

بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: با استفاده از رویکرد ARDL

حامد طاهری*، میلاد صارم صفاری**

چکیده

بورس اوراق بهادار به عنوان یکی از اصلی‌ترین ارکان بازار سرمایه در کشور قادر است ضمن تجهیز و سرازیر کردن پس‌اندازهای راکد در کشور و سوق دادن آنها به سوی تولید، حرکت به سوی رشد و توسعه اقتصادی را سرعت بخشد. در این پژوهش، با توجه به اهمیت این بازار در اقتصاد کشور، به بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران با متغیر نرخ ارز می‌پردازیم. این مطالعه با استفاده از داده‌های ماهانه در دوره ۱۳۸۱-۱۳۸۷ و به کمک روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) صورت گرفته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که شاخص قیمت بازار بورس اوراق بهادار با نرخ ارز واقعی رابطه مثبت دارد. همچنین، نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا حاکی از آن است که در هر سال حدود ۴۶ درصد عدم تعادل‌ها به سمت تعادل بلندمدت تعدیل می‌شوند.

واژگان کلیدی: نرخ ارز، شاخص قیمت مصرف کننده، شاخص قیمت بازار بورس، رویکرد ARDL.

طبقه‌بندی JEL: E58، F31، G10، E44، E31.

ha.taheri@cbi.ir

* کارشناس ارشد اقتصاد، محقق اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا.

safari.milad61@gmail.com

** کارشناس ارشد اقتصاد، محقق اداره حساب‌های اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا.

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۱/۰۱/۳۰

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۰۶/۲۶

۱. مقدمه

از ویژگی‌های حرکت متداول به سوی توسعه اقتصادی پایدار به دست آوردن منابع مالی لازم برای مجموعه فعالیت‌های اقتصادی با تجهیز منابع پس‌اندازی موجود در اقتصاد ملی است. در دهه‌های اخیر گسترش بازارهای سرمایه در کشورهای در حال توسعