوامل اثرگذار بر بازده سهام، نوسانات نرخ ارز تأثیر قابل توجهی بر بازده سهام آن‌ها داشته باشد و هر گونه نوسان نرخ ارز، بازده سهام آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. به طور کلی افزایش نرخ ارز در رابطه با بنگاه‌هایی که ارزش صادرات آنها بیشتر از واردات است، باعث می‌شود که کالاهای تولیدی در این بنگاه‌ها برای متقاضیان خارجی ارزان‌تر شده و باعث افزایش تقاضا برای آن کالاها شود. در نتیجه افزایش فروش منجر به افزایش سود شده و بنابراین قیمت سهام را افزایش خواهد داد. در مقابل، افزایش نرخ ارز در بنگاه‌هایی که ارزش واردات آنها بیشتر از صادرات آنها است، باعث افزایش هزینه تولید می‌شود. حال اگر بنگاه این افزایش هزینه را به طریقی (مانند افزایش در قیمت فروش کالا) جبران نکند، سود شرکت کاسته شده و قیمت سهام بنگاه کاهش خواهد یافت.

در این تحقیق سعی شده با توجه به تحقیقات اولیه‌ای که ارتباط بین نرخ ارز و بازده کل سهام را بررسی نموده‌اند، رابطه بین این دو متغیر را به طور مجزا در گروه صنایع عمدتاً صادراتی و عمدتاً وارداتی مورد ارزیابی قرار دهیم تا میزان تأثیرپذیری این صنایع از نوسانات شدید نرخ ارز طی سال‌های اخیر مشخص شود. به عبارت دیگر این مطالعه به دنبال پاسخگویی به این سؤال می‌باشد که " نوسانات نرخ ارز در ایران چگونه می‌تواند منجر به تغییر بازده سهام صنایع صادراتی و وارداتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران شود؟". جهت پاسخ به سؤال فوق، تحقیق حاضر به بررسی رابطه کوتاه مدت و بلند مدت بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع عمدتاً صادراتی و عمدتاً وارداتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۴ با استفاده از داده‌های ماهیانه و با به کارگیری روش پانل در قالب یک مدل چند متغیره و تجزیه و تحلیل آن در بلندمدت و کوتاه مدت با استفاده از هم انباشتگی و مدل تصحیح خطای پانل [1] (PECM) می‌پردازد. به همین منظور پس از ارائه مبانی نظری تحقیق و مطالعات انجام شده قبلی در این زمینه، روش شناسی

1- Co integration and Panel Error Correction Model

تحقیق به طور کامل ارائه خواهد شد. سپس مدل و متغیرهای تحقیق در چارچوب یک مدل چند متغیره پانل معرفی خواهند گردید. در ادامه و جهت تخمین مدل، ابتدا از آزمون‌های نوین ریشه واحد و هم انباشتگی پانل به منظور بررسی ریشه واحد و هم انباشتگی متغیرهای تحقیق استفاده خواهیم کرد. سپس با استفاده از روش‌های حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS)[1] و حداقل مربعات معمولی تعدیل شده کامل (FMOLS)[2] جهت بررسی رابطه پویای بلندمدت بین متغیرهای مدل استفاده خواهیم کرد. در نهایت به بررسی رابطه علیت کوتاه مدت و بلندمدت بین نرخ ارز و بازدهی در چارچوب یک مدل چندمتغیره[3] با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده[4](PMG) خواهیم پرداخت.

مبانی نظری

یکی از اصلی‌ترین، تاثیرگذارترین و چالش برانگیزترین متغیرهای اقتصادی، نرخ ارز می‌باشد که در تجارت خارجی هر کشور نیز یک متغیر بسیار مهم به شمارآمده و در تنظیم صادرات و واردات آن کشور مؤثر است. همان گونه که تغییر قیمت‌ها در داخل، الگوی مصرف و تولید را میان تولیدکنندگان و مصرف‌کنندگان تعیین می‌کند و به آنها علامت می‌دهد که بیشتر یا کمتر تولید یا مصرف کنند، تعیین نرخ ارز، تثبیت آن و تغییر سیاست‌های ارزی نیز دقیقاً در تنظیم الگوی تجارت و صادرات و واردات کشور مؤثر است. بدیهی است که تغییر در میزان صادرات و واردات صنایع فعال در بورس اوراق بهادار، شاخص قیمت و بازدهی سهام این صنایع را دستخوش تغییر خواهد نمود.

از آنجایی که نرخ ارز همانند پول نقد، سپرده بانکی و سهام در سبد دارایی سرمایه گذاران قرار می‌گیرد، تأثیرات نرخ ارز بر شاخص قیمت بازار سهام را می‌توان در چارچوب تئوری نگهداری دارایی در سبد سرمایه گذاری یا همان تئوری پورتفولیو بررسی کرد. تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد تا اینکه با تلاش‌های Markowitz ریسک

1- Dynamic Ordinary Least Square
2- Fully Modified Ordinary Least Square
3- Multivariate Model
4- Pooled Mean Group

کمیت پذیر شد و انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه گذاری در شرایط مختلف به عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی گردید. نظریه مارکویتز منشأ پیدایش تئوری سبد دارایی‌ها گردید. وی فرض کرد که سرمایه گذاران الزاماً در پی به حداکثر رسانیدن بازده مورد انتظار نیستند، زیرا اگر آنها به دنبال دستیابی به حداکثر بازده مورد انتظار بودند تنها دارایی را انتخاب می‌کردند که از بیشترین بازده مورد انتظار برخوردار باشد. اما در عمل سرمایه گذاران دارای سبدی از مجموعه اوراق بهادار هستند و می‌توان گفت افراد بر مبنای بازده مورد انتظار (میانگین بازده) و انحراف معیار(مجذور واریانس)، سرمایه گذاری‌های مختلف را مقایسه و از بین آنها انتخاب می‌کنند. اگر سرمایه گذاران ریسک گریز باشند و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه‌ها به غیر از انحراف معیار با هم برابر باشند، آن سرمایه گذاری انتخاب می‌شود که انحراف معیار کمتری دارد.

تغییرات هر کدام از دارایی‌های موجود در سبد دارایی‌ها نظیر پول نقد، سهام، سپرده بانکی، نرخ ارز و غیره تقاضا برای سهام در این بازار را تحت تأثیر قرار داده و متعاقب آن باعث تغییر قیمت سهام می‌شوند. از آن جایی که نرخ ارز از جمله دارایی‌های نامطمئن و ریسکی محسوب می‌شود تغییرات این متغیر را در چارچوب مدل مارکویتزمی توان بررسی کرد (Sharp, 1995). مدل مارکویتز به صورت زیر است:

$$\begin{aligned}
&\text{Minimize: } -\lambda E_p + V_p \\
&E_p = \sum_{i=1}^{N} X_i E_i \\
&V_p = \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} X_i X_j COV(i,j) \\
&\sum_{i=1}^{N} X_i = 1 \quad \lambda \geq 0
\end{aligned} \qquad (۱)$$

λ، درجه ریسک گریزی سرمایه گذار E_p، عایدی مورد انتظار سبد دارایی V_p، ریسک سبد دارایی X_i، بخشی از بودجه کل که به سرمایه گذاری iام اختصاص یافته است. X_i، بخشی از بودجه کل که به سرمایه گذاری i ام اختصاص یافته است. E_i، عایدی مورد انتظار طرح iام، $COV(i,j)$، کواریانس سرمایه گذاری i با سرمایه گذاری j.

علاوه بر این با توجه به صادراتی و وارداتی بودن شرکت‌ها و میزان وابستگی آنها به نرخ ارز،

افزایش یا کاهش نرخ ارز می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر منابع پذیرفته شده در بورس و شرکتها بگذارد. با پائین آمدن نرخ ارز بهای تمام شده محصولات کاهش می‌یابد و در نتیجه حاشیه سود و سود هر سهم افزایش خواهد یافت و متعاقب آن قیمت سهام شرکت نیز بالا خواهد رفت. با افزایش قیمت سهام شرکت‌ها شاخص کل قیمت سهام نیز دستخوش تغییر می‌شود (Bhattacharya & Mukherjee, 2002). حال میزان این تغییر در شرکت‌ها بسته به میزان اتکای آنها به صادرات یا واردات می‌تواند با هم تفاوت داشته باشد. کاهش نرخ ارز در صنایعی که عمدتاً صادراتی بوده و تولیدات خود را به خارج از کشور صادر می‌کنند، منجر به کاهش سود شده و متعاقب آن قیمت سهام شرکت را نیز کاهش می‌دهد. در صورت کاهش نرخ ارز، باید به برآیند میان افزایش قیمت سهام ناشی از کاهش بهای تمام شده تولیدات و کاهش قیمت سهام ناشی از کاهش ارزش صادرات هر شرکت توجه نمود تا بتوان به چگونگی تأثیرپذیری قیمت سهام آن از کاهش نرخ بهره پی برد. انتظار می‌رود که نتیجه این برآیند در شرکت‌های عمدتاً صادر کننده، کاهش قیمت سهام در اثر کاهش نرخ ارز بوده و در مقابل در شرکت‌های متکی بر واردات افزایش قیمت سهام باشد.

چگونگی تأثیرپذیری شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار از نرخ ارز را می‌توان بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید[1] (PPP) نیز توضیح داد. بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید، تغییرات نرخ ارز از طریق سطح عمومی قیمتهای نسبی بین دو کشور تعیین می‌شود. این ارتباط با فرض اینکه مقدار کالاهای سبد ثابت باشد، همیشه برقرار خواهد بود. بنابراین تنها راه تغییر قیمت سبد بازار، تغییر قیمت کالاهاست. در نتیجه تغییر سطح قیمت‌ها بیانگر نرخ تورم است. بنابراین تغییرات نرخ تورم، بر اساس تئوری برابری قدرت خرید، موجب تغییرات نرخ ارز خواهد شد. تغییرات نرخ ارز و قدرت خرید پول‌ها در مقایسه با یکدیگر، اهمیت و شدت تأثیرگذاری نوسانات نرخ ارز در اوضاع اقتصادی هر جامعه را روشن می‌سازد. از طرف دیگر بازارهای پولی بین المللی نیز برای مقابله با این ریسک سیاست‌هایی را به کار می‌گیرند. همان طور که گفته شد بر اساس فرضیه ppp تغییرات نرخ ارز بر قیمت تمام شده کالاها و سرمایه گذاری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس

1- Purchasing power parity hypothesis

اثر می‌گذارد. طبق این تغییرات نرخ ارز از طریق تغییر سطح عمومی قیمت‌های نسبی دو کشور تعیین می‌شود. حال اگر بخواهیم این ارتباط را معکوس ببینیم، تغییرات نرخ ارز بیانگر تغییرات در نسبت سطح عمومی قیمت‌های دو کشور خواهد بود. از طرف دیگر براساس مدل فاما[1] چون تغییرات لگاریتم نرخ ارز برابر است با تفاوت تغییر در لگاریتم شاخص قیمت خارجی و داخلی، لذا اگر نرخ ارز نوسان داشته باشد، باید نسبت شاخص خارجی به شاخص داخلی نیز دچار تغییر شود (Poitras, 2004).

مطالعات انجام شده

همان گونه که بیان گردید رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام موضوعی است که طی سال‌های اخیر توسط پژوهشگران در داخل و خارج کشور مورد بررسی قرار گرفته است. در ذیل به چند نمونه از این مطالعات اشاره می‌گردد:

مطالعات خارجی

- Wongbangpo and Sharma (2002) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ۵ کشور آسه آن پرداختند. آن‌ها در این مطالعه تأثیر متغیرهایی نظیر نرخ ارز را بر شاخص قیمت سهام اندونزی، مالزی، فیلیپین، سنگاپور و تایلند مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعات آنها نشان داد که تمام متغیرهای اقتصادی مورد مطالعه از جمله نرخ ارز، تأثیرات کوتاه مدت و بلند مدت بر این شاخص دارند. شاخص قیمت سهام نیز بر این متغیرها تأثیرات کوتاه مدت و بلند مدت دارد.

- Goriave (2004) در مقاله‌ای به تحلیل عوامل مؤثر بر بازار سهام روسیه پرداخته است. وی بدین منظور از داده‌های ۴۷ سهام مختلف طی یک دوره ۵ ساله استفاده نموده است. مهم‌ترین عوامل کلان اقتصادی مورد مطالعه وی شامل قیمت نفت، نرخ ارز (دلار و یورو) می‌باشند. در مورد نرخ ارز نتیجه گرفته می‌شود که از بین دو عامل نرخ ارز دلار و یورو، تغییرات دلار تأثیر بیشتری بر بازده داشته و لذا به عنوان عامل موثرتر بر شاخص قیمتی سهام معرفی می‌شود.

1- Fama

– Osman & Yacup (2004) در مطالعه‌ای به بررسی عملکرد شاخص‌های کلان اقتصادی و بازدهی واقعی سهام پرداخته‌اند. در این مطالعه کارایی واقعی بورس اوراق بهادار ترکیه با درنظر گرفتن شاخص‌های کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و تراز تجاری، بااستفاده از مدل انگل– گرنجر و جوهانسون– جوسیلیوس بررسی شده است. نتایج این بررسی حاکی از آن است که متغیرهای فوق، نقش قابل توجهی در جهت دادن به تغییرات شاخص قیمت سهام بورس نداشته و رابطه منظمی بین شاخص قیمت سهام و شاخص‌های کلان اقتصادی مشاهده نشده است.

– Phylaktis & Ravazzolo (2005) در مطالعه‌ای به بررسی پویایی‌های نرخ ارز و شاخص قیمت سهام کشورهای حوزه پاسیفیک با استفاده از به کارگیری روش آزمون علیت چند متغیره گرنجر[1] برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۸پرداختند. نتایج حاصل از مطالعه آنها نشان داد که شاخص بازار سهام در این کشورها به طور مثبتی با تغییرات نرخ ارز در ارتباط است و از آن تأثیر می‌پذیرد. آن‌ها همچنین با استفاده از یک رگرسیون بازگشتی[2] نشان دادند که بحران‌های مالی تأثیر موقتی بر هم حرکتی بازار سهام و بازار ارز در این کشورها دارد.

– Gunsel & Çukur (2007) به بررسی تأثیر عوامل مؤثر بر شاخص قیمتی سهام صنایع مختلف فعال در بورس اوراق بهادار لندن طی دوره ۹۳–۱۹۸۰ پرداختند. آن‌ها نرخ بهره، نرخ ارز، عرضه پول و تورم را به عنوان مهم‌ترین عوامل مؤثر بر شاخص در نظر گرفتند. نتایج این مطالعه نشان داد که در مجموع، عوامل مورد مطالعه تأثیر معناداری بر بازده سهام در بورس اوراق بهادار لندن دارند.

– Tursoy et al (2008) در مطالعه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه بورس سهام استانبول برای سهام ۱۱ صنعت مختلف از فوریه ۲۰۰۱ تا سپتامبر ۲۰۰۵، به بررسی تأثیر متغیرهایی نظیر قیمت طلا، نرخ ارز، نرخ بهره بر شاخص قیمتی سهام صنایع مورد نظر پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که رابطه معنادار قوی بین این متغیرها و شاخص سهام در بورس استانبول وجود ندارد و البته میزان تأثیر این عوامل بر صنایع مختلف، نیز متفاوت است، به گونه‌ای که اثر بعضی از این عوامل بر برخی صنایع، مثبت و برخی صنایع منفی است.

1- multivariate Granger causality tests
2- recursive estimation

– Tunali (2010) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و بازده سهام در بورس اوراق بهادار استانبول پرداخته است. وی با استفاده از داده‌های ماهانه ژانویه ۲۰۰۲ تا آگوست ۲۰۰۸ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR) به بررسی تأثیر متغیرهای فوق بر شاخص قیمت سهام پرداخته است. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای کلان مورد مطالعه و بازده سهام وجود دارد.

– Zhao (2010) در مطالعه‌ای رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام در بازار سهام چین را مورد بررسی قرار داد. وی با بررسی خود طی دوره ژانویه ۱۹۹۱ تا ژوئن ۲۰۰۹، به این نتیجه رسید که رابطه بلندمدت بین نرخ ارز مؤثر و قیمت سهام وجود دارد.

– Chinzara (2011) رابطه نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی از جمله نرخ ارز و قیمت سهام را با استفاده از مدل‌های VAR-GARCH برای آفریقای جنوبی مورد بررسی قرار داد. یافته‌های وی نشان دهنده وجود رابطه دوطرفه بین این متغیرها می‌باشد. همچنین نااطمینانی متغیرهای کلان اقتصادی اثر معنی داری بر روی نوسانات بازار سهام دارد.

– Bello (2013) در مطالعه خود به بررسی تأثیر نرخ ارز چهار شریک عمده تجاری آمریکا بر روی بازار سهام آمریکا طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۲۰۰۰ پرداخته است. وی دریافته است که رابطه بین ین ژاپن و بازار سهام آمریکا منفی و از لحاظ آماری معنی دار می‌باشد، در حالی که یورو و پوند دارای رابطه مثبت و معنی دار با سهام آمریکا هستند. از سوی دیگر سهام آمریکا رابطه مثبت اما غیرمعنی دار با یوآن دارد.

– Lim & Sek (2014) رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازدهی سهام در کشورهای آسیایی نوظهور را مورد بررسی قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که یک رابطه علیت دوطرفه بین نوسانات نرخ ارز و بازدهی سهام در اندونزی، کره و تایلند وجود دارد. همچنین نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که نوسانات با وقفه نرخ ارز و نیز نوسانات با وقفه بازده سهام ، بر نوسانات بازدهی سهام مؤثر بوده و آن را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

– Lawal & Ijirshar (2015) در مطالعه خود رابطه بین نوسانات نرخ ارز و عملکرد بازار سهام در نیجریه را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که یک رابطه علی یک طرفه از نوسانات نرخ ارز به بازار سهام وجود دارد، به گونه‌ای که افزایش نوسانات در بازار ارز یک اثر منفی بر عملکرد بازار سهام دارد.

- Ihsan et al (2015) در مقاله‌ای به بررسی رابطه علی بین نرخ ارز و شاخص بازار سهام در پاکستان پرداخته‌اند. آن‌ها از آزمون هم انباشتگی یوهانسون برای بررسی رابطه بلند مدت بین متغیرهای فوق استفاده کرده و نتیجه گرفته‌اند که رابطه بلند مدت بین نرخ ارز و شاخص بورس کراچی (KSE) وجود ندارد. همچنین به منظور بررسی رابطه علیت موجود بین متغیرها از آزمون علیت گرنجر استفاده نموده و دریافته‌اند که بین نرخ ارز و شاخص سهام مورد مطالعه هیچ گونه رابطه علی وجود ندارد.

- Kennedy and Nourizad (2016) تأثیر نوسانات نرخ ارز (دلار آمریکا در مقابل یورو) بر نوسانات بازار سهام آمریکا را مورد بررسی قرار داده‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های هفته اول سال ۱۹۹۹ تا هفته سوم سال ۲۰۱۰ و با به کارگیری یک مدل گارچ (۱و۱) رابطه فوق را مورد آزمون قرار داده و به این نتیجه رسیده‌اند که افزایش نوسانات نرخ ارز طی دوره مورد مطالعه دارای یک تأثیر مثبت و معنی دار بر نوسانات بازده سهام می‌باشد.

مطالعات داخلی

- Taghavi et al (1999) در مقاله‌ای به بررسی تأثیر تغییرات قیمتی ارز، مسکن و خودرو بر شاخص قیمت سهام بورس تهران طی دوره ۷۶-۱۳۶۹پرداخته‌اند. آن‌ها بدین منظور از مدل خود رگرسیون برداری استفاده نموده و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه علیتی از نرخ ارز آزاد به سوی شاخص بورس وجود دارد، اما با توجه به ضرایب برآورده شده برای متغیر نرخ ارز می‌توان گفت که سهم این متغیر در توضیح دهی تغییرات شاخص قیمت سهام، به طور نسبی اندک است.

- Ghalibaf Asl (2002) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران و نرخ ارز پرداخت. وی در این مطالعه با توجه به داده‌های شش ماهه بازده سهام (ناشی از تغیر شاخص قیمت سهام شرکت‌ها)، نرخ ارز و بازده سهام شاخص بازار برای دوره ۱۳۷۵ تا ۱۳۸۰ به این نتیجه رسید که درصد تغییرات نرخ ارز اثر منفی بر بازده سهام اما تغییرات نرخ ارز، با یک وقفه زمانی، اثری مثبت بر بازده سهام شرکتها دارند.

- Eslamloiean & zare (2007) در مطالعه‌ای با به کارگیری الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی و مدل قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای لوکاس، تأثیر برخی از متغیرهای اقتصادی بر شاخص قیمت سهام بورس تهران را با استفاده از داده‌های فصلی از ۱۳۷۲ تا ۱۳۸۲ بررسی کردند.

نتایج حاصل از این مطالعه رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای دیگر را نشان می‌دهد. بر اساس نتایج حاصل از این مطالعه، نرخ ارز تأثیری منفی بر شاخص قیمت سهام دارد. بر اساس برآورد الگوی تصحیح خطا نیمی از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

– Zare & Rezaei (2006) در مطالعه‌ای با استفاده از یک الگوی تصحیح خطای برداری سعی در شناخت و تبیین تأثیر سه بازار ارز، سکه و مسکن بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران طی دوره فصل اول سال ۱۳۷۴ تا فصل چهارم ۱۳۸۲ دارند. برآورد الگو نشان می‌دهد که متغیرهای لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم بهای سکه دارای رابطه مستقیم و متغیر لگاریتم نرخ ارز دارای رابطه عکس با متغیر لگاریتم شاخص قیمت سهام می‌باشند. همچنین برآورد الگوی تصحیح خطا در این مطالعه بیانگر این است که حدود ۴۳ درصد از عدم تعادل در هر دوره تعدیل می‌گردد.

– Karimzadeh (2006) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پورتفولیو و تئوری اساسی فیشر برای دوره زمانی فروردین ماه ۱۳۶۹ تا اسفندماه ۱۳۸۱ پرداخت. وی در این مطالعه به منظور برآورد مدل تصریح شده خود از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توضیحی (ARDL)[1] استفاده کرد و دریافت که شاخص قیمت سهام بورس تهران با نرخ ارز حقیقی رابطه‌ای منفی دارد.

– Sajadi et al (2010) در مطالعه‌ای به تعیین رابطه بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی سهام و مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل تورم، نرخ ارز و درآمد نفتی پرداختند. در این تحقیق داده‌ها به صورت فصلی و برای دوره زمانی ۸۶-۱۳۷۷ بوده و مدل مورد نظر با استفاده از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است. نتایج آزمون همجمعی این مطالعه حاکی از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای اقتصادی مزبور و نرخ رشد شاخص بازده نقدی است. رابطه بلندمدت بین نرخ رشد شاخص بازده نقدی و درآمد نفتی و نرخ ارز منفی و با نرخ تورم، مثبت است.

– Sajadi et al (2011) در مطالعه‌ای به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از قبیل نرخ

1- Auto Regressive Distributed Lag

تورم و نرخ ارز بر بازده مورد انتظار هر سهم در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. ایشان با استفاده از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۸۶-۱۳۷۶ (۴۴ فصل) این رابطه را در قالب سیستم رگرسیون‌های ظاهراً نامرتب غیرخطی تکراری مورد ارزیابی قرار داده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد نرخ ارز از جمله عواملی است که بر بازده مورد انتظار کل سهام بورس مؤثر می‌باشد.

- Heidari & Bashiri (2012) در مطالعه‌ای رابطه بین نوسانات نرخ واقعی ارز و شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۹۰-۱۳۷۸ با استفاده از داده‌های ماهیانه و به کارگیری مدل خود رگرسیونی تعمیم یافته دو متغیره مبتنی بر واریانس ناهمسانی شرطی مورد بررسی قرار دادند. نتایج مطالعه آن‌ها نشان می‌دهد که بین متغیر نااطمینانی نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت سهام، رابطه منفی و معنی دار وجود داشته و بین نااطمینانی قیمت سهام و نرخ ارز، رابطه معنی داری وجود ندارد.

- Tehrani et al (2013) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام شرکت‌های صادرکننده پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. ایشان با استفاده از اطلاعات ماهانه ۷۵ شرکت صادرکننده طی سال‌های ۱۳۸۶ تا ۱۳۸۸ و با به کارگیری روش پانل دیتا رابطه فوق را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج حاکی از اثر مثبت نوسانات نرخ ارز همزمان بر بازده سهام این شرکت‌ها بوده و رابطه‌ای بین نوسانات نرخ ارز با بازده سهام یک وقفه زمانی مشاهده نشده است.

- Taghinejad Omran & Haji Babaei (2014) در مطالعه خود اثر تغییر نرخ ارز واقعی بر بی ثباتی مالی در ۲۵ کشور در حال توسعه منتخب را طی دوره زمانی ۲۰۱۰-۱۹۹۵ با استفاده از روش اقتصادسنجی داده‌های تابلویی مورد بررسی قرار داده‌اند. نتیجه برآوردها بیانگر وجود رابطه مثبت و معنی دار بین تغییر نرخ ارز واقعی و بی ثباتی مالی بوده و استفاده از متغیرهای مجازی نشان می‌دهد که شدت اثر تغییر نرخ ارز واقعی بر بی‌ثباتی مالی در کشورهای حوزه جغرافیایی مختلف متفاوت است.

- Bakhshani (2016) در مقاله خود ارتباط بین تغییرات نرخ ارز (دلار و یورو) با قیمت سهام و نسبت قیمت به درآمد (P/E) را با استفاده از روش مدلسازی معادلات ساختاری با رویکرد حداقل مربعات جزئی (PLS-SEM) مورد بررسی قرار داده است. مقاطع زمانی مورد بررسی ۱۳۲ روز از ابتدای سال ۱۳۹۱ تا پایان سال ۱۳۹۲ می‌باشد. یافته‌ها نشان می‌دهد در بازار مالی ایران، بین

تغییرات نرخ ارز و قیمت سهام و نسبت P/E ارتباط مثبت و معنی داری وجود دارد.

همان گونه که نتایج تحقیقات انجام شده نشان می‌دهد هنوز اجماع نظری کلی در خصوص چگونگی رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام در میان پژوهشگران وجود نداشته و در هر منطقه و نیز هر دوره زمانی نیاز به بررسی و برآورد روابط می‌باشد. از سوی دیگر علیرغم تأثیر بسیار متفاوتی که نوسانات نرخ ارز می‌تواند به طور جداگانه بر صنایع صادراتی و وارداتی کشور داشته و لذا بازدهی سهام آن‌ها را به طور متفاوت تحت تأثیر قرار دهد، تاکنون به این موضوع توجه چندانی نشده و مطالعه جدی و مقایسه‌ای بین میزان تأثیرپذیری این صنایع از نوسانات نرخ ارز صورت نگرفته است. تحقیق حاضر با استفاده از داده‌های ماهانه طی دوره زمانی ۹۴-۱۳۸۴ به بررسی رابطه مذکور و مقایسه نتایج در دو گروه صنایع مذکور خواهد پرداخت.

تخمین مدل و تجزیه و تحلیل نتایج

معرفی صنایع مورد مطالعه

کشور ایران طی سال‌های اخیر با نوسانات عمده‌ای در نرخ ارز مواجه بوده و این نوسانات نیز دارای نقش اساسی در تعیین میزان بازدهی صنایع صادراتی و وارداتی کشور می‌باشند. از آن جایی که انتظار می‌رود میزان تأثیر پذیری بازدهی سهام صنایع عمدتاً صادرکننده و عمدتاً واردکننده از نوسانات نرخ ارز متفاوت بوده و تا حدودی تحت تأثیر گروه صنایع می‌باشد، در این تحقیق رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام در گروه صنایع عمدتاً صادر کننده و گروه صنایع عمدتاً وارد کننده فعال در بورس اوراق بهادار تهران، به تفکیک مورد بررسی قرار گرفته تا میزان تأثیرپذیری آن‌ها از نوسانات نرخ ارز با هم مقایسه شود. صنایع منتخب به شرح ذیل می‌باشند:

گروه صنایع عمده صادراتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران

صنایع مورد مطالعه در این گروه صنایعی هستند که بر اساس آمار موجود، ارزش صادرات آنها بیشتر از ارزش واردات آن‌ها بوده و شامل چهار صنعت استخراج کانه‌های فلزی، سیمان، آهک و گچ، فلزات اساسی و محصولات شیمیایی می‌باشند که در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده و دارای جایگاه قابل توجهی نیز در میان صنایع کشور می‌باشند. از آن جایی که این صنایع دارای ارتباط نزدیکی با بازارهای جهانی بوده و معاملات آن‌ها به وسیله ارزهای بین المللی انجام

می‌گیرد، انتظار می‌رود که از میان عوامل اثرگذار بر بازده سهام، نوسانات نرخ ارز تأثیر فراوانی را بر بازده سهام آنها داشته باشد و هر گونه نوسان نرخ ارز، بازده سهام آنها را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر با توجه به هزینه‌های نسبتاً ثابت مصرف انرژی توسط صنایع داخلی ایران، نوسانات قیمت جهانی نفت، منجر به تغییر قدرت رقابت پذیری محصولات تولیدی صنایع می‌شود، به گونه‌ای که در وضعیت افزایش قیمت جهانی نفت، رقابت پذیری محصولات آنها افزایش یافته و لذا به عنوان مزیتی برای آنان محسوب می‌شود. علاوه بر این، یکی دیگر از معیارهای بسیار مهم در انتخاب صنایع فوق، حضور آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره مورد مطالعه (۹۴-۱۳۸۴) می‌باشد.

گروه صنایع عمده وارداتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران

صنایع مورد مطالعه در این گروه شامل چهار صنعت خودرو و ساخت قطعات، مواد و محصولات دارویی (Pha)، ماشین آلات و تجهیزات (Mac) و محصولات کانی غیر فلزی (Nmm) می‌باشند که در بورس اوراق بهادار تهران فعال بوده و دارای جایگاه قابل توجهی نیز در میان صنایع کشور می‌باشند. با توجه به اهمیت این صنایع در اقتصاد ایران و ارتباط نزدیک آن‌ها با نرخ ارز، بررسی رابطه بین نوسانات ارزی و سهام این گروه از صنایع نیز ضروری به نظر می‌رسد. علاوه بر این، یکی دیگر از معیارهای بسیار مهم در انتخاب صنایع فوق، حضور آن‌ها در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره مورد مطالعه (۹۴-۱۳۸۴) می‌باشد.

معرفی مدل تحقیق

در جهت تحقق اهداف پژوهش، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، بازده مازاد بازار، نرخ تورم و نرخ بهره که از مهم‌ترین متغیرهای مؤثر بر بازدهی سهام صنایع می‌باشند تحت عنوان متغیرهای توضیحی وارد مدل خواهند شد. با توجه به مبانی نظری موجود و مطالعات انجام شده قبلی، مدل تجربی در این مطالعه بر اساس مدل (۳) محاسبه می‌شود:

$$R_{it} = f(Exmr, EXR, Oilrr, Inf, Int) \quad (۲)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 Exmr_{it} + \beta_2 EXR_{it} + \beta_3 Oilrr_{it} + \beta_4 Inf_{it} + \beta_5 Int_{it} + \varepsilon_{it} \quad (۳)$$

در این معادله:

$i=1,...N$: برای هر مقطع در پانل است که در این مطالعه شامل صنایع مختلف مورد مطالعه می‌باشد

$t=1,....T$: برابر با دوره زمانی مورد نظر در تحقیق (۱۳۸۴ الی ۱۳۹۴) است.

R_{it} : بازدهی ماهیانه سهام صنعت i ام در زمان t

این متغیر با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود (Theriou et al, 2010):

$$R_{it} = \log(T_{it} / T_{i(t-1)}) \quad (۴)$$

T_{it} : شاخص قیمت سهام صنعت i در ماه t می‌باشد که آمار مربوط به آن از سازمان بورس اوراق بهادار تهران گردآوری شده است.

$Exmr_t$: بازده مازاد بازار[1] در زمان t

این متغیر با استفاده از رابطه‌ی زیر محاسبه می‌شود:

(۵) نرخ بازده بدون ریسک- بازده بازار (تغییر شاخص قیمت و بازده نقدی) = بازده مازاد بازار (صرف ریسک)

- بازده بازار: تغییرات شاخص قیمت و بازده نقدی (شاخص درآمد کل با نماد TEDPIX) که از فروردین ۱۳۷۷ در بورس تهران محاسبه و منتشر شده است، نشانگر بازده کل بورس بوده و با نام شاخص بازده بازار سهام معرفی می‌شود.

- نرخ بازده بدون ریسک: از نرخ سود علی الحساب اوراق مشارکت بانک مرکزی به عنوان نرخ بازده بدون ریسک استفاده شده است.

EXR_t : نرخ ارز حقیقی

در این تحقیق برای محاسبه نرخ حقیقی ارز از رابطه زیر استفاده می‌شود :

پرتال جامع علوم انسانی

1- Excess Market Return

$$XER = ER.\frac{CPI^*}{CPI} \qquad (۶)$$

که در این رابطه CPI* شاخص قیمت مصرف کنندگان خارج از کشور و CPI شاخص قیمت مصرف کنندگان داخل کشور می‌باشد.

$Oilr_t$: قیمت واقعی نفت خام

برای داده‌های مربوط به این متغیر از آمار قیمت واقعی نفت خام برنت (بر حسب دلار آمریکا برای هر بشکه نفت)[1] استفاده شده که داده‌های مربوط به قیمت نفت خام از سایت اطلاعات داده‌های انرژی[2] استخراج شده است. بر اثر تغییر قیمت نفت، سهام اکثر صنایع فعال در بورس اوراق بهادار دستخوش تغییر شده و بازده سهام آنها بسته به میزان وابستگی صنعت به نفت تحت تأثیر قرار خواهد گرفت.

Inf_t: نرخ تورم (تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها) می‌باشد که در واقع همان درصد تغییر در شاخص قیمت مصرف کننده است.

به طور کلی می‌توان گفت افزایش نرخ تورم، منجر به کاهش پس اندازها شده و لذا سرمایه گذاری –به ویژه سرمایه گذاری‌های خرد– در بورس اوراق بهادار را با کاهش مواجه می‌نماید که در نتیجه تأثیر منفی بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوی دیگر در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ تورم ارزش اسمی سهام را افزایش داده و برخی سرمایه گذاران را تشویق به سرمایه گذاری در بورس می‌نماید که این افزایش تقاضا برای سهام منجر به بالا رفتن بازده سهام می‌شود که البته از آن جایی که در بلند مدت، سرمایه گذاران در می‌یابند که در واقع تورم منجر به کاهش ارزش ذاتی سهام شده است، از تقاضای خود برای سهام می‌کاهند که این امر در نهایت منجر به کاهش بازده سهام در بلند مدت خواهد شد.

Int_t: نرخ بهره. برای داده‌های این متغیر از نرخ سود علی الحساب سپرده‌های سرمایه گذاری کوتاه مدت بانک‌های دولتی (درصد) استفاده شده است. با توجه به تجربیات بدست آمده ازنتایج

1- Real- Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel)
2- http://www.eia.gov

بازدهی سرمایه گذاری در بازار سهام ایران و ریسکی بودن آن، سرمایه گذاران بازده دریافتی ناشی از سرمایه گذاری در بازار سهام را در قبال مخاطره آن کافی نمی‌دانند. از سوی دیگر، وجود نرخ‌های سود سپرده بلندمدت بانکی بدون ریسک درایران، باعث شده است که این متغیر کلان اقتصادی به عنوان یک رقیب برای سرمایه گذاری در بازار سهام درآید. از طرف دیگر اقتصاددانان معتقدند که با افزایش نرخ بهره، حجم سرمایه گذاری در جامعه کاهش خواهد یافت، زیرا با افزایش نرخ هزینه سرمایه، بسیاری از طرح‌های صنعتی توجیه پذیری خود را از دست خواهند داد و اجرا نخواهند شد. لذا با توجه به روابط فوق انتظارمی رودکه افزایش در نرخ بهره با بازدهی سهام رابطه منفی داشته باشد.

روش شناسی تحقیق

تخمین و برآورد تأثیر نوسانات نرخ ارز و سایر عوامل مؤثر مورد مطالعه بر بازده سهام صنایع صادراتی و وارداتی فعال در بورس اوراق بهادار تهران، طی سه مرحله انجام می‌شود. ابتدا به بررسی آزمون ریشه واحد متغیرهای تحقیق و تعیین مرتبه هم انباشتگی آنها پرداخته و در مرحله بعد با استفاده از آزمون‌های هم انباشتگی پانل به بررسی وجود و یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم. سپس در صورت وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها، تخمین و برآورد آن با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پویا (DOLS) صورت می گیرد. سرانجام نیز با استفاده از روش گروه میانگین ادغام شده[1] Pesaran et al, 1999 به بررسی تاثیرات نرخ ارز بر بازده سهام در صنایع مختلف مورد مطالعه در هر یک از گروه‌های صنایع عمدتاً صادراتی و عمدتاً وارداتی در کوتاه مدت و بلندمدت و بررسی روابط علیت بین متغیرهای مدل می‌پردازیم.

بررسی ایستایی[2] بین متغیرها

شروع تجزیه و تحلیل تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام در این تحقیق با تشخیص مرتبه هم

پرتال جامع علوم انسانی

1- PMG
2- Stationary

انباشتگی متغیرهای تحقیق با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد[1] می‌باشد. Levin et al, 2002 آزمون ریشه واحد پانل را بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته[2] (ADF) پیشنهاد داده‌اند که با فرض همگنی[3] در پویایی ضرایب خودرگرسیون برای تمامی ریشه‌های پانل با استقلال مقطعی[4] می‌باشد. از طرف دیگر در آزمون ریشه واحد پانل(IPS) Im et al, 2003 ، فرض بر ناهمگنی در پویایی ضرایب خودرگرسیون تمام ریشه‌های پانل می‌باشد (Ozturk, 2010). آزمون IPS، اولین آزمون بررسی هم انباشتگی متغیرها در پانل می‌باشد. آزمون ریشه واحد IPS در مقایسه با آزمون‌های دیگر مانند آزمون ریشه واحد Levin and Lin (1993)، Levin et al (2002) و Breitung (2000) که ناهمگنی[5] ضرایب خودرگرسیون در آنها وجود ندارد، قوی‌تر بوده و محدودیت کمتری دارد. آزمون ریشه واحد IPS مشکل خودهمبستگی سریالی آزمون Levin and Lin را با فرض ناهمگنی بین واحدهای مختلف در یک چارچوب پانل پویا برطرف کرد[6].

آزمون ریشه واحد IPS، مانند سایر آزمون‌های نسل اول ریشه واحد پانل[7] بر فرض استقلال بین مقاطع[8] مختلف استوار هستند، در حالی که وابستگی بین مقاطع می‌تواند در اثر عواملی همچون پیامدهای خارجی[9]، ارتباط‌های منطقه‌ای و اقتصادی، وابستگی متقابل اجزا باقیمانده محاسبه نشده[10] و عوامل معمول غیرقابل مشاهده در بین مقاطع مختلف وجود داشته باشد. امروزه آزمون‌های جدید ریشه واحد پانل وابستگی و همبستگی پویای رایج اقتصادی و منطقه‌ای را نیز در نظر می‌گیرند، به این آزمون‌ها، آزمون‌های نسل دوم ریشه واحد[11] پانل می گویند. یکی از مشهورترین این آزمون‌ها، آزمون تعمیم یافته مقطعی‌ایم و همکاران[12](CIPS) می‌باشد که توسط Pesaran (2007) ارائه گردیده است. پسران جهت فرموله کردن این آزمون با در نظر گرفتن وابستگی بین

1- Unit root tests
2- Augmented Dickey–Fuller
3- Homogeneity
4- Cross-section dependence
5- Heterogeneity

۶- برای مطالعه بیشتر در مورد آزمونهای ریشه واحد پانل به مطالعه بنرجی(Banerjee)، ۱۹۹۹ رجوع کنید.

7- First-generation panel unit root tests
8- Independent cross sections
9- Externalities
10- Uunaccounted residual interdependence
11- Second-generation panel unit root tests
12- Cross-Sectionally Augmented IPS

مقاطع، از رگرسیون دیکی-فولر تعمیم یافته مقطعی که با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی برای i امین مقطع برآورد می‌شود، استفاده کرد:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \rho_i Y_{i,t-1} + c_i \bar{Y}_{t-1} + \sum_{j=0}^{k} d_{ij} \Delta \bar{Y}_{t-j} + \sum_{j=1}^{k} \delta_{ij} \Delta \bar{Y}_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (۶)$$

که در این معادله $\bar{Y}_{t-1} = (1/N)\sum_{i=1}^{N} Y_{i,t-1}$ و $t_i(N,T)$ برابر است با آزمون t برآورد شده از ضریب ρ که در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته وجود دارد. آزمون CIPS بر اساس میانگین آماره‌های دیکی-فولر تعمیم یافته مقطعی فردی به صورت رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$CIPS = (\frac{1}{N})\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \quad (۷)$$

آماره‌های بحرانی آزمون CIPS نیز برای تمام سطوح خطای مشخص توسط پسران محاسبه و بصورت جدول ارائه شده است.

آزمون هم انباشتگی پانل

به منظور انجام آزمون هم انباشتگی پانل، ابتدا باید مرتبه هم انباشتگی متغیرها تعیین شود. در این تحقیق از روش آزمون هم انباشتگی پدرونی[1] استفاده شده است. این آزمون تقریباً شبیه به آزمون ایم و همکاران می‌باشد با این تفاوت که آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی اثرات فردی مختلف در وابستگی متقابل مقاطع را در نظر می‌گیرد. (Yang Shuyuna and Yu Donghua, 2011). مدل تجربی هم انباشتگی پانل پدرونی در این مطالعه بر اساس مدل (۳) گفته شده، محاسبه می‌گردد:

$$R_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 Exmr_{it} + \beta_2 Exr_{it} + \beta_3 Oilr_{it} + + \beta_4 Inf_{it} + \beta_5 Int_{it} + \varepsilon_{it}$$

α_i و δ_i به ترتیب نشان دهنده اثرات ثابت مقطع (صنعت) و زمان می‌باشند. ε_{it} باقیمانده‌های برآورد شده و بیانگر انحراف از رابطه بلندمدت می‌باشند.

ساختار معادله باقیمانده‌های برآورد شده به صورت مدل خودرگرسیونی (۸) می‌باشد:

1 Pedroni's co integration test

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \hat{\rho}_i \hat{\varepsilon}_{it-1} + \hat{u}_{it} \qquad (۸)$$

پدرونی هفت آماره مختلف را به منظور بررسی هم انباشتگی پانل ارائه کرده است. از بین این هفت آماره، چهار مورد آن بر اساس داده‌های ادغام شده[۱] است که به صورت میان گروهی[۲] است و سه مورد دیگر آن بین گروهی[۳] است. در هر دو نوع از این آزمون‌ها فرضیه صفر نشان دهنده عدم وجود هم انباشتگی است. اختلاف این دو نوع آزمون در طرح فرضیه مقابل می‌باشد. برای آزمون بین گروهی فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i = \rho \prec 1$ برای تمام i ها، در حالی که بر اساس آزمون‌های میان گروهی فرضیه مقابل عبارتست از $\rho_i \prec 1$ برای تمام i ها. توزیع نمونه محدود برای این هفت آماره توسط پدرونی با استفاده از شبیه سازی پدرونی محاسبه شده است. به منظور رد فرضیه H_0 مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی، میزان آماره‌های برآوردی باید از آماره بحرانی محاسبه شده توسط پدرونی بزرگ‌تر باشد. تنها محدودیت آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی این است که بر اساس فرضیه محدودیت عامل مشترک[۴] می‌باشد و وابستگی مقطعی احتمالی را مورد محاسبه قرار نمی‌دهد (Ozturk, 2010). با توجه به این فرضیه پارامترهای بلندمدت متغیرها در سطح برابر با پارامترهای کوتاه مدت متغیرها با یک اختلاف می‌باشند. وجود این محدودیت می‌تواند موجب کاهش قابل توجه قدرت و پایداری آزمون‌های هم‌انباشتگی مبتنی بر باقی مانده[۵] شود. به همین منظور در این تحقیق علاوه بر آزمون هم انباشتگی پدرونی، آزمون هم انباشتگی Westerlund (2007) به منظور برآورد رابطه بلندمدت بین نوسانات نرخ ارز و سایر متغیرهای توضیحی مدل با بازده سهام صنایع مختلف انجام شده است. آزمون‌های وسترلاند مشکل محدودیت عامل مشترک را برطرف می‌کنند. این آزمون‌ها بر این اساس طراحی شده‌اند که فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی را با توجه به این که آیا جزء تصحیح خطا[۶]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Pooling
2- Within dimension
3- Between dimension
4- Common factor restriction
5- Residual-based co integration tests
6- Error-correction term

در مدل تصحیح خطای شرطی[1] برابر با صفر است یا نه، مورد بررسی و آزمون قرار می‌دهند. بنابراین رد فرضیه صفر مبنی بر عدم تصحیح خطا می‌تواند بیانگر رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی باشد. این آزمون‌های تصحیح خطا، فرایندی به صورت مدل (۹) دارد. (Jude et al, 2011)

$$\Delta R_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i (R_{it-1} - \beta_i' X_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta R_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad (۹)$$

در معادله بالا d_t دربردارنده اجزای قطعی[2]، R_{it} نشان دهنده بازده ماهیانه سهام و X_{it} نشان دهنده متغیرهای توضیحی مدل مانند نرخ ارز می‌باشد. معادله بالا را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\Delta R_{it} = \delta_i' d_t + \alpha_i R_{it-1} + \lambda_{ii}' X_{it-1} + \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} \Delta R_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_i} \gamma_{ij} \Delta X_{it-j} + \varepsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

در این معادله $\lambda_i = -\alpha_i \beta_i'$ و پارامتر α_i نشان دهنده سرعت تعدیل سیستم $R_{it-1} - \beta_i' X_{it-1}$ به سمت تعادل بلندمدت بعد از وقوع یک شوک ناگهانی می‌باشد. اگر $\alpha_i \prec 0$، مدل تصحیح خطا می‌باشد و نشان دهنده این است که R_{it} و X_{it} هم انباشته[3] می‌باشند. اگر $\alpha_i = 0$ باشد، تصحیح خطا وجود ندارد و بنابراین رابطه بلندمدت نیز وجود ندارد. فرضیه صفر برای تمام مقاطع (صنایع) موجود در پانل عبارتست از $H_0 : \alpha_i = 0$ برای تمام i=1,…,N، در حالی که فرضیه مقابل برابر است با $H_1 : \alpha_i \neq 0$ برای i=1,…,N_1 و $\alpha_i = 0$ برای $i = N_1 + 1, \ldots, N$. بر اساس فرضیه مقابل، α_i در بین مقاطع مختلف متفاوت می‌باشد. وسترلاند (۲۰۰۷)، چهار آماره مختلف را به منظور بررسی هم انباشتگی پانل بر اساس تخمین‌های حداقل مربعات α_i و آماره‌های t آن‌ها پیشنهاد داد. دو آزمون از این چهار آزمون، آزمون‌های پانل[4] با فرضیه مقابل وجود هم انباشتگی کل پانل هستند($H_1 : \alpha_i = \alpha \prec 0$ برای تمام i ها). دو آزمون دیگر آزمون‌های میانگین گروه[5]

1- Conditional error-correction
2- Deterministic components
3- Co integrated
4- Panel test
5- Group-mean test

هستند که به آزمون فرضیه مقابل مبنی بر این که که بـرای حـداقل یـک مقطـع، شـواهدی از هـم انباشتگی وجود دارد، می‌پردازند ($H_1 : \alpha_i \prec 0$ برای حداقل یک i). آماره‌هـای پانـل P_τ و P_α به آزمون فرضیه عدم وجود هم انباشتگی در مقابل فرضیه وجود هم انباشتگی می‌پردازند، در حالی که آماره‌های پانل G_τ و G_α به آزمون فرضیه صفر مبنی بـر عـدم وجـود هـم انباشـتگی در مقابـل فرضیه مقابل مبنی بر وجود حداقل یک بردار هم انباشتگی می‌پردازند[۱].

تخمین مدل تصحیح خطای پانل (PECM)

همـان طـور کـه در قسـمت قبـل بیـان شـد بـا اسـتفاده از آزمـون‌هـای Pedroni (1999) و Westerlund (2007)، فقط می‌توان به بررسی وجود یا عدم وجود رابطه بلندمـدت بـین متغیرهـای مدل پی برد. این روش‌ها قادر به برآورد ضرایب بلندمدت و کوتـاه مـدت در یـک مـدل تصـحیح خطای پانل[۲] (PECM) نیستند. در مدل‌های پانـل و در صـورت وجـود هـم انباشـتگی، مـی‌تـوان از تخمین زن‌های مختلفی نظیر حداقل مربعات معمولی (OLS)، حداقل مربعات معمولی کاملاً تعدیل شده[۳](FMOLS)، حداقل مربعات معمولی پویا[۴] (DOLS) و گـروه میـانگین ادغـام شـده[۵](PMG) جهت تخمین ضرایب بلندمدت و کوتاه مدت استفاده کرد. Chen et al. (1999) در مطالعـه‌ای بـه بررسی ویژگی‌ها و خصوصیات تخمین زن OLS به منظور تخمین مدل‌هـای تصـحیح خطـای پانـل پرداختند و به این نتیجه رسیدند که تخمـین زن‌هـای FMOLS و DOLS نتـایج بهتـری نسـبت بـه تخمین زن OLS در مدل‌های هم انباشته پانـل دارنـد. از طـرف دیگـر مطـابق بـا نتـایج Kao and Chiang (2000)، تخمین زن‌های OLS و FMOLS هر دو دارای تورش نمونه‌ای کوچکی هسـتند و تخمین زن DOLS نتایج بهتری نسبت بـه ایـن دو تخمـین زن خواهـد داشـت (Ozturk, 2010). بنابراین در این تحقیق از دو تخمین زن DOLS و PMG به منظور برآورد رابطه بلندمـدت و کوتـاه مدت بین نوسانات نرخ ارز و بازده سهام در صنایع مختلف استفاده خواهد شد.

۱- همان

2- Panel error correction model
3- Fully Modified OLS
4- Dynamic OLS
5- Pooled Mean Group

تخمین زن پویای حداقل مربعات معمولی(DOLS)

به منظور دستیابی به یک تخمین زن نااریب از پارامترهای بلندمدت مدل و به دست آوردن تصحیح درونزایی[1] متغیرهای مورد استفاده در مدل، تخمین زن DOLS از تعدیل پارامتری خطاهای مدل به وسیله وارد کردن مقادیر گذشته و آینده تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی استفاده می‌کند. تخمین زن DOLS را به صورت زیر می‌توان نشان داد:

$$R_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{j=-q_1}^{j=q_2} c_{ij}\Delta X_{i,t+j} + \nu_{it} \qquad (۱۱)$$

در این مدل متغیر X نشان دهنده برداری از متغیرهای توضیحی مدل $X = (Exmr, Exr, Oilr, Inf, Int)$ و c_{ij} ضریب با وقفه تفاضل مرتبه اول متغیرهای توضیحی مدل می‌باشد. ضریب برآوردی تخمین زن DOLS در این مدل برابر است با:

$$\hat{\beta}_{DOLS} = \sum_{i=1}^{N}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}z'_{it})^{-1}(\sum_{t=1}^{T} z_{it}\hat{R}^{+}_{it}) \qquad (۱۲)$$

که در معادله بالا $z_{it} = \left[X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{i,t-q}, ..., \Delta X_{i,t+q}\right]$، برداری از متغیرهای توضیحی است و $\hat{r}^{+}_{it}(\hat{r}^{+}_{it} = R_{it} - \bar{R}_i)$ متغیر مبدل[2] بازده سهام می‌باشد (جاد و همکاران، ۲۰۱۱).

تخمین زن گروه میانگین ادغام شده(PMG) و آزمون علیت[3]

همان طور که بیان شد آخرین مرحله از بررسی تأثیر نوسانات نرخ ارز بر بازده سهام در این تحقیق، تخمین ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت مدل تصحیح خطای پانل با استفاده از روش PMG ارائه شده توسط Pesaran et al, (1999) و سپس بررسی رابطه علیت بین بازده سهام، بازده بازار، نرخ ارز و قیمت نفت می‌باشد.

PMG، تخمین زنی میانه[4] است، زیرا هم شامل ادغام (Pooling) و هم میانگین گیری

1- Endogeneity correction
2- Transformed variable
3- Causality test
4- intermediate estimator

(Averaging) است. یکی از مزیت‌های روش PMG نسبت به روش DOLS اینست که در این روش ویژگی‌های پویای کوتاه مدت می‌تواند از یک مقطع به مقطع دیگر (از یک صنعت به صنعت دیگر) متفاوت باشد در حالی که ضرایب بلندمدت برآورد شده در مدل DOLS با فرض یکسان بودن در تمام مقاطع برآورد می‌شوند. به عبارت دیگر در روش PMG ویژگی‌های مختلف صنایع از قبیل میزان تأثیرپذیری از نوسانات نرخ ارز و میزان مصرف انرژی متفاوت، در تخمین ضرایب در نظر گرفته می‌شود (Lee et al, 2008). اگر متغیرهای مدل هم انباشته باشند، می‌توان از تخمین زن PMG به منظور بررسی رابطه علیت بین متغیرها استفاده کرد. مدل تصحیح خطای پانل مورد نظر در این تحقیق به صورت زیر است:

$$\Delta R_{it} = \beta_{1j} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{11ik}\Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{12ik}\Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{13ik}\Delta Exmr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{14ik}\Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{15ik}\Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{16ik}\Delta Int_{it-k} + \lambda_{1i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{1it} \quad (۱۳ \text{ الف})$$

$$\Delta Exr_{it} = \beta_{2j} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{21ik}\Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{22ik}\Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{23ik}\Delta Exmr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{24ik}\Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{25ik}\Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{26ik}\Delta Int_{it-k} + \lambda_{2i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{2it} \quad (۱۳ \text{ ب})$$

$$\Delta Exmr_{it} = \beta_{3j} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{31ik}\Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{32ik}\Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{33ik}\Delta Exmr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{34ik}\Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{35ik}\Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{36ik}\Delta Int_{it-k} + \lambda_{3i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{3it} \quad (۱۳ \text{ ج})$$

$$\Delta Oilrr_{it} = \beta_{4j} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{41ik}\Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{42ik}\Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{43ik}\Delta Exmr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{44ik}\Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{45ik}\Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{46ik}\Delta Int_{it-k} + \lambda_{4i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{4it} \quad (۱۳ \text{ د})$$

$$\Delta Inf_{it} = \beta_{5j} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{51ik}\Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{52ik}\Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{53ik}\Delta Exmr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{54ik}\Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{55ik}\Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p}\beta_{56ik}\Delta Int_{it-k} + \lambda_{5i}\varepsilon_{it-1} + \nu_{5it} \quad (۱۳ \text{ و})$$

$$\Delta Int_{it} = \beta_{6j} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{61ik} \Delta R_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{62ik} \Delta Exr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{63ik} \Delta Exmr_{it-k}$$
$$+ \sum_{k=1}^{p} \beta_{64ik} \Delta Oilr_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{65ik} \Delta Inf_{it-k} + \sum_{k=1}^{p} \beta_{66ik} \Delta Int_{it-k} + \lambda_{6i} \varepsilon_{it-1} + \nu_{6it} \quad (۱۳ ه)$$

در معادلات بالا Δ نشان دهنده عملگر تفاضل مرتبه اول می‌باشد. p ، نشان دهنده میزان وقفه بهینه سیستم می‌باشد که با توجه به معیار شوارتز بیزین[1] انتخاب شده است. با استفاده از مجموعه معادلات بالا می‌توان هم رابطه بلندمدت و هم رابطه کوتاه مدت بین متغیرها را مورد بررسی قرار داد. در معادله بازده سهام (۱۳ الف)، به منظور بررسی رابطه علیت کوتاه مدت بین نرخ ارز، بازده مازاد بازار، قیمت نفت خام، تورم و نرخ بهره با بازدهی سهام هر یک از صنایع به ترتیب می‌توان از آزمون‌های $\forall ik$ ، $H_0 : \beta_{12ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0 : \beta_{13ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0 : \beta_{14ik} = 0 \quad \forall ik$ ، $H_0 : \beta_{15ik} = 0 \quad \forall ik$ و $H_0 : \beta_{16ik} = 0 \quad \forall ik$ استفاده کرد. ضریب β_{12ik} نشان دهنده رابطه علیت کوتاه مدت از نرخ ارز به بازده سهام به ازای صنایع مختلف و وقفه‌های مختلف می‌باشد، اگر این ضریب برابر با صفر باشد نشان دهنده این است که نرخ ارز و بازده سهام هیچ رابطه‌ای با هم ندارند. ضرایب β_{13ik} ، β_{14ik} ، β_{15ik} و β_{16ik} نیز به ترتیب نشان دهنده رابطه علیت کوتاه مدت از بازدهی بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره به بازدهی سهام به ازای صنایع مختلف و وقفه‌های مختلف می‌باشند.

در معادله نرخ ارز (۱۳ ب)، نیز بدین ترتیب می‌توان رابطه علیت کوتاه مدت از بازدهی سهام، بازدهی بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره به نرخ ارز را مورد آزمون قرار داد. برای مثال ضریب β_{21ik} رابطه علیت کوتاه مدت از بازده سهام به نرخ ارز را به ازای صنایع و وقفه‌های مختلف نشان می‌دهد. با استفاده از معادله بازده مازاد بازار (۱۳ ج) رابطه علیت کوتاه مدت از بازده سهام، نرخ ارز، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره به بازده بازار مورد آزمون قرار می‌گیرد. معادله قیمت نفت خام (۱۳ د)، رابطه علیت کوتاه مدت از بازده سهام، نرخ ارز، بازده بازار، نرخ تورم و نرخ بهره به قیمت نفت خام را مورد آزمون و بررسی قرار می‌دهد و معادلات (۱۳ و) و (۱۳ ه) نیز به همین ترتیب خواهند بود.

1- Schwarz Bayesian Criterion

در سیستم معادلات بالا معنی دار بودن ضرایب β و وجود علیت کوتاه مدت بین متغیرها، با استفاده از میزان معنی داری آماری آماره F جزیی[1] که مرتبط با متغیرهای سمت راست معادلات است، معین می‌شود. وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها در معادلات بالا نیز با استفاده از سطح معنی داری آماره t ضریب λ که مربوط به ضریب جز خطای مدل(ε_{it-1}) است، مشخص می‌شود.

برآورد مدل

به منظور تخمین مدل برای هر گروه از صنایع صادراتی و وارداتی ابتدا لازم است تا نوع روش تخمین جهت نوع خاص داده‌های ترکیبی- مقطعی تعیین شود. بنابراین، ابتدا برای تعیین وجود (یا عدم وجود) عرض از مبدأ جداگانه برای هر یک از گروه‌ها از آزمون استاندارد فیشر (F) استفاده شد. با توجه به این که میزان آماره F محاسبه شده برای هر دو گروه مورد مطالعه، از آماره F جدول بزرگتر بود، لذا با سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد فرضیه صفر آزمون مبنی بر استفاده از روش حداقل مربعات معمولی رد می‌شود و در نتیجه رگرسیون مقید[2] (روش حداقل مربعات معمولی) دارای اعتبار نمی‌باشد و باید عرض از مبدأهای مختلفی (روش پانل) را در مدل لحاظ نمود.

آزمون هم انباشتگی پانل و برآورد رابطه بلندمدت

در آزمون‌های ریشه واحد پانل نسل اول (Im et al, 2003) ، به استثنای اثرات زمانی مشترک، فرض بر این است که بین واحدهای مختلف پانل عدم وابستگی مقطعی وجود دارد در حالی که بر اساس آزمونهای ریشه واحد پانل نسل دوم که توسط Pesaran (2007) ارائه شد، شکل‌های عمومی از وابستگی مقطعی مورد بررسی قرار می گیرد که فقط محدود به اثرات مشترک زمانی نمی‌شود. در این مطالعه به منظور بررسی و آزمون وابستگی بین مقطعی در نمونه‌های مورد بررسی(صنایع مختلف)، از آزمون ارائه شده توسط Pesaran (2004) استفاده شده است. آزمون

1- Partial F-statistic
2- Restricted Regression

پسران بر اساس میانگین ضرایب همبستگی دو به دو از باقیمانده‌های تخمین OLS رگرسیون دیکی فولر تعمیم یافته استاندارد برای هر مقطع بدست می‌آید. فرضیه صفر در این آزمون عدم وابستگی مقطعی است و دارای توزیع مجانبی نرمال استاندارد می‌باشد. بر اساس نتایج حاصل از این آزمون، فرضیه صفر در تمامی مدل‌های پانل در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد رد می‌شود که نشان دهنده این است که مدل‌های پانل تشکیل شده از دو گروه صنایع صادرکننده و واردکننده دارای همبستگی مقطعی می‌باشند. این نتیجه به دست آمده نشان دهنده وجود خصوصیات و ویژگی‌های مشترک بین صنایع می‌باشد.

جدول (۱): نتایج آزمون ریشه واحد پانل

متغیرها	نتایج آزمون ریشه واحد پانل ایم و همکاران(IPS,۲۰۰۳)				نتایج آزمون ریشه واحد پانل پسران(۲۰۰۷)			
	سطح		یک تفاضل		سطح		یک تفاضل	
	عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند	عرض از مبدأ	با عرض از مبدأ و روند
صنایع صادر کننده								
بازده سهام (R)	-۱/۳۶	-۲/۷۴	-۳/۲۶*	-۳/۱۹*	-۱/۱۴	-۲/۲۷	-۲/۹۴*	-۳/۲۴*
نرخ ارز (Exr)	-۱/۶۱	-۲/۰۲	-۲/۹۶*	-۳/۱۱*	-۱/۵۵	-۱/۸۹	-۲/۸۰*	-۳/۱۴*
بازده مازاد بازار (Exmr)	-۱/۳۲	-۱/۲۷	-۲/۶۳*	-۳/۰۹*	-۱/۲۶	-۱/۰۵	-۲/۵۵۳*	-۲/۴۸*
قیمت نفت خام (Oilr)	-۱/۴۱	-۱/۹۲	-۳/۷۸*	-۳/۶۱*	-۲/۰۷	-۲/۱۷	-۳/۱۲*	-۳/۵۳*
نرخ تورم (Inf)	-۱/۳۶	-۱/۵۴	-۲/۹۵*	-۳/۱۸*	-۱/۵۱	-۱/۳۸	-۲/۸۹*	-۲/۹۶*
نرخ بهره (Int)	-۱/۵۵	-۲/۱۴	-۲/۷۱*	-۳/۰۱*	-۱/۲۶	-۱/۴۰	-۲/۸۰*	-۲/۶۹*
صنایع وارد کننده								
بازده سهام (R)	-۱/۵۴	-۱/۸۹	-۳/۰۹*	-۳/۴۱*	-۱/۵۸	-۱/۸۴	-۲/۷۵*	-۳/۳۱*
نرخ ارز (Exr)	-۱/۶۱	-۲/۰۲	-۲/۹۶*	-۳/۱۱*	-۱/۵۵	-۱/۸۹	-۲/۸۰*	-۳/۱۴*
بازده مازاد بازار (Exmr)	-۱/۳۲	-۱/۲۷	-۲/۶۳*	-۳/۰۹*	-۱/۲۶	-۱/۰۵	-۲/۵۵۳*	-۲/۴۸*
قیمت نفت خام (Oilr)	-۱/۴۱	-۱/۹۲	-۳/۷۸*	-۳/۶۱*	-۲/۰۷	-۲/۱۷	-۳/۱۲*	-۳/۵۳*
نرخ تورم (Inf)	-۱/۳۶	-۱/۵۴	-۲/۹۵*	-۳/۱۸*	-۱/۵۱	-۱/۳۸	-۲/۸۹*	-۲/۹۶*
نرخ بهره (Int)	-۱/۵۵	-۲/۱۴	-۲/۷۱*	-۳/۰۱*	-۱/۲۶	-۱/۴۰	-۲/۸۰*	-۲/۶۹*

منبع: محاسبات تحقیق

*، ** نشان دهنده رد فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در سطح معنی داری ۱٪ و ۵٪ می‌باشد.

نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد پانل Im et al (2003) و Pesaran (2007) با روند زمانی و بدون روند زمانی در جدول (۵) نشان داده شده است. همان طور که مشاهده می‌شود در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد تمام متغیرهای مدل در سطح مانا نیستند اما تفاضل مرتبه اول آنها مانا هستند. این نتیجه در هر دو گروه از صنایع مورد مطالعه دیده می‌شود. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد و اثبات نامانایی متغیرهای تحقیق به آزمون هم انباشتگی پانل بین متغیرهای تحقیق در دو گروه مختلف می‌پردازیم.

با توجه به نتایج آزمون‌های ریشه واحد و این که تمام متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه هم انباشته از مرتبه اول هستند، به بررسی وجود رابطه بلندمدت بین آن‌ها می‌پردازیم. جدول (۲) نتایج آزمون هم انباشتگی پدرونی را نشان می‌دهد. همان طور که در این جدول مشاهده می‌شود چهار آزمون بین گروهی و سه آزمون میان گروهی به منظور تشخیص وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحقیق انجام شده است. بر اساس نتایج به دست آمده فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی پانل در دو گروه صنایع رد می‌شود. با توجه به مطالعات قبلی آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی دارای یک اشکال می‌باشد و آن این است که این آزمون مستلزم این است که بردار هم انباشته بلندمدت متغیرها در سطح برابر با فرآیند تعدیل کوتاه مدت تغییرات متغیرها باشد و فرض بر استقلال مقاطع نیز می‌باشد. وجود چنین محدودیت‌هایی تاحدودی باعث کاهش اعتبار روش پدرونی می‌شود (Ozturk, 2010) . به همین منظور در این تحقیق علاوه بر آزمون پدرونی از چهار آزمون هم انباشتگی پانل که توسط Westerlund ارائه گردیده و وابستگی مقطعی را مورد بررسی قرار می‌دهند نیز استفاده گردید. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۳) نشان داده شده است. بر اساس تمام آماره‌های پانل فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه هم انباشتگی در سطح اطمینان بالای ۹۹ درصد رد می‌شود. در این آزمون مقادیر احتمال قوی و پایدار بر اساس مقادیر احتمال بوت استرپ شده[1] محاسبه می‌شوند که این مقادیر از پایایی بسیار بالایی جهت آزمون فرضیه برخوردار هستند و وابستگی بین مقاطع را نیز در نظر می گیرند که بر اساس این مقادیر نیز فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی رد می‌شود.

1- Bootstrapped p-values

جدول (۲): آزمون هم انباشتگی پانل پدرونی[۱]

گروه مورد بررسی	آماره‌های پانل				آماره‌های گروه		
	آماره v	آماره rho	آماره pp	آماره adf	آماره rho	آماره pp	آماره adf
صنایع صادرکننده	۱/۱۵**	-۱/۱۸**	-۲/۳۱**	-۲/۲۳***	-۱/۲۹*	-۲/۴۳*	-۲/۲۷**
صنایع واردکننده	۱/۱۶*	-۱/۶۵**	-۲/۷۸***	-۲/۳۵*	-۱/۱۵*	-۲/۳۵***	-۲/۸۲**

منبع: محاسبات تحقیق

جدول (۳): آزمون هم انباشتگی پانل وسترلاند[۲]

آماره	صنایع صادرکننده			صنایع واردکننده		
	آماره آزمون	احتمال[۴]	احتمال قوی[۳]	آماره آزمون	احتمال	احتمال قوی
G_τ	۳/۱۴	۰/۰۳	۰/۰۰	-۵/۷۸	۰/۰۲	۰/۰۰
G_α	-۵/۷۸	۰/۰۶	۰/۰۰۴	-۷/۸۰	۰/۰۷	۰/۰۳
P_τ	-۹/۵۱	۰/۰۱	۰/۰۰	-۹/۸۴	۰/۰۱	۰/۰۰۳
P_α	-۱۰/۲۲	۰/۰۲	۰/۰۰	-۱۰/۹۸	۰/۰۰	۰/۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به اثبات وجود رابطه هم انباشتگی پانل بین متغیرهای مدل، در مرحله بعد به تخمین و برآورد ضرایب بلندمدت متغیرهای مدل می‌پردازیم. همان طور که ذکر شد جهت تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از روش DOLS استفاده گردید. نتایج حاصل از این تخمین در جدول زیر نشان داده شده است.

جدول بالا نتایج حاصل از برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای نرخ ارز، بازده مازاد بازار و قیمت نفت خام با بازده سهام صنایع صادرکننده و واردکننده را نشان می‌دهد. همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، بر اساس معیارهای اعتبار سنجی مدل نظیر آماره دوربین واتسون،

---

۱ - تمام آزمون‌های انجام شده نرمال هستند و توزیع مجانبی آنها نیز نرمال استاندارد می‌باشد. *، ** و *** نشاندهنده رد فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود هم انباشتگی در سطح معناداری ده، پنج و یک درصد می‌باشند.

۲- طول وقفه بهینه در این آزمون‌ها با استفاده از معیار آکائیک ۳ انتخاب شده است. تعداد بوت استرپ برای محاسبه میزان احتمال‌های بوتراسترپ شده که باعث حذف اثرات وابستگی مقطعی پانل‌ها می‌شوند نیز برابر با ۴۰۰ در نظر گرفته شده است.

3- Robust p-value
4- P-value

آماره R^2 و R^2 تعدیل شده و همچنین بر اساس میزان احتمال به دست آمده برای هر یک از ضرایب برآورد شده مدل، صحت نتایج بدست آمده از برآورد مدل ارائه شده در این قسمت از تحقیق، جهت تجزیه و تحلیل و اظهار نظر تائید می‌گردند.

جدول (٤): برآورد رابطه بلندمدت بین نرخ ارز، بازده مازاد بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره با بازده سهام صنایع صادراتی و وارداتی

	صنایع صادرکننده		صنایع واردکننده	
	ضریب	احتمال	ضریب	احتمال
نرخ ارز (Exr)	۰/۳۲۷	۰/۰۳	−۰/۱۱۵	۰/۰۳
بازده مازاد بازار (Exmr)	۰/۰۲۷	۰/۰۱	۰/۱۲۵	۰/۰۳
قیمت نفت خام (Oilr)	۰/۱۷۹	۰/۰۲	۰/۴۴۱	۰/۰۴
نرخ تورم (Inf)	−۰/۰۸۴	۰/۰۲	−۰/۰۷۴	/۰۲
نرخ بهره (Int)	۰/۰۴۶	۰/۰۳	۰/۰۵۱	۰/۰۴
ضریب ثابت (C)	۰/۳۱۲	۰/۰۴	۰/۱۹۵	۰/۰۴
آماره دوربین واتسون DW	۱/۸۵		۱/۹۴	
R^2	۰/۸۶		۰/۸۰	
R^2 تعدیل شده	۰/۷۹		۰/۶۸	

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به این که مدل به صورت لگاریتمی برآورد شده است ضرایب به دست آمده نشان دهنده کشش بازده سهام نسبت به هر یک از متغیرهای توضیحی می‌باشند. با توجه به نتایج حاصل از تخمین هم انباشتگی پانل رابطه بلندمدت قوی و معنی داری بین متغیرهای نرخ ارز، بازده مازاد بازار و قیمت نفت خام با بازده سهام در گروه صنایع صادرکننده و واردکننده فعال در بورس اوراق بهادار تهران برقرار می‌باشد. کشش بازده سهام نسبت به نرخ ارز در گروه صنایع صادراتی و وارداتی به ترتیب برابر با ۰/۳۲۷ و ۰/۱۱۵- می‌باشد که نشان دهنده این است که نرخ ارز در تمام صنایع مورد مطالعه نقش تعیین کننده‌ای در بازدهی سهام آنها خواهد داشت. اما لازم به ذکر است که میزان این تاثیرگذاری در بین دو گروه صنایع عمدتاً صادراتی و عمدتاً وارداتی، متفاوت می‌باشد به گونه‌ای که تأثیر نرخ ارز بر بازدهی سهام در گروه صنایع صادراتی مثبت و معنی دار بوده و در گروه صنایع وارداتی منفی و معنی دار می‌باشد. از آن جایی که افزایش نرخ ارز منجر به افزایش صادرات شده و نیز موقعیت رقابتی تولیدات داخلی را در مقابل تولیدات خارجی بهبود می‌بخشد، تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته و لذا بازده سهام صنایع صادر کننده را افزایش می‌دهد.

در مقابل، افزایش نرخ ارز منجر به گران شدن برخی تجهیزات و مواد اولیه وارداتی مورد نیاز برخی صنایع داخلی متکی به واردات شده و هزینه‌های تولید این صنایع را افزایش می‌دهد. این افزایش هزینه‌ها تأثیر منفی بر سودآوری این صنایع و سود سهام آن‌ها داشته و در نتیجه بازده سهام آن‌ها را کاهش می‌دهد.

