

بررسی تأثیر نوسان نرخ ارز بر صنایع مختلف بازار سهام ایران

ناصر شمس (استادیار)

سعید بهزادی (کارشناس ارشد)

دانشکده‌ی مهندسی صنایع، دانشگاه صنعتی امیرکبیر

هدف اصلی این تحقیق تجزیه و تحلیل تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نوسان نرخ ارز یورو بر گروه‌های مختلف فعال در بازار سهام ایران است. با توجه به نقایص و محدودیت‌های روش‌های سنتی (نظیر رگرسیون)، در پژوهش حاضر از روش‌های نوین اقتصادسنجی - نظیر روش‌های معیبر «آزمون علیت گرینجر» و «مدل هم‌جمعی یوهانسن» - استفاده شده است. نتایج استفاده از این دو روش مؤید یکدیگرند و نشان می‌دهند که آزمون علیت گرینجر در تمامی گروه‌ها نرخ ارز را به‌عنوان علت تغییرات شاخص سهام تأیید می‌کند. از سوی دیگر، مدل یوهانسن نیز یک بردار هم‌جمعی بین متغیرها در همه‌ی گروه‌ها شناسایی کرده است، که این به‌معنای وجود رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین نرخ ارز و قیمت سهام است.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، قیمت سهام، هم‌جمعی، ریشه‌ی واحد، تأثیرپذیری، آزمون علیت گرینجر، مدل هم‌جمعی یوهانسن.

nshams@aut.ac.ir
sbehzadis@gmail.com

۱. مقدمه

در چند سال اخیر با رشد ارزش یورو در بازارهای جهانی، و به‌تبع آن بازار ارز ایران، مواجه بوده‌ایم. به‌دلیل تحریم‌های مالی آمریکا علیه ایران، شرکت‌های ایرانی مبنای مبادلات خارجی خود را به یورو تغییر داده‌اند. بنابراین انتظار این است که نوسان قیمت یورو بر عملکرد شرکت‌های ایرانی تأثیراتی داشته باشد. البته این تأثیر بسته به نوع فعالیت شرکت متفاوت خواهد بود. به‌عنوان مثال، یک شرکت واردکننده از رشد قیمت یورو دچار زیان خواهد شد زیرا باید محصولات مورد نظر خود را با قیمت بالاتری از کشور خارجی وارد کند. این در حالی است که شرکت‌های صادرکننده از این وضعیت سود می‌برند زیرا کالاهای آنها در بازارهای خارجی به قیمت بالاتری به فروش می‌رسد.

بنابراین آگاهی و پیش‌بینی تأثیر نوسان نرخ ارز برای شرکت‌هایی که فعالیت‌های آنها متأثر از تغییرات نرخ ارز است اهمیت به‌سزایی دارد و به آنها کمک می‌کند تا بتوانند از نوسانات احتمالی به‌نفع تجارت خود بهره ببرند. به‌همین دلیل تحقیق حاضر قصد دارد با بهره‌گیری از مدل‌های قابل اطمینان این تأثیرات را مورد بررسی قرار دهد.

با عنایت به این که در رویکرد هم‌جمعی احتمال خطا نسبت به سایر روش‌ها به کم‌ترین مقدار خود می‌رسد و همچنین با در نظر گرفتن این نکته که با استفاده از مدل‌های هم‌جمعی علاوه بر بررسی روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان جست‌وجوی روابط کوتاه‌مدت نیز وجود دارد، در این تحقیق از رویکرد هم‌جمعی^۱ استفاده شده است.

۲. مروری بر ادبیات تحقیق

ابتدایی‌ترین روش برای مدل‌سازی رابطه‌ی بین نرخ ارز و بازده سهام، استفاده از معادله‌ی رگرسیون بود. آغازگران استفاده از این روش، به‌منظور بررسی این رابطه معادله‌ی رگرسیونی را تشکیل دادند که ضریب آن نشان‌دهنده‌ی میزان حساسیت بازده سهام نسبت به تغییرات نرخ ارز بود.^[۱-۳]

مدل پیشنهادی داماس تنها تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام را شناسایی نمی‌کند، بلکه به‌نوعی نشان‌گر تأثیر دیگر متغیرهای اقتصادی است که با نرخ ارز هم‌بستگی مثبت دارند.^[۴] در واقع به‌باور محققین این مدل تنها زمانی به‌عنوان معیاری مناسب

با عنایت به این که در رویکرد هم‌جمعی احتمال خطا نسبت به سایر روش‌ها به کم‌ترین مقدار خود می‌رسد و همچنین با در نظر گرفتن این نکته که با استفاده از مدل‌های هم‌جمعی علاوه بر بررسی روابط بلندمدت میان متغیرها، امکان جست‌وجوی روابط کوتاه‌مدت نیز وجود دارد، در این تحقیق از رویکرد هم‌جمعی^۱ استفاده شده است.

تاریخ: دریافت ۱۳۸۸/۱/۲۵، داوری ۱۳۸۸/۹/۱۸، پذیرش ۱۳۸۸/۱۲/۲۳

برای اندازه‌گیری تأثیرپذیری سهام از نرخ ارز محسوب می‌شود که دیگر متغیرهای اقتصادی در طول دوره‌ی تحلیل ثابت باشند.^[۴]

پس از چند سال معادله‌ی رگرسیون داماس توسعه و بهبود یافت.^[۵] در این مسیر، به‌منظور کنترل تأثیرات بازار، شاخص بازار نیز به‌عنوان متغیر کنترلی وارد مدل شد. در واقع با وارد شدن متغیر کنترلی شاخص بازار، آن قسمت از تغییرات بازده سهام شرکت‌ها که ناشی از تحركات بازار است توسط این متغیر کنترل می‌شود و ضرایب معادله به‌صورت دقیق‌تری میزان حساسیت سهم را نسبت به تغییرات نرخ ارز نشان می‌دهد و واریانس جملات پسماند کم‌تر می‌شود. به‌این ترتیب تأثیر نرخ ارز بر بازده سهام از تأثیر دیگر عوامل تفکیک می‌شود.

با اضافه شدن متغیر کنترلی شاخص بازار نشان داده شد که نتایج حاصل از مدل، به‌خصوص در دوره‌های کوتاه‌مدت، مستقل از تأثیر دیگر متغیرهای اقتصادی است.^[۶]

همراه با مطرح شدن مدل قیمت‌گذاری سرمایه‌ی ثابت (CAPM)^۲ در نوشتارهای مالی، از این روش در بررسی رابطه‌ی بین نرخ ارز و بازده سهام نیز استفاده شد. هدف اصلی محققان در استفاده از این مدل تفکیک ریسک نرخ ارز از سایر ریسک‌های نامنظم (غیراصولی) بازار است. در این مدل میزان رشد بازده سهام هر شرکت تابعی از میزان رشد بازده بازار سهام و بازده نرخ ارز فرض می‌شود.^[۷]

در سال ۲۰۰۱ محققین با بهره‌گیری از مدل CAPM تأثیرپذیری شرکت‌های فعال در بورس کره جنوبی را نسبت به تغییرات نرخ ارز بررسی کردند.^[۸] آنان در این تحقیق بر شرکت‌هایی متمرکز شده‌اند که فعالیت‌شان بیشتر در معرض نوسان نرخ ارز قرار می‌گیرد؛ و در نهایت به این نتیجه می‌رسند که حدوداً ۲۰ درصد از شرکت‌های کره‌یی از نظر آماری تأثیرپذیری به‌سزایی دارند. نتیجه‌ی دیگر این تحقیق این است که تأثیر نوسان نرخ ارز بر بازده سهام شرکت‌های بزرگ‌تر بسیار بیشتر است. گرچه این نوشتار مؤید وجود رابطه‌ی معنی‌دار بین نرخ ارز و بازده سهام است، از آنجا که در این تحقیق شرکت‌ها به‌صورت انفرادی مورد بررسی قرار گرفته‌اند نمی‌توان نتایج را به کل شرکت‌های فعال در یک صنعت تعمیم داد.

در سال‌های ۱۹۷۳ تا ۲۰۰۲، بازده سهام شرکت‌های آمریکایی با استفاده از مدل CAPM مورد بررسی قرار گرفت.^[۹] محققین بر این باورند که شرکت‌هایی که در مواجهه با نوسان نرخ ارز از حساسیت بیشتری برخوردارند، بازده سهام‌شان کم‌تر از سایر شرکت‌ها است. آنان رابطه‌ی بین نرخ ارز و بازده سهام را یک رابطه‌ی غیرخطی و تأثیر کلی افزایش نرخ ارز بر بازده سهام را منفی می‌دانند.

طی سال‌های ۱۹۸۰ تا ۱۹۹۴، محققین شاخص بازار سهام چهارکشور صنعتی با تکیه بر مدل CAPM را مورد بررسی قرار دادند.^[۱۰] آنها جهت رابطه‌ی بین نرخ ارز و بازده سهام را به‌طور کلی منفی می‌دانند؛ و گرچه در دوره‌هایی این دو متغیر تغییرات هم جهت نیز داشته‌اند، شدت این رابطه را از نظر آماری معنی‌دار می‌دانند. تا آنجا که طی سال‌های ۱۹۸۹ تا ۱۹۹۴ حدود ۶۴ درصد از ریسک کلی بازار را ریسک نرخ ارز تشکیل داده است.

در رویکرد CAPM به‌منظور مقایسه‌ی یک سهم با کل بازار تنها از یک فاکتور (بتا) استفاده می‌شود، در صورتی که معمولاً این فاکتور توانایی نشان دادن تفاوت موجود بین بازده سهام مختلف را ندارد. به‌همین دلیل، و به‌منظور افزایش میزان تطبیق مدل با واقعیت که با معیار R^2 مشخص می‌شود، محققین فاکتورهای دیگری نیز به مدل CAPM اضافه کردند.^[۱۱] آنها به این نتیجه رسیدند که واردکردن دو دسته از شرکت‌ها به مدل نتایج بهتری به دنبال خواهد داشت. این دو دسته عبارت‌اند از: شرکت‌های کم‌سرمایه و شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری دارایی آنها به قیمت سهام‌شان در مقایسه با دیگر شرکت‌ها بزرگ‌تر باشد. با اضافه کردن این دو فاکتور به

مدل CAPM مدل سه‌فاکتوری فاما و فرنچ شکل گرفت. گروهی از محققان در تحلیل روابط نرخ ارز و قیمت سهام از این مدل بهره می‌جویند.

محققین سوئدی از بررسی بازار سهام سوئد با استفاده از مدل سه‌فاکتوری فاما و فرنچ دریافته‌اند که تنها حدود ۷ درصد از شرکت‌های فعال در بازار سهام سوئد نسبت به تغییرات نرخ ارز تأثیرپذیری قابل توجهی دارند.^[۱۲] نتیجه‌ی دیگر این بود که اگر افزایش بازده سهام شرکت‌ها با افزایش نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام همراه باشد، در این شرایط شرکت‌هایی که نسبت ارزش دفتری به قیمت سهام آنها بزرگ‌تر است در معرض ریسک بیشتری قرار خواهند داشت.

در سال ۲۰۰۱ تأثیر نرخ ارز بر بورس استرالیا با استفاده از مدل فاما و فرنچ مورد بررسی قرار گرفت.^[۱۳] در این تحقیق تأثیر بازه زمانی محاسبه‌ی نرخ بازده را نیز مد نظر قرار دادند و به‌همین منظور از داده‌های روزانه و ماهیانه بهره گرفتند. آنها به این نتیجه رسیدند که داده‌های روزانه نتایج قوی‌تری نسبت به داده‌های ماهیانه در بر داشته است. همچنین مشخص شد هرچه بازه زمانی محاسبه‌ی نرخ بازده افزایش یابد تأثیرپذیری شرکت‌ها از نوسان نرخ ارز چشمگیرتر خواهد بود.

از آنجا که در بررسی رابطه‌ی بین متغیرهای اقتصادی معمولاً به نوعی از معادله‌ی رگرسیون استفاده می‌شود، مطمئن شدن از نتایج تحلیل همواره از دغدغه‌های اصلی محققان بوده است. این عدم اطمینان در مورد متغیرهایی که دارای رشد هستند بیشتر اهمیت پیدا می‌کند زیرا ممکن است دو متغیری که دارای رشدند از نظر آماری هم‌بستگی شدیدی نشان دهند اگرچه چنین چیزی دلیل منطقی و واقعی نداشته باشد. به‌همین دلیل بسیاری از محققان که به بررسی رابطه‌ی بین نرخ ارز و قیمت سهام پرداخته‌اند، از رویکرد هم‌جمعی استفاده کرده‌اند.

در این رویکرد ابتدا ایستایی متغیرهای مورد مطالعه آزموده می‌شود. برای این کار معمولاً از آزمون دیکی - فولر استفاده می‌شود؛ توضیحات کامل در مورد این آزمون در بخش نظریه‌ی تحقیق ارائه شده است.^[۱۴] پس از روشن شدن وضعیت ایستایی متغیرها، گام بعدی جست‌وجوی رابطه‌ی هم‌جمعی میان متغیرها است. در واقع هم‌جمعی مفهومی است که اشاره دارد به وجود رابطه‌ی بلندمدت بین دو متغیر، به‌طوری که دو متغیر حرکات و تغییرات یکدیگر را دنبال کنند. برای بررسی هم‌جمعی می‌توان از روش دو مرحله‌ی Engle-Granger یا آزمون هم‌جمعی یوهانسن استفاده کرد.^[۱۵-۱۸]

نتایج حاصل از بررسی انجام شده پیرامون بورس سهام هفت کشور مهم صنعتی دنیا (G-۷)، با استفاده از رویکرد هم‌جمعی، بیان‌گر این نکته است که به‌لحاظ آماری در هیچ‌یک از کشورهای رابطه‌ی بلندمدتی بین نرخ ارز و قیمت سهام وجود ندارد؛ رابطه‌ی کوتاه‌مدت یک‌روزه نیز اگرچه در بعضی از کشورها مشاهده شده ولی تعدادشان آن قدر زیاد نیست که بتوان نتیجه‌ی کلی از آن استنباط کرد.^[۱۹]

در سال ۲۰۰۰، برخی از محققین با بهره‌گیری از مدل‌های هم‌جمعی به تجزیه و تحلیل کشورهای جنوب شرقی آسیا پرداخته‌اند.^[۲۰] آنها در مورد کشور کره جنوبی به این نتیجه رسیدند که نرخ ارز محرک بازار سهام است و این رابطه‌ی یک‌طرفه است. اما در مورد کشور فیلیپین، به‌عکس، بر این باورند که این رابطه صادق است. یعنی تغییر و تحولات بازار سهام عامل نوسان بازار ارز است. رابطه‌ی این دو متغیر در کشورهای هنگ‌کنگ، مالزی، سنگاپور، تایلند و تایوان رابطه‌ی دوسویه و تعاملی است و در مورد کشورهای ژاپن و اندونزی وجود رابطه‌ی معنی‌دار بین این دو متغیر را تأیید نمی‌کنند.