با توجه به نتایج به دست آمده، در هر دو گروه مورد مطالعه یک رابطه بلندمدت مثبت و معنی دار بین بازده بازار و بازدهی سهام وجود دارد. ضرائب برآورد شده برای عامل قیمت نفت خام در هر دو گروه مثبت و معنی دار بوده و بیانگر وجود یک رابطه بلند مدت مثبت بین بازده سهام و قیمت نفت می‌باشد. نوسانات قیمت نفت و در نتیجه تغییر در درآمدهای نفتی کشورهای تولیدکننده و صادرکننده نفت (از جمله ایران)، مسلماً بازار مالی و از جمله بازار سهام این کشورها را تحت تأثیر قرار خواهد داد. افزایش قیمت نفت، درآمدهای نفتی کشورهای صادرکننده نفت را افزایش داده و این امر منجر به باز توزیع این درآمد در بخش‌های مختلف صنعتی کشور مربوطه می‌شود که اکثر این صنایع نیز در بازار سهام فعال می‌باشند. از سوی دیگر به دنبال افزایش درآمدهای نفتی، تولید ناخالص داخلی کشور افزایش یافته و انتظارات خوش بینانه مبنی بر توسعه و رونق در اقتصاد کشور و در نتیجه رونق در صنایع فعال در بورس اوراق بهادار به وجود خواهد آمد. رونق در اقتصاد کشور موجب افزایش سطح تقاضا برای محصولات صنایع شده و لذا درآمد، سودآوری، شاخص قیمت سهام و در نتیجه بازدهی سهام صنایع را افزایش می‌دهد. در خصوص افزایش هزینه‌های تولید صنایع ناشی از افزایش قیمت نفت به عنوان بخشی از انرژی مصرفی آن‌ها، باید توجه داشت که در ایران هزینه‌های تولیدی صنایع ارتباط مستقیمی با قیمت‌های جهانی نفت نداشته و لذا افزایش قیمت نفت از این جهت منجر به افزایش قابل توجهی در هزینه‌های تولید صنایع نمی‌شود و حتی اگر این صنایع در گروه صنایع صادر کننده نیز باشند، این افزایش قیمت‌های جهانی نفت با توجه به هزینه‌های نسبتاً ثابت آن‌ها، منجر به بالا رفتن قدرت رقابت پذیری محصولات آنان شده و لذا به عنوان مزیتی برای آنان محسوب می‌شود و لذا افزایش سودآوری و بازدهی سهام را به دنبال خواهد داشت. بنابراین می‌توان گفت در افزایش قیمت نفت تأثیر مثبتی بر بازده سهام دارد.

ضرایب برآورد شده برای متغیر تورم در هر دو گروه صنایع صادرکننده و واردکننده دارای علامت منفی می‌باشد. افزایش نرخ تورم، با کاهش پس اندازها و در نتیجه کاهش سرمایه گذاری

در بورس اورق بهادار، تأثیر منفی بر بازده سهام خواهد گذاشت. از سوی دیگر علیرغم تأثیر مثبت افزایش نرخ تورم بر ارزش اسمی سهام در کوتاه مدت، به دلیل کاهش ارزش ذاتی سهام در بلندمدت، تقاضای سرمایه گذاران برای سهام کاسته شده و در نهایت بازده سهام در بلند مدت کاهش خواهد یافت.

بر خلاف انتظار، نتایج برآورد بیانگر تأثیرپذیری مثبت بازده سهام صنایع هر دو گروه مورد مطالعه از نرخ بهره می‌باشد. اگرچه بدون ریسک بودن سود سپرده بانکی در ایران، این متغیر را به عنوان یک رقیب سرمایه گذاری در بازار سهام تبدیل نموده که هرگونه افزایش در آن منجر به کاهش تقاضای سرمایه گذاری در بورس شده و قیمت سهام را کاهش می‌دهد، اما از آنجایی که طی دوره مورد مطالعه سطح عمومی قیمتها رشد فراوانی داشته و افزایش سود بانکی درمقابل نرخ تورم تقریباً ناچیز بوده است، برخی از سپرده گذاران در بلندمدت به این نکته پی برده و منابع خود را از حالت سپرده‌های بانکی خارج نموده و به بازارهایی از جمله سهام انتقال داده‌اند. لذا در بلندمدت افزایش نرخ بهره نه تنها منجر به کاهش بازدهی سهام نشده، بلکه به علت انتقال منابع موجود از این بخش به بازارهایی از جمله بورس منجر به افزایش تقاضا و افزایش بازده آن گردیده است.

برآورد ضرایب کوتاه مدت و آزمون علیت پانل

بعد از تخمین رابطه بلندمدت بین متغیرهای مورد بررسی با بازدهی سهام در دو گروه مختلف صنایع، در ادامه به بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرهای مدل و تعیین علیت بین تک تک متغیرهای مورد بررسی پرداخته می‌شود. جدول زیر آزمون‌های بلندمدت و کوتاه مدت علیت بین متغیرهای مدل در دو گروه مختلف صنایع را نشان می‌دهد. میزان وقفه بهینه در این مدل‌ها بر اساس معیار شوارتز بیزین، دو انتخاب شده است.

همان طور که در جدول بالا مشاهده می‌شود، بر اساس ضرایب برآورد شده در گروه صنایع عمدتاً صادرکننده فعال در بورس اوراق بهادار کشور، تأثیر تغییرات نرخ ارز، تغییرات بازده مازاد بازار، تغییرات قیمت نفت خام و نرخ بهره بر تغییرات بازدهی سهام صنایع این گروه در کوتاه مدت مثبت و از لحاظ آماری نیز معنی دار می‌باشند و تأثیر تغییرات نرخ تورم بر بازدهی منفی و معنی دار می‌باشد.

جدول (۵): آزمون علیت پانل و بررسی رابطه کوتاه مدت بین متغیرها[1]

متغیر وابسته	منابع علت و معلول (متغیرهای مستقل)						
	کوتاه مدت						بلندمدت
	ΔR	ΔExr	ΔExmr	ΔOilr	ΔInf	ΔInt	ECT
صنایع صادرکننده							
تغییرات بازده سهام(ΔR)	-	۷/۷۶** (۰/۲۹)	۵/۴۰* (۰/۰۵)	۵/۶۸* (۰/۲۵)	۴/۴۹** (-۰/۰۶)	۴/۷۵* (۰/۰۴)	-۰/۱۲۴* (-۲/۹۸)
تغییرات نرخ ارز(ΔExr)	۲/۱۷* (-۰/۰۲)	-	۷/۴۴** (-۰/۰۵)	۲/۱۵** (-۰/۰۴)	۴/۷۹** (-۰/۰۳)	۵/۰۹ ** (۰/۰۱)	-۰/۰۷۶** (-۲/۰۷)
تغییرات بازده مازاد بازار(ΔExmr)	۵/۱۸** (۰/۲۸)	۵/۶۸* (۰/۱۸)	-	۶/۴۹ (-۰/۰۲۱)	۴/۳۹** (-۰/۰۲)	۳/۲۳ (۰/۰۱۳)	-۰/۰۳۲* (-۲/۴۴)
تغییرات قیمت نفت خام(Δoilr)	۴/۲۳ (۰/۰۴۱)	۴/۹۵ (۰/۰۱۵)	۸/۱۹ (-۰/۰۱۸)	-	۳/۹۵ (-۰/۰۲۲)	۳/۴۸ (۰/۰۱۱)	-۰/۰۵۵ (-۲/۱۱)
تغییرات نرخ تورم (ΔInf)	۳/۴۴** (۰/۰۱۱)	۵/۱۲ * (۰/۰۲۱)	۶/۴۳ (-۰/۰۱)	۵/۸۸* (۰/۰۴۲)	-	۴/۱۶ ** (-۰/۰۱۹)	-۰/۰۳۸* (-۲/۲۵)
تغییرات نرخ بهره (ΔInt)	۴/۱۵ (۰/۰۱۱)	۳/۳۹ (-۰/۰۴۵)	۵/۹۵ (-۰/۰۲)	۳/۴۱ (۰/۰۱۵)	۵/۳۵ ** (۰/۰۱۳)	-	-۰/۰۴۵ (-۱/۲۱)
صنایع واردکننده							
تغییرات بازده سهام(ΔR)	-	۴/۴۴* (-۰/۲۵)	۶/۹۵** (۰/۰۳)	۵/۲۴* (۰/۱۳)	۶/۶۵* (-۰/۰۳)	۳/۹۶** (۰/۰۲۲)	-۰/۱۱۴* (-۲/۷۸)
تغییرات نرخ ارز(ΔExr)	۳/۲۳* (-۰/۰۳)	-	۵/۱۶* (-۰/۰۴)	۳/۵۳** (-۰/۰۴۳)	۳/۶۹* (-۰/۰۲)	۴/۲۱ ** (۰/۰۲)	-۰/۰۵۹** (-۲/۵۵)
تغییرات بازده مازاد بازار(ΔExmr)	۶/۵۶* (۰/۱۱)	۴/۳۴* (۰/۱۹)	-	۵/۰۴* (-۰/۰۲)	۴/۶۸** (-۰/۰۱۳)	۵/۱۶ (۰/۰۲۷)	-۰/۰۴۹* (-۱/۲۹)
تغییرات قیمت نفت خام(Δoilr)	۴/۱۷ (۰/۰۱۸)	۵/۳۸ (۰/۰۱)	۴/۲۶ (-۰/۰۱۱)	-	۴/۶۷ (-۰/۰۱۲)	۴/۲۵ (۰/۰۲۱)	-۰/۰۸۵ (-۱/۸۱)
تغییرات نرخ تورم (ΔInf)	۴/۵۰* (۰/۰۲۳)	۳/۱۶ * (۰/۰۱)	۴/۴۵ (-۰/۰۲)	۶/۱۶** (۰/۰۳۴)	-	۳/۲۶ * (-۰/۰۱۳)	-۰/۰۶۹* (-۲/۴۴)
تغییرات نرخ بهره (ΔInt)	۴/۰۱ (۰/۰۱۷)	۶/۵۳* (-۰/۰۲۵)	۶/۲۹ (-۰/۰۱۹)	۴/۲۳ (۰/۰۱)	۵/۳۵ ** (۰/۰۲۲)	-	-۰/۰۳۸ (-۱/۰۳)

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به مجموع ضرایب با وقفه مدل، تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام صنایع صادراتی برابر با

۱- اولین عدد ارائه شده در هر خانه جدول میزان آماره F جزیی است که بر اساس تغییرات کوتاه مدت متغیرهای مستقل ارائه شده است و نشاندهنده معنی داری ضرایب β در هر معادله می‌باشد. مقدار ضریب β در مجموعه معادلات (۹) که بر اساس مجموع ضرایب با وقفه متغیرها برآورد شده است و نشاندهنده علیت کوتاه مدت مربوط به هر یک از متغیرهاست، در **پرانتز** ارائه شده است.

ECT نیز ضریب جزء خطای مدل می‌باشد که نشاندهنده وجود یا عدم وجود رابطه بلندمدت می‌باشد. اعداد ارائه شده در **ستون آخر** این جدول میزان ضریب λ در مجموعه معادلات (۹) را نشان می‌دهد. آماره t مربوط به این ضرایب در هر معادله نیز در **براکت** نشان داده شده است.

*، ** و *** به ترتیب نشان دهنده سطح معنی داری ۱ ، ۵ و ۱۰ درصد می‌باشند.

۰/۲۹ درصد می‌باشد که از سایر عوامل دیگر مانند بازده مازاد بازار (۰/۰۵)، قیمت نفت خام (۰/۲۵)، نرخ تورم (۰/۰۶-) و نرخ بهره (۰/۰۴) بیشتر می‌باشد. این نتیجه نشان دهنده اهمیت نرخ ارز در صنایع صادرکننده می باشد. با توجه به ضرایب حاصل از معادله (۱۳ الف)، می‌توان گفت تأثیر نرخ ارز بر بازدهی سهام در گروه صنایع صادراتی مثبت و معنی دار می‌باشد.

جزء تصحیح خطای این مدل نیز برابر با ۰/۱۲۴- به دست آمده که در سطح اطمینان بالایی نیز معنی دار بوده و نشان دهنده تعدیل به سمت تعادل بلندمدت می‌باشد. با توجه به پایین بودن مقدار عددی این ضریب می‌توان گفت این تعدیل با سرعت پایین اتفاق افتاده و بازده سهام صنایع صادراتی قادر است در هر دوره حدود ۱۲ درصد از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کند.

در معادله کوتاه مدت دوم (متغیر وابسته تغییرات نرخ ارز در نظر گرفته می‌شود)، تغییرات بازده سهام، تغییرات بازده مازاد بازار و تغییرات قیمت نفت خام تأثیر منفی و معنی داری بر نرخ ارز دارند. ضریب جز تصحیح خطای این مدل نیز برابر ۰/۰۷۶ به دست آمده و به لحاظ آماری نیز معنی دار می‌باشد و لذا می‌توان گفت تغییرات نرخ ارز قادر است در هر دوره بخشی از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف کند.

در مدل سوم، چهارم، پنجم و ششم که به ترتیب تغییرات بازده مازاد بازار، تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ تورم و تغییرات نرخ بهره به عنوان متغیرهای وابسته در نظر گرفته می‌شوند، به همین ترتیب می‌توان ضرایب به دست آمده برای میزان تاثیرگذاری متغیرهای مورد مطالعه بر یکدیگر را تفسیر نمود.