در سال ۲۰۰۶ نیز روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت بین نرخ ارز و بازار سهام تایوان و ژاپن در قالب رویکرد هم‌جمعی مورد مطالعه قرار گرفت.^[۲۱] نتیجه‌ی این مطالعه نشان داد که اولاً در بازه‌های زمانی کوتاه‌مدت بازار سهام این دو کشور بر یکدیگر

نمی‌توان از کمیت‌های بحرانی ارائه شده توسط توزیع نرمال یا حتی توزیع t استفاده کرد. برای انجام آزمون فوق، براساس برآوردکننده $\hat{\rho}$ ، دیکی و فولر آماره $n(\hat{\rho} - 1)$ را پیشنهاد کرده‌اند. این آماره دارای یک توزیع حدی است و کمیت‌های بحرانی آن برای آزمون ریشه‌ی واحد توسط دیکی و فولر به کمک روش‌های شبیه‌سازی به دست آمده و جدول بندی شده است.

با این فرض که $\rho = 1$ ، مقادیر معمول محاسبه شده‌ی آماره‌ی t به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) به آماره‌ی τ معروف‌اند. در واقع می‌توان گفت که به جای استفاده از آزمون t باید از آزمون τ پیشنهادی توسط دیکی و فولر استفاده کرد. در ادبیات اقتصادسنجی آزمون τ به افتخار پدیدآورندگان آن به آزمون دیکی - فولر (DF) مشهور است. در آزمون DF اگر قدرمطلق آماره‌ی τ محاسبه شده از قدر مطلق مقدار بحرانی τ موجود در جداول بزرگ‌تر باشد، H_0 رد می‌شود؛ یعنی سری زمانی پایاست.

۳.۳. هم‌جمعی

اکنون به تعریف هم‌جمعی براساس مبانی نظری آن می‌پردازیم. اگر یک سری زمانی ناپایا با d بار تفاضل‌گیری پایا شود اصطلاحاً گفته می‌شود سری مذکور جمعی از مرتبه‌ی d یا $I(d)$ است. اکنون دو سری زمانی x_t و y_t را در نظر بگیرید که هر دو $I(d)$ هستند. به‌طور معمول هر ترکیب خطی از آنها نیز $I(d)$ است؛ اما اگر ضرایب ثابتی همچون α و β به‌گونه‌ی وجود داشته باشد که جمله‌ی اخلاخل رگرسیون مربوط به x_t و y_t یعنی $u_t = y_t - \alpha - \beta x_t$ دارای مرتبه‌ی جمعی کم‌تر از d ، مثلاً $I(d-b)$ ، باشد ($b > 0$) آنگاه ($b > 0$) هم‌جمع از مرتبه‌ی (d, b) هستند.^{۱۵} بنابراین دو سری زمانی x_t و y_t را وقتی هم‌جمع از مرتبه‌ی (b, d) یعنی $CI(b, d)$ گویند که:

۱. مرتبه‌ی جمعی هر دو همانند و برابر $I(d)$ باشد.

۲. یک ترکیب خطی از آنها وجود داشته باشد که جمعی از مرتبه‌ی $d - b$ یعنی $I(d - b)$ باشد.

با توجه به تعریف فوق اگر x_t و y_t هر دو از مرتبه‌ی جمعی همانند $I(1)$ باشند و $u_t \sim I(0)$ ، آنگاه دو سری زمانی هم‌جمع از مرتبه‌ی $CI(1, 1)$ خواهند بود. این تعریف به موارد بیش از دو سری زمانی نیز قابل تعمیم است.

در نظر به هم‌جمعی، رابطه‌ی رگرسیون $u_t = y_t - \beta x_t + u_t$ به رگرسیون هم‌جمعی^۶ و پارامتر β به پارامتر هم‌جمعی^۷ و بردار $[1 - \beta]$ در رابطه به بردار هم‌جمعی^۸ معروف است. کمک ارزش‌مندی که مفاهیم ریشه‌ی واحد و هم‌جمعی کرده‌اند این است که ما را مجبور می‌کنند تا نسبت به پایایی جملات اخلاخل مطمئن شویم. اگر در بررسی مشخص شود که جملات خطا مربوط به معادله‌ی رگرسیون $I(0)$ است (یعنی پایاست)، می‌توان از روش‌های معمول اقتصادسنجی در برآورد پارامترها به کمک داده‌های سری‌های زمانی استفاده کرد و در تحلیل‌های آماری از آماره‌های t و F سود برد.

۴.۳. آزمون علیت گرینجر^۹

وجود رابطه‌ی هم‌بستگی بین دو سری زمانی لزوماً بیان‌گر رابطه‌ی علت و معلولی بین آن دو نیست. برای مثال، بسیاری از متغیرهای اقتصادی با یکدیگر هم‌بستگی دارند ولی این هم‌بستگی به آن معنا نیست که یک متغیر را بتوان به‌عنوان علت متغیر دیگر در نظر گرفت.

تأثیرگذارند؛ ثانیاً به لحاظ آماری هیچ‌گونه رابطه‌ی بلندمدتی بین نرخ ارز این دو کشور و بازار سهام آنها وجود ندارد.

ادبیات داخلی تحقیق

در ایران نیز در تحقیقی که با استفاده از سازوکار تصحیح خطا (ECM)^۴ در سال ۱۳۸۰ انجام شد، نشان داده شد که صادرات نفت تحت تأثیر تغییرات نرخ ارز نیست، اما صادرات غیر نفتی از تغییرات نرخ ارز تأثیر می‌پذیرند.^{۱۱}

پس از آن در سال ۱۳۸۴، رابطه‌ی تعادلی بلندمدت نرخ ارز و تورم بر شاخص‌های بازار بورس اوراق بهادار تهران مورد بررسی قرار گرفت. تحلیل نتایج حاصله با استفاده از الگوی خودبازگشت برداری، رابطه‌ی تعادلی مذکور را معنی‌دار ارزیابی می‌کند.^{۱۲} و بالاخره در سال ۱۳۸۵، با استفاده از روش هم‌جمعی یوهانسون و آزمون تصحیح خطای برداری، رابطه‌ی علی بین شاخص کل بازار سهام و نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاصله وجود هیچ‌گونه رابطه‌ی بلندمدت یا کوتاه‌مدت بین این دو متغیر را تأیید نمی‌کند.^{۱۳}

۳. نظر به‌ی تحقیق

۱.۳. مفهوم پایایی

فرض کنید y_t یک سری زمانی تصادفی با ویژگی‌های زیر است:

میانگین: $E(y_t) = \mu$ ؛ واریانس: $\sigma^2 = E[(y_t - \mu)^2] = \text{var}(y_t)$ ؛ کواریانس: $\text{cov}(y_t, y_{t-k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = \lambda_k$. که در آن μ میانگین، σ^2 واریانس، و λ_k کواریانس بین دو مقدار y است که k دوره با هم فاصله دارند. اکنون با این فرض که مقطع زمانی را به اندازه‌ی m جابه‌جا کنیم، یعنی y_{t-m} تغییر پیدا کند، چنانچه در این شرایط میانگین، واریانس و کواریانس تغییری نکنند می‌توان گفت سری زمانی y_t یک سری پایاست. این شرایط پایا، یکسان بودن رفتار یک سری زمانی در مقاطع مختلف زمانی را تضمین می‌کند.

۲.۳. آزمون دیکی - فولر

فرایند خود توضیح^۵ مرتبه‌ی اول زیر (رابطه‌ی ۱) را در نظر بگیرید:

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

برای آزمون این که سری زمانی y_t دارای ریشه‌ی واحد است یا به عبارت دیگر ناپایاست، آزمون فرض مطابق رابطه‌ی ۲ را تشکیل می‌دهیم:

$$H_0 : \rho = 1 \quad (2)$$

$$H_1 : \rho < 1$$

پارامتر ρ را می‌توان به روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد کرد:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y})(y_{t-1} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_{t-1} - \bar{y})^2} \quad (3)$$

این برآورد به‌گونه‌ی است که وقتی n افزایش می‌یابد، توزیع احتمال آماره‌ی $\sqrt{n}(\hat{\rho} - \rho)$ به سمت توزیع نرمال با میانگین صفر و واریانس $1 - \rho^2$ میل می‌کند. آماره‌ی $\sqrt{n}(\hat{\rho} - \rho)$ تحت این فرض که H_0 درست است، یعنی $\rho = 1$ متأسفانه دارای توزیع احتمال حدی نرمال نیست و شکل استاندارد ندارد. بنابراین برای انجام آزمون

رویکردی که گرینجر در سال ۱۹۶۹ برای پاسخ به این پرسش که «آیا متغیر x علت y است؟» مطرح کرد، در واقع به بررسی این مسئله می‌پرداخت که چه تعداد از داده‌های y را می‌توان با تکیه بر مقادیر گذشته‌ی آن به‌علاوه‌ی مقادیر گذشته‌ی x تخمین زد.^[۲۴] به بیان دیگر x علت y است اگر بتواند قدرت پیش‌بینی ما را در تخمین مقادیر آتی y افزایش دهد. تعبیر آماری این شرایط این است که ضرایب مقادیر گذشته‌ی x در معادله‌ی رگرسیون دارای اهمیت آماری باشند. البته باید توجه داشت دو طرف این رابطه باید جداگانه مورد بررسی قرار گیرند یعنی: « x علت y است» و « y علت x است».

تعداد داده‌های گذشته که در پیش‌بینی استفاده می‌کنیم در واقع طول تأخیر زمانی (L) معادله‌ی رگرسیون را مشخص می‌کند و بیان‌گر قدیمی‌ترین داده‌ی ست که می‌تواند ما را در پیش‌بینی متغیر دیگر کمک کند. برای آزمون این که x علت y است یا خیر معادله‌ی رگرسیون ۴ را تشکیل می‌دهیم:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \beta_l x_{t-l} \quad (4)$$

فرض صفر آزمون را به صورت « x علت گرینجر y نیست» در نظر می‌گیریم، که در این صورت خواهیم داشت:

$$H_0: \beta_0 = \dots = \beta_l = 0 \quad (5)$$

یوهانسن و همکاران در عمل مدل زیر (رابطه‌ی ۸) را مورد استفاده قرار دادند که متغیرهای جبری و عرض از مبدأ را نیز در نظر می‌گیرند:

$$\Delta y_t = \sum \pi_i \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-1} + \phi D_t + u_t \quad (8)$$

۴. داده‌های مورد استفاده

با توجه به این که هدف این تحقیق بررسی رابطه‌ی بین نوسانات نرخ ارز و قیمت سهام شرکت‌های فعال در بازار سهام ایران است، داده‌های مورد استفاده در تحلیل‌های آماری نیز در دو گروه قیمت‌های نرخ ارز و شاخص‌های بازار سهام جمع‌آوری شده‌اند؛ شاخص‌ها طبق فرمول‌های استاندارد سازمان بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده‌اند.

در این تحقیق از داده‌های مربوط به شاخص کل بازار و همچنین شاخص صنایع مختلف فعال در بورس ایران در محدوده‌ی تاریخی فروردین ۱۳۸۱ الی خرداد ۱۳۸۷ استفاده شده است. اطلاعات مربوط به نرخ ارز یورو نیز با توجه به نرخ‌های مستقیم اعلام‌شده توسط بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، در بازه زمانی مذکور جمع‌آوری شده است. لازم به ذکر است با توجه به این که بعضی از صنایع بورسی بعد از سال ۱۳۸۱ در بورس پذیرفته شده‌اند. بدیهی است اطلاعات مربوط به شاخص این صنایع از زمان پذیرفته‌شدن در بورس مورد استفاده قرار گرفته‌است.

۵. تحلیل

۱.۵. بررسی پایایی داده‌ها و تعیین تعداد ریشه‌های واحد

در این مرحله به منظور بررسی پایایی داده‌های مورد استفاده از آزمون دیکی - فولر تعمیم‌یافته (ADF)^{۱۲} بهره می‌گیریم. همچنین در صورت اثبات ناپایایی، برای تعیین تعداد ریشه‌های واحد از تفاضل مرتبه‌ی اول و بالاتر سری زمانی استفاده شده‌است. تعداد وقفه‌های بهینه نیز با توجه به معیار آکایکی^{۱۳} انتخاب شده‌است.^[۲۶] در ادامه نتایج مربوط به آزمون دیکی - فولر ارائه می‌شود.

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که تمامی شاخص‌ها ناپایا هستند؛ بنابراین به منظور اجتناب از رگرسیون‌های کاذب باید از مدل‌های هم‌جمعی برای تحلیل روابط حاکم میان متغیرها بهره جست. از طرفی با توجه به این که همه‌ی متغیرها از نوع $I(1)$ هستند - یعنی یک ریشه واحد دارند - شرایط استفاده از مدل هم‌جمعی یوهانسن نیز مهیاست.

۲.۵. بررسی رابطه‌ی علت و معلولی بین متغیرها با استفاده از آزمون علیت گرینجر

قبل از بررسی رابطه‌ی متغیرها از طریق مدل یوهانسن، برای آن‌که ماهیت رابطه‌ی بین نرخ ارز و شاخص گروه‌های مختلف مشخص شود، رابطه‌ی علت و معلولی بین متغیرها را با استفاده از آزمون علیت گرینجر می‌سنجیم. از آنجا که آزمون گرینجر بین دو متغیر تعریف می‌شود و تمرکز اصلی ما در این تحقیق بررسی رابطه‌ی بین نرخ ارز و قیمت سهام است، آزمون گرینجر بین دو متغیر نرخ ارز یورو و شاخص سهام صنایع مختلف انجام شده است. نتایج این آزمون را در جدول ۲ مشاهده می‌کنید. در آزمون گرینجر فرض صفر به صورت «نرخ ارز یورو علت گرینجر قیمت سهام نیست» تعریف می‌شود. بنابراین با رد فرض صفر می‌توان پذیرفت که نرخ ارز یورو

۵.۳. روش هم‌جمعی یوهانسن^{۱۰}

روش انگل-گرینجر تنها برای مدل‌های دومتغیره کاربرد دارد. یوهانسن و همکاران در سال ۱۹۹۰ برای یافتن روابط هم‌جمعی در مدل‌های چندمتغیره روشی ارائه دادند که در ادامه به شرح آن می‌پردازیم.^[۲۵] مشابه الگوی خودتوضیح در سری‌های زمانی، الگوی VAR^{۱۱} به صورت رابطه‌ی ۶ است:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

که در آن Y_t برداری ستونی است که از متغیرهای ناپایای مدل تشکیل شده است؛ u_t نیز برداری است که جملات خطا را نشان می‌دهد؛ و A_1, A_2, \dots, A_p ضرایب تخمین الگو را تشکیل می‌دهند که در واقع ماتریسی قطری از مرتبه‌ی k (تعداد متغیرهای الگو) هستند.