به طور کلی و با توجه به مدل‌های برآورد شده برای دو گروه صنایع صادراتی و وارداتی می‌توان گفت ارتباط بین نرخ ارز و بازده سهام در گروه‌های صنعت مورد مطالعه یک ارتباط دو طرفه و بسیار نزدیک با هم می‌باشد. از سوی دیگر با توجه به معنی داری ضریب جزء خطای به دست آمده در تمامی معادلات (به غیر از مدل چهارم که تغییرات قیمت نفت خام و مدل ششم که تغییرات نرخ بهره به عنوان متغیر وابسته در نظر گرفته می‌شوند)، می‌توان گفت تغییرات بازده سهام، تغییرات نرخ ارز، تغییرات بازده مازاد بازار و تغییرات نرخ تورم می‌توانند در جهت تعدیل تعادل بلندمدت حرکت نموده و بخشی از عدم تعادل‌های موجود در سیستم جهت رسیدن به تعادل بلندمدت را برطرف نمایند.

نتیجه‌گیری و توصیه‌های سیاستی

هدف اصلی در این مقاله، بررسی ارتباط بین نرخ ارز و بازده سهام در صنایع عمده صادرکننده و صنایع عمده وارد کننده فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۴ است. در این مطالعه از مدل تصحیح خطای پانل و آزمون‌های پدرونی و وسترلاند جهت تبیین رابطه بین نرخ ارز و بازده سهام استفاده گردید. نتایج به دست آمده بعد از انجام تمام آزمون‌های تشخیصی از جمله آزمون وابستگی مقطعی احتمالی در هر یک از گروه‌های صنایع صادراتی و وارداتی گزارش شده و اعتبار نتایج به دست آمده تایید شده است. با توجه به نتایج حاصل از تحقیق یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نرخ ارز، بازده مازاد بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره با بازدهی سهام طی دوره مورد بررسی وجود دارد. نتایج به دست آمده در گروه صنایع صادرکننده نشان می‌دهد که نرخ ارز تأثیر مثبتی بر بازده سهام داشته و یک رابطه دو طرفه بین این دو متغیر وجود دارد. در حالی که یافته‌های معادلات برآورد شده در گروه صنایع وارد کننده نشان دهنده یک رابطه دوطرفه منفی بین نرخ ارز و بازده سهام صنایع مذکور می‌باشد.

با توجه به این که بر اساس یافته‌های این تحقیق، بازدهی سهام صنایع مورد مطالعه از عواملی نظیر نرخ ارز، قیمت جهانی نفت، بازده مازاد بازار، نرخ تورم و نرخ بهره تأثیر می‌پذیرد، آن دسته از دست اندرکاران بورس اوراق بهادار که وظیفه قیمت گذاری سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس را بر عهده دارند، همواره باید این نکته را در نظر داشته باشند که قیمت سهام باید در برگیرنده تأثیر تمامی عوامل مؤثر بر آن بوده و متغیرهایی نظیر نوسانات نرخ ارز و سایر متغیرهای مورد مطالعه در این تحقیق نیز باید در قیمت گذاری سهام مورد توجه قرار گیرند. همچنین تصمیم گیران و سیاست گذاران راهبردی بازار سهام می‌بایست علاوه بر توجه به مکانیزم و شرایط درونی بازار، با تحت نظر قرار دادن تغییرات مستمر در سایر بازارها همواره با به کارگیری راه حل‌های جدید در رفع مشکلات در جهت پویایی و انعطاف پذیری بازار سهام کوشا باشند تا شاهد ثبات، رشد و توسعه بازار سرمایه در ایران باشیم. تغییر و تحولات بورس اوراق بهادار و تأثیر پذیری شدید آن از سیاست گذاری‌های مختلف در بازارهای داخلی و یا منبعث از تحولات جهانی، توجه بیش از پیش بازیگران این بازار را به شناسایی علل تغییر و تحولات و شناخت روش‌های مقابله با آسیب‌های احتمالی حاصل از بروز تغییرات ضروری می‌سازد.

از آن جایی که بر اساس نتایج تحقیق حاضر، یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای نرخ ارز، بازده مازاد بازار، قیمت نفت خام، نرخ تورم و نرخ بهره با بازدهی سهام وجود دارد، سرمایه گذاران فعال در بورس اوراق بهادار باید علاوه بر توجه به نحوهٔ تأثیرپذیری شاخص قیمت سهام از نوسانات نرخ ارز و سایر متغیرهای مورد مطالعه در کوتاه مدت، روابط بلندمدت موجود را نیز مدنظر قرار داده و تصمیمات خود را بر مبنای تأثیرات کوتاه مدت و بلندمدت تغییرات متغیرها بر بازدهی سهام اتخاذ نمایند. علاوه بر این با توجه به تأثیرپذیری مثبت بازدهی سهام صنایع صادرکننده و تأثیرپذیری منفی بازدهی سهام صنایع واردکننده از نوسانات نرخ ارز، پیشنهاد می‌گردد سیاستگذاران به منظور بهبود و رونق بازار سهام کشور و افزایش درجه اطمینان سرمایه گذاران جهت سرمایه‌گذاری بیشتر در بورس اوراق بهادار، به ارائه بسته‌های سیاستی حمایتی در رابطه با نوسانات نرخ ارز بپردازند و از این طریق به بهینه سازی پورتفوی دارایی سرمایه گذاران تحت شرایط مختلف اقتصادی کمک نموده و از این رهگذر سهمی نیز در رشد اقتصادی کشور داشته باشند.

References

[1] Bakhshani, S. (2016). A Study of the Effect of Exchange Rate Changes on Stock Prices and P/E Ratio by Using SEM-PLS. Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies. Volume 3, Issue 12, Page 149-164. (In Persian)

[2] Banerjee, A., 1999. Panel data unit roots and co integration: an overview. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61, 607–629.

[3] Bello, Zakri. (2013). "association between exchange rates and stock returns". Investment Management and Financial Innovations, Volume 10, Issue 3.

[4] Bhattacharya, B. & J, Mukherjee. (2002). "Causalrelationship Between Stock Market and ExchangeRate, Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance : A Case Study for India". http://www.igidr. ac.in /~money/basabi

[5] Breitung, J., 2000. The local power of some unit root tests for panel data. Advances in Econometrics 15, 161–177.

[6] Chinzara, Z. (2011). " Macroeconomic Uncertainty and Conditional Stock Market Volatility in South Africa". South African Journal of Economics, 79 (1), pp. 27-49.

[7] Eslamloiean, K,. & zare, H. (2007). The Impact of Macro Variables and Alternative Assets on Stock Price Movement in Iran: An ARDL Model. Volume 8, Issue 29, Page 17-46. (In Persian)

[8] Ghalibaf Asl, H. (2002). The Effect of Exchange Rate on the Value of Company in Iran. MA Thesis, Management Faculty, University of Tehran. (In Persian)

[9] Goriave, Alexei. (2004). " Risk factors in the Russian stock market". Working Paper, New Economic School.
[10] Gunsel, Nil. & Çukur, Sadok. (2007). "The Effects of Macroeconomic Factors on the London Stock Returns: A Sectoral Approach". International Research Journal of Finance and Economics, Issue 10: 140- 152.
[11] Heidari, H., & Bashiri, S. (2012). Investigating The Relationship Between Real Exchange Rate Uncertainty and Stock Price Index In Tehran Stock Exchange Using VAR-GARCH Models. Journal of Economic Modeling Research. Issue 3, issue 9, Page 71-92.
[12] Ihsan, Anjum. Baloch, Qadar Bakhsh and Kakakhel, Shahid Jan. (2015). " Relationship between Exchange Rates and Stock Market Index: Evidence from the Pakistani Stock Market". Abasyn Journal of Social Sciences. Vol: 8 Issue: 1
[13] Im, .S., Pesaran, H., Shin, Y., 2003.Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics115, 53–74.
[14] Karamustafa, Osman. & Kucukkale, Yacup. (2004). "Long run Relationships Between Stock Market Returns And Macroeconomic Performance :Evidence from Turkey". Economic Working Paper Archive at Wustl.
[15] Karimzadeh, M. (2006). Examination Long Run Relationship Between Stock Price Index and Monetary Macroecnomic Variables by Using Cointegration Techniqu in Economy of Iran. Economic Research. Volume 8, Issue 26, Page 41-54. (In Persian)
[16] Kennedy. K and Nourizad. F. (2016). "Exchange rate volatility and its effect on stock market volatility". Int. J. Hum. Cap. Urban Manage., 1(1): 37-46, Winter 2016, DOI: 10.7508/ijhcum.2016.01.005
[17] Lawal, M.; Ijirshar, U.V., (2015). "Empirical analysis of exchange rate and Nigeria stock market performance". Int. J. Sci. Res., 4(4): 1592-1600.
[18] Levin, A., Lin, C.F., 1993. Unit Root Tests in Panel Data: New Results. Discussion paper. Department of Economics, UC-San Diego.
[19] Levin, A., Lin, C.F., Chu, C., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite sample properties. Journal of Econometrics 108, 1–24.
[20] Lim, S.Y.; Sek, S.K., (2014). "Exploring the inter-relationship between the volatilities of exchange rate and stock return. Procedia Econom. Financ", 14: 367–376.
[21] Ozturk, I., 2010. A literature survey on energy–growth nexus. Energy Policy 34 (1), 340–349.
[22] Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R., 1999. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association 94, 621–634.
[23] Pesaran, M., 2004. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. Cambridge Working Papers in Economics no. 435. University of Cambridge.
[24] Pesaran, M.H., 2007. A simple panel unit root test in presence of cross section

dependence. Journal of Applied Econometrics 22, 265–312.
[25] Phylaktis, Kate. & Ravazzolo, Fabiola. (2005). "Stock prices and exchange rate dynamics". Journal of International Money and Finance, Volume 24, Issue 7, pp 1031-1053
[26] Poitras, M. (2004). "The Impact of MacroeconomicAnnouncements on Stock Prices: In Search of StateDependence". Southern Economic Journal. Vol. 70,No.3, PP: 549-565.
[27] Sajadi, S, H., Farazmand, H., & Alisofi, H. (2010). Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and stock returns index in Tehran Stock Exchange. Journal of Economic Science. Volume10, issue 2 (39), Page 123-150. (In Persian)
[28] Sajadi, H. Farazman, H., & Badpa, B. (2011). Application of the Arbitrage Pricing theory Using Macroeconomic Variables in the Tehran Stock Market Exchange. Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi). Volume 46, Issue 1, Page 45-66. (In Persian)
[29] Taghavi, M,. Mohammadi, T,. & Barzandeh, M. (1999). Investigation Effective Economic Variables on Tehran Stock Exchange Index. The Journal of Planning and Budgeting. Volume 40 & 41, Page 31-60. (In Persian)
[30] Taghinejad Omran, V., & Haji Babaei, Vali. (2014). The Effect of the Real Exchange Rate Changes on the Financial Instability in Selected Developing Countries. Quarterly Journal of Fiscal and Economic Policies. 3, 2 (5), Page 121-134. (In Persian)
[31] Tehrani, R., Darikandeh, A., Navabi Zand, K., Arian, A., & Hoseini, S,H. (2013). Investigating the Relationship between Exchange Rate Fluctuations and stock returns of Exporer Companies Accepted in Tehran Stock Exchange . Financial Knowledge of Securities Analysis. Volume 6,(17:1), Page 87-101. (In Persian)
[32] Theriou, Nikolaos, G., Aggelidis, Vassilios, P. & Maditinos, Dimitrios, Sevic, Zeljko. (2010). "Testing the Relation Between Beta and Returns in the Athens Stock Exchange". Managerial Finance, Vol. 36 No. 12; 1043-1056.
[33] Tunali, Halil. (2010). "The Analysis of Relationships between Macroeconomic Factors and Stock Returns: Evidence from Turkey Using VAR Model". International Research Journal of Finance and Economics, Issue 57: 169- 182.
[34] Tursoy, Turgut., Gunsel, Nil. & Rjoub, Husam. (2008). "Macroeconomic Factors, the APT and the Istanbul Stock Market". International Research Journal of Finance and Economics, Issue 22, 49- 57.
[35] Wongbangpo, Praphan. & Sharma, Subhash, C. (2002). "Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries". Journal of Asian Economics, Volume 13, Issue 1, pp 27-51
[36] Westerlund, J., 2007. Testing for error correction in panel data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 69 (6), 709–748.
[37] www.cbi.ir
[38] www.eia.gov (U.S. Energy Information Administration)

[39] www.irbourse.com
[40] Zare, H., & Rezaei, Z. (2006). The Effects of ForeignExchange, Gold Coin and Housing Markets on Tehran Stock Market : A Vector Error Correction Model. Research Journal (University of Esfahan). Volume21: issue 2, Page 99-112. (In Persian)
[41] Zhao, Hua. (2010). " Dynamic Relationship Between Exchange Rate and Stock Price: Evidence from China". Research in International Business and Finance, 24, pp. 103-112