مدل VECM

صورت کلی مدل VECM به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \sum \pi_i \Delta y_{t-i} + \pi y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

در واقع مدل فوق یک مدل VAR برای تفاضل اول متغیرهاست که جمله‌ی πy_{t-1} به آن اضافه شده‌است. این جمله همانند عبارت تصحیح خطا در مدل ECM، مقدار تصحیح تغییرات متغیر وابسته را نسبت به خطای دوره‌ی قبل نشان می‌دهد. روش یوهانسن بر ماتریس π (ماتریس تأثیر) متمرکز است. در واقع درایه‌های ماتریس در بردارنده‌ی تأثیر اطلاعات مربوط به روابط بلندمدت میان متغیرها است. اگر ماتریس تأثیر یک ماتریس $n \times n$ باشد و رتبه‌ی ماتریس را با r نشان دهیم، فرض وجود بردار هم‌جمعی معادل است با این که رتبه‌ی ماتریس تأثیر کوچک‌تر از بعد ماتریس باشد، یعنی: $r < n$.

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF) بر شاخص گروه های مختلف.

نوع سری زمانی	تفاضل مرتبه اول			داده های اصلی		
	نتیجه ای آزمون	مقدار بحرانی سطح اطمینان ۹۹ درصد	آماره ای آزمون	نتیجه ای آزمون	مقدار بحرانی سطح اطمینان ۹۹ درصد	آماره ای آزمون
$I(1)$	رد ناپایایی	-۸,۷۴۳۸۸۳	-۳,۹۶۶۰۰۵	پذیرفتن ناپایایی	-۲,۲۸۶۰۲۲	-۳,۹۶۶۰۰۵
$I(1)$	رد ناپایایی	-۳,۰۷۰۹۰۷۸	-۳,۹۶۵۹۵۰	پذیرفتن ناپایایی	-۱,۷۵۲۶۸۸	-۳,۹۶۵۹۵۰
$I(1)$	رد ناپایایی	-۸,۷۴۳۸۸۳	-۳,۹۶۶۰۰۵	پذیرفتن ناپایایی	-۲,۲۸۶۰۲۲	-۳,۹۶۶۰۰۵
$I(1)$	رد ناپایایی	-۱۲,۱۲۳۰۹	-۳,۹۶۲۳۴۱	پذیرفتن ناپایایی	۳,۲۰۳۱۷۶	-۳,۴۳۳۲۱۳
$I(1)$	رد ناپایایی	-۱۵,۰۹۵۷۱	-۳,۹۶۵۷۹۰	پذیرفتن ناپایایی	-۰,۶۷۴۶۷۱	-۲,۵۶۶۹۱۰
$I(1)$	رد ناپایایی	-۹,۸۶۲۴۶۹	-۳,۹۶۲۳۷۴	پذیرفتن ناپایایی	-۱,۷۶۷۵۹۴	-۳,۹۶۲۳۷۰
$I(1)$	رد ناپایایی	-۱۱,۴۹۶۸۴	-۳,۹۶۲۳۴۵	پذیرفتن ناپایایی	-۱,۴۰۹۳۵۴	-۳,۹۶۲۳۴۵
$I(1)$	رد ناپایایی	-۱۲,۸۶۱۲۱	-۳,۹۶۲۳۴۳	پذیرفتن ناپایایی	-۲,۲۰۵۴۹۹	-۳,۹۶۲۳۴۳
$I(1)$	رد ناپایایی	-۲۸,۵۴۴۷۸	-۳,۹۶۲۳۲۹	پذیرفتن ناپایایی	۰,۳۶۰۸۹۹	-۲,۵۶۶۰۴۲

جدول ۲. نتایج آزمون علیت گرینجر در گروه های مختلف.

نوع صنعت	آماره ای آزمون	P-VALUE
بانکداری	۴,۲۹۳۴۹	* * ۰,۰۰۰۰۷۱
شیمیایی	۵,۰۷۱۳۲	* * ۰,۰۰۰۰۱۳
دارو	۵,۰۷۱۳۲	* * ۰,۰۰۰۰۱۳
فلزات	۲,۴۳۴۴۲	* ۰,۰۳۲۸۴
شرکت مادر	۱,۹۷۲۱۰	* ۰,۰۸۰۱۴
معذنی	۱,۸۸۸۲۰	* ۰,۰۹۳۲۱
خودروسازی	۱,۸۸۷۳۴	* ۰,۰۹۳۳۵
ماشین آلات	۲,۷۹۰۲۵	* ۰,۰۱۶۱۵
نفت	۳,۲۴۲۲۰	* * ۰,۰۰۰۶۴۰

*: سطح معنی داری ۱۰ درصد ** سطح معنی داری ۵ درصد

که در آن ind شاخص صنعت مورد مطالعه، ex نرخ ارز، و mkt شاخص کل بازار را نشان می دهد. بررسی نمودار متغیرهای مورد مطالعه نشان می دهد که دارای رشد هستند و بنابراین با فرض این که فرایند اصلی داده ها شامل رشد تصادفی است باید از حالت سوم مدل یوهانسن استفاده شود که در آن بردار هم جمعی شامل یک عرض از مبدأ می شود:

$$\Delta y_t = \pi_1 \Delta y_{t-1} + \alpha \beta' y_{t-1} + \mu_2 + u_t \quad (10)$$

پس از مشخص شدن نوع مدل با استفاده از نرم افزار EViews آزمون هم جمعی یوهانسن را روی متغیرها انجام می دهیم. برای روشن شدن مراحل آزمون، صنعت داروسازی را به عنوان نمونه ای شاخص در نظر می گیریم. از آنجا که در بورس ایران معاملات سهام در طول هفته در ۵ روز کاری انجام می گیرد، تعداد وقفه ها را برابر ۵ قرار می دهیم. با این شرایط نتایج این آزمون مطابق داده های ارائه شده در جدول ۳ خواهد بود.

چنان که مشهود است، آماره λ_{trace} منجر به شناسایی یک رابطه ای هم جمعی بین متغیرها شده است؛ زیرا مقدار آماره λ_{trace} از مقادیر بحرانی سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد بزرگ تر است. از آنجا که آزمون یوهانسن تنها یک رابطه ای هم جمعی را شناسایی کرده است، با مشکل تعدد روابط هم جمعی مواجه نیستیم و نیازی به اعمال محدودیت در روابط هم جمعی و تعیین روابط یکتا احساس نمی شود.

جدول ۳. نتایج آزمون هم جمعی یوهانسن در صنعت داروسازی.

فرضیه	مقادیر ویژه	آماره آزمون	مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۵٪	مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۱٪
None *	۰,۰۲۸۷۷۴	۴۴,۵۰۵۹۹	۲۹,۶۸	۳۵,۶۵
At most ۱	۰,۰۰۶۶۵۳	۱۰,۶۰۹۲۲	۱۵,۴۱	۲۰,۰۴
At most ۲	۰,۰۰۲۴۵۹	۲,۸۵۸۸۹۴	۳,۷۶	۶,۶۵

* رد فرضیه در سطح احتمال ۱ و ۵ درصد

تست آزمون وجود یک معادله هم جمعی در سطوح اطمینان ۱ و ۵ درصد را نشان می دهد.

علت گرینجر سری زمانی قیمت سهام صنعت مورد نظر است. طبق نتایج ارائه شده در جدول ۲ فرض صفر برای صنایع فلزات، موجودی (دارایی)، معدنی، خودروسازی و ماشین آلات در سطح اطمینان ۱۰ درصد و برای صنایع بانکداری، شیمیایی، داروسازی و نفت در سطح اطمینان ۵ درصد رد می شود. با در نظر گرفتن نتایج آزمون گرینجر مشخص می شود که در تمامی صنایع مورد نظر نرخ ارز از نظر آماره به عنوان علت نوسانات قیمت سهام پذیرفته می شود.

از آنجا که آزمون گرینجر تنها رابطه ای علت و معلولی بین دو متغیر را مورد بررسی قرار می دهد، برای بررسی دقیق تر روابط کوتاه مدت و بلندمدت بین متغیرهای معادلات چندمتغیره و تعیین بردار هم جمعی، از مدل یوهانسن استفاده می شود.

۳.۵. بررسی روابط بلندمدت با استفاده از مدل یوهانسن

در این مرحله می کوشیم رابطه ای بین متغیرها را با استفاده از مدل یوهانسن برآورد کنیم. بنابراین ابتدا بردار متغیرهای مورد مطالعه را تشکیل می دهیم:

$$y = \begin{bmatrix} ind \\ ex \\ mkt \end{bmatrix} \quad (9)$$

طبق خروجی نرم افزار ضرایب رابطه‌ی هم‌جمعی، یعنی عناصر ماتریس β ، را در جدول ۴ ملاحظه می‌کنید. بنابراین رابطه‌ی تعادلی بلندمدت بین شاخص صنعت داروسازی، نرخ ارز یورو و شاخص کل بازار را می‌توان به صورت معادله‌ی ۱۱ نوشت:

$$IND = 0,206MKT - 0,261EX \quad (11)$$

از رابطه ۱۱ حتی برای پیش‌بینی مقادیر آتی شاخص صنعت داروسازی نیز می‌توان استفاده کرد. همچنین با مقایسه‌ی ضرایب این معادله بین صنایع مختلف، می‌توان تأثیرپذیری آنها را نسبت به تغییرات نرخ ارز مقایسه کرد. مراحل فوق برای بررسی شاخص‌های صنایع دیگر نیز تکرار شده‌اند که خلاصه‌ی آنها را در جدول ۵ مشاهده می‌کنید.

مطابق انتظار، گروه‌هایی که ارتباط بیشتری با محیط بین‌المللی دارند حساسیت بیشتری نسبت به نوسان قیمت یورو از خود نشان می‌دهند. با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۵ شاخص گروه فلزات بیشترین تأثیرپذیری را در میان صنایع مختلف دارد.

حضور شرکت‌هایی چون فولاد مبارکه‌ی اصفهان، فولاد خراسان، فولاد خوزستان و شرکت ملی صنایع مس که بخشی از محصولات خود را صادر می‌کنند سبب شده است تا شاخص این گروه تأثیرپذیری بیشتری نشان دهد. بعد از گروه فلزات، شاخص گروه‌های شیمیایی و معدنی وابستگی بیشتری دارند. هر دو این گروه‌ها نیز شرکت‌هایی را شامل می‌شوند که بخشی از فروش محصولات آنها به صورت صادرات محقق می‌شود. در جدول ۶ گروه‌های مختلف فعال در بازار سهام را ملاحظه می‌کنید که از نظر میزان تأثیرپذیری مرتب شده‌اند.

جدول ۴. ضرایب رابطه‌ی هم‌جمعی.

ضرایب نرمال شده هم جمعی (داخل پرانتزها، std, err)		
MKT	EX	IND
0,206575	-0,261864	1,000000
(0,04988)	(0,05861)	

جدول ۵. نتایج آزمون هم‌جمعی یوهانسن در گروه‌های مختلف.

نوع صنعت	بردار هم جمعی	ضریب تعدیل
بانکداری	$IND = 0,11EX - 0,19MKT$	-0,48
شیمیایی	$IND = 0,874EX + 0,565MKT$	-0,19
دارو	$IND = 0,261EX - 0,206MKT$	-0,2
فلزات	$IND = 0,988EX + 1,023MKT$	-2,62
شرکت مادر	$IND = -0,202EX + 0,159MKT$	+0,45
معدنی	$IND = 0,782EX - 0,099MKT$	-0,86
خودروسازی	$IND = -0,389EX + 0,423MKT$	-1,893
ماشین آلات	$IND = 0,065EX + 0,183MKT$	+0,305
نفت	$IND = 0,545EX + 0,522MKT$	-0,971

به منظور بررسی میزان تطبیق نتایج جدول ۶ با واقعیت، با رجوع به اطلاعات منتشرشده در صورت‌های مالی شرکت‌ها شاخص‌هایی تعریف شده‌اند تا از طریق آنها بتوان تا حدودی نتایج حاصل را توجیه کرد. در این ارتباط دو نسبت تعریف شده است:

الف) نسبت معاملات ارزی به کل معاملات (رابطه‌ی ۱۲):

$$(12) \quad \frac{\text{خرید خارجی} + \text{فروش خارجی}}{\text{کل فروش} + \text{کل خرید}} = \text{نسبت معاملات ارزی به کل معاملات}$$

این نسبت میزان وابستگی ارزی یک شرکت را نشان می‌دهد که برای هر گروه محاسبه می‌شود. هرچه این نسبت به ۱ نزدیک‌تر باشد نشان‌دهنده‌ی آن است که فعالیت‌های شرکت وابستگی بیشتری به ارز دارد.

ب) نسبت دیگر نسبت فروش خارجی به خرید خارجی، و به عبارت دیگر نسبت صادرات به واردات است که مقدار آن صادراتی یا وارداتی بودن شرکت را نشان می‌دهد. هرچه این نسبت به صفر نزدیک‌تر باشد بیانگر آن است که شرکت بیشتر در حوزه‌ی واردات فعالیت دارد. لازم به ذکر است که در گروه بانکداری به جای نسبت‌های فوق از نسبت درآمد حاصل از معاملات ارزی به کل درآمد استفاده شده است. در جدول ۷ مقدار عددی شاخص‌های فوق را برای گروه‌های مختلف ملاحظه می‌کنید که براساس نسبت معاملات ارزی به کل معاملات مرتب شده‌اند.

با توجه به نتایج جدول ۷ پیداست که گروه محصولات شیمیایی بیشترین وابستگی را به نرخ ارز دارد. همچنین صنایع خودرو، فلزات و داروسازی نیز نسبت به گروه‌های دیگر وابستگی بیشتری به ارز دارند. حضور صنایع فلزات و شیمیایی در بالای جدول ۷ با نتایج جدول ۶ هم‌خوانی دارد. از طرف دیگر گروه‌های بانکداری، شرکت مادر (هلدینگ) و ماشین‌آلات در هر دو جدول در رده‌های پایین قرار گرفته‌اند.

با در نظر گرفتن مقادیر مربوط به نسبت فروش خارجی به خرید خارجی انتظار داریم در گروه‌هایی که این نسبت بزرگ‌تر از ۱ است، ضریب متغیر نرخ ارز در بردار هم‌جمعی دارای علامت مثبت، و در مواردی که این نسبت کم‌تر از ۱ بوده است علامت ضریب متغیر نرخ ارز در بردار هم‌جمعی منفی باشد. در گروه‌های شرکت مادر و خودرو ضریب مذکور منفی است ولی گروه‌های نفت و دارویی ضریب مثبت‌اند. تا اینجا به بررسی روابط بلندمدت حاکم میان متغیرها پرداختیم که این کار

جدول ۶. رتبه‌بندی گروه‌های بازار سهام ایران از نظر میزان تأثیرپذیری نسبت به تغییرات نرخ ارز.

ردیف	نوع صنعت	ضریب بردار هم جمعی
۱	فلزات	4,598
۲	شیمیایی	0,874
۳	معدنی	0,782
۴	نفت	0,545
۵	خودروسازی	0,476
۶	دارو	0,261
۷	شرکت مادر	0,202
۸	ماشین آلات	0,065
۹	بانکداری	0,018

جدول ۷. مقدار «معاملات ارزی به کل معاملات» و «فروش خارجی به خرید خارجی».

صنعت	فروش خارجی	کل فروش	خرید خارجی	کل خرید	نسبت معاملات ارزی به کل معاملات	نسبت فروش خارجی به خرید خارجی
شیمیایی	۲,۴۵۵,۰۰۰	۶,۲۱۰,۰۰۰	۵۱۷,۰۰۰	۲,۸۳۲,۰۰۰	۰,۳۳	۴,۷۵
خودروسازی	۳,۶۲۳,۰۰۰	۲,۲۶۰,۰۰۰	۱۰,۷۹۷,۰۰۰	۴۵,۸۲۲,۰۰۰	۰,۳۰	۰,۳۴
فلزات	۷,۱۶۸,۰۰۰	۲۱,۳۲۰,۰۰۰	۹۸۱,۰۰۰	۶,۸۵۰,۰۰۰	۰,۲۹	۷,۳۱
دارو	۵,۷۸۸	۱,۴۶۴,۰۰۰	۷۳۵,۴۴۶	۱,۱۸۱,۰۰۰	۰,۲۸	۰,۰۱
معدنی	۶۷۵,۰۰۰	۲,۹۴۰,۰۰۰	۱۳۹,۰۰۰	۳۳۵,۰۰۰	۰,۲۵	۴,۸۶
ماشین آلات	۶۴۴,۰۰۰	۲,۴۳۴,۰۰۰	۴۳۵,۰۰۰	۱,۹۸۲,۰۰۰	۰,۲۴	۱,۴۸
شرکت مادر	۶۵,۰۰۰	۶,۸۷۷,۰۰۰	۴۹۴,۰۰۰	۵,۰۰۰,۰۰۰	۰,۰۵	۰,۱۳
نفت	۷۰۵,۰۰۰	۱۰۶,۰۵۰,۰۰۰	۸۵۳,۰۰۰	۹۷,۸۹۶,۰۰۰	۰,۰۱	۰,۸۳

* ارقام به میلیون ریال هستند.

جدول ۸. ضرایب تعدیل در خروجی نرم افزار EViews.

ردیف	نوع صنعت	ضریب تعدیل
۱	فلزات	۲,۶۲
۲	خودروسازی	۱,۸۹۳
۳	معدنی	۰,۸۶
۴	ماشین آلات	۰,۳۰۵
۵	دارو	۰,۲
۶	نفت	۰,۹۷۱
۷	شیمیایی	۰,۱۹
۸	بانکداری	۰,۰۴۸
۹	شرکت مادر	۰,۰۴۵

جدول ۹. رتبه بندی گروه های بازار سهام ایران براساس سرعت پاسخگویی به تغییرات نرخ ارز.

تنظیم آلفا		
D(IND)	-۰,۲۰۰۲۷	۰,۱۷۰۹۴۶
D(EX)	-۲,۴۹۳۲۶۰	۰,۰۱۴۸۰۵
D(MKT)	-۴,۷۴۳۱۵۷	-۱,۱۹۶۸۹۲

کوتاه مدت و بلندمدت تأثیرپذیری ناچیزی دارند. شاخص گروه محصولات شیمیایی در کوتاه مدت تأثیرپذیری اندکی را نشان می دهد، در صورتی که این تأثیر در بلندمدت از نظر آماری دارای اهمیت است. بنابراین به سرمایه گذارانی که قصد سرمایه گذاری در گروه محصولات شیمیایی را دارند توصیه می شود با دید بلندمدت اقدام به این کار کنند.

۶. نتیجه گیری

در این تحقیق به بررسی رابطه تعادلی بین نرخ ارز و شاخص صنایع مختلف فعال در بورس اوراق بهادار ایران پرداخته شد. در این ارتباط پایایی سری های زمانی مورد

از طریق تحلیل ضرایب بردار هم جمعی انجام گرفت. اما در مورد روابط کوتاه مدت ضرایب بردار هم جمعی کمکی به ما نخواهند کرد.

۴.۵. بررسی روابط کوتاه مدت با استفاده از مدل یوهانسن

مزیت دیگر مدل یوهانسون بررسی روابط کوتاه مدت متغیرها است که این کار از طریق تحلیل ضرایب تعدیل، یعنی عناصر ماتریس α ، انجام می گیرد. در این رابطه خروجی نرم افزار مطابق جدول ۸ خواهد بود.

در جدول ۸ ضریب تعدیل متغیر ind برابر $۰,۲-$ گزارش شده است که این ضریب سرعت تصحیح خطای دوره ی قبل را نشان می دهد؛ به این معنی که $۰,۲$ خطای دوره قبل در این مرحله اصلاح می شود. هرچه این عدد بزرگ تر باشد سرعت تعدیل متغیرها از حالت عدم تعادل به حالت تعادل بیشتر است و در نتیجه متغیرها در کوتاه مدت حرکات همدیگر را بهتر دنبال می کنند. مقدار تصحیح خطا از طریق رابطه ی ۱۳ به دست می آید:

$$(13) \quad \text{مقدار خطای تصحیح شده} = (IND - 0,261EX + 0,206MKT) \times 0,2$$

چنان که اشاره شد، ضرایب تعدیل که در جدول ۸ هم نشان داده شده اند بیانگر سرعت تعدیل خطای دوره ی قبل هستند. در واقع این ضرایب اطلاعاتی را در مورد روابط کوتاه مدت بین متغیرها در اختیار تحلیل گران قرار می دهند و هرچه ضرایب تعدیل بزرگ تر باشند شاخص صنعت مورد نظر در مدت زمان کوتاه تری نسبت به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می دهد.

این اطلاعات برای سرمایه گذاران کوتاه مدت از اهمیت بیشتری برخوردار است زیرا با استفاده از این ضرایب می توانند تشخیص دهند سرمایه گذاری در کدام صنعت در کوتاه مدت بازدهی یا ریسک بیشتری را در پی خواهد داشت. از این نظر صنعت فلزات بیشترین سرعت و گروه بانکداری و شرکت مادر کم ترین سرعت را به خود اختصاص داده اند. در جدول ۹ گروه های مختلف براساس سرعت تطبیق با تغییرات نرخ ارز مرتب شده اند.

از مقایسه ی جداول ۹ و ۶ به این نتیجه می رسیم که گروه های معدنی و فلزات هم در روابط کوتاه مدت و هم در روابط بلندمدت تأثیرپذیری بیشتری را نشان می دهند. همچنین می توان عنوان کرد که گروه های بانکداری و شرکت مادر در

مشخص شد که گروه‌های فلزات، شیمیایی، معدنی و نفت بیشترین تأثیرپذیری را دارند. درمورد روابط کوتاه‌مدت متغیرها نیز ضرایب تعدیل آزمون یوهانسن نشان می‌دهند که گروه‌های فلزات، خودروسازی و معدنی در کوتاه‌مدت با سرعت بیشتری نسبت به تغییرات نرخ ارز واکنش نشان می‌دهند.

نتایج به دست آمده در این تحقیق هم‌سو با نتایج تحقیقاتی است که در کشورهای درحال توسعه انجام گرفته است. در حالی که در اکثر کشورهای درحال توسعه نوسان نرخ ارز تأثیرات مهمی بر وضعیت شرکت‌ها می‌گذارد، در کشورهای توسعه‌یافته این تأثیرگذاری ضعیف‌تر است. مهم‌ترین دلایلی که برای این پدیده در مقالات مربوطه عنوان شده این است که مدیران مالی در کشورهای توسعه‌یافته با بهره‌گیری از ابزارهای مالی متنوع ریسک نرخ ارز را پوشش می‌دهند، در صورتی که این امر در کشورهای درحال توسعه به دلیل ضعف ساختار اقتصادی به‌سختی صورت می‌گیرد.

پانویس

1. cointegration
2. Dickey-Fuller test
3. capital asset Pricing model: مدلی است برای تشریح روابط بین نرخ بازده موردانتظار و ریسک مرتبط با آن. این مدل در قیمت‌گذاری اوراق بهادار ریسکی استفاده می‌شود.
4. error correction model
5. auto regressive
6. cointegration regression
7. cointegration parameter
8. cointegration vector
9. Granger causality Test
10. Johanson co-integration test
11. vector auto regressive
12. augmented dickey-fuller test (ADF)
13. Akaike

منابع

1. Adler, M. and Bernard, D. "The exposure of long-term foreign currency bonds", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, **15**, pp. 973-995 (1980).
2. Dumas, B. "The theory of the trading firm revisited", *Journal of Finance*, **33**, pp. 1019-1030 (1978).
3. Hodder, J. "Exposure to exchange rate movements", *Journal of International Economics*, **29**, pp. 217-236 (1982).
4. Chen, J.; Naylor, M. and Lu, X. "Some insights into the foreign exchange pricing puzzle: Evidence from a small open economy", *Pacific-Basin Finance Journal*, **12**, pp. 41-64 (2004).
5. Jorion, P. "The exchange-rate exposure of US multinationals", *Journal of Business*, **63**, pp. 331-345 (1990).
6. Bodnar, G. and Wong, F. "Estimating exchange rate exposures: Issues in model structure", *Financial Management*, **32**, pp. 35-67 (2003).

مطالعه از طریق آزمون دیکی-فولر مورد آزمون قرار گرفت که نتیجه‌ی حاصله نشان‌گر عدم پایایی این متغیرهاست. بنابراین استفاده از روش‌های سنتی، نظیر رگرسیون، منجر به نتایج کم‌اعتبار می‌شود. در میان روش‌های بررسی متغیرهای ناپایا، در این نوشتار از دو روش آزمون علیت گرینجر و مدل یوهانسن استفاده شده است. با استفاده از آزمون گرینجر روابط علت و معلولی متغیرها مورد آزمون قرار گرفته است که نتایج آزمون در تمامی گروه‌ها نرخ ارز را به‌عنوان یک علت با اهمیت برای تغییرات قیمت سهام معرفی می‌کنند. با توجه به این که در آزمون گرینجر تأثیر عوامل دیگر را نمی‌توان در نظر گرفت، رابطه‌ی بین نرخ ارز یورو و شاخص گروه‌های منتخب بازار سهام را با اضافه‌کردن متغیر کنترلی شاخص کل بازار از طریق مدل یوهانسن مورد بررسی قرار داده‌ام. براساس نتیجه‌ی حاصل از این تحلیل، در تمامی گروه‌های مورد مطالعه وجود یک بردار هم‌جمعی به اثبات رسید. در این میان با توجه به ضرایب متغیرها در بردار هم‌جمعی که شدت و ضعف رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهد،

7. Granger, C.; Huang, B.N. and Yang, C.W. "A bivariate causality between stock prices and exchangerates: Evidence from recent Asian flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **40**, pp. 337-354 (2000).
8. Lee, C.F. and Nieh, C.C. "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **41**, pp. 477-490 (2001).
9. Kolari, J.W. and Moorman, T.C. "Foreign exchange risk and the cross-section of stock returns", *Journal of International Money and Finance*, pp.1-24, (2007).
10. DeSantis, G. and Bruno G. "How big is the premium for currency risk?", *Journal of Financial Economics*, **49**(3), pp. 375-412 (1998).
11. Fama E.F. and French K.R. "Common risk factors in the returns on stock and bonds", *Journal of Financial Economics*, **33** (1993).
12. Salomonsson, L. and Vilhelmsson, F., *Exchange Rate Exposure in Swedish Firms*, Master's thesis, Department of Economics, Lund University, Sweden (2005).
13. Di Iorio, A. and Faff, R., *Foreign Exchange Exposure and Pricing in the Australian Equities Market: A Fama and French Framework*, School of Economics and Finance, RMIT University, Melbourne, Victoria, Australia (2001).
14. Dickey, D.A. and Fuller, W.A. "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, **74**, pp. 427-431 (1979).
15. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. "Co-integration and error-correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, **55**, pp. 251-276 (1987).
16. Engle, R.F. and Granger, C.W.J. *Long-Run Economic Relationships, Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford (1991).
17. Johansen, S. "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, pp. 231-254 (1988).
18. Johansen, S., *Likelihood Based Inference on Cointegration, Theory and Applications*, Lecture notes from Bagni di Lucca, Italy, p. 121 (1989).

19. Nieh, C.C. and Lee, C.F. "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **41**, pp. 477-490 (2001).
20. Yau, H. and Nieh, C. "Interrelationships among stock prices of Taiwan and Japan and NTD/Yen exchange rate", *Journal of Asian Economics*, **17**, pp. 535-552 (2006).
۲۱. محرابیان، آزاده «اثر تغییرات نرخ ارز بر صادرات و واردات ایران» (۱۳۸۰).
۲۲. غفاری، نازیلا «بررسی اثرات و رابطه تعادلی بلندمدت نرخ ارز و تورم بر شاخص‌های مالی و صنعت در بازار بورس اوراق بهادار تهران»، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه الزهرا (س) (۱۳۸۴).
۲۳. جوادیان، عاطفه «بررسی رابطه علی بین شاخص کل قیمت سهام در بورس اوراق بهادار و نرخ ارز رسمی در بازار آزاد تهران»، پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد، تهران، دانشگاه الزهرا (س) (۱۳۸۵).
24. Granger, C.W.J. "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, **37**(3), pp. 424-438 (1969).
25. Johansen, S. and Juselius, K. "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, pp. 169-210 (1990).
26. Akaike, H. "A new look at the statistical model identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, **19**(6), pp. 716-723 (1974).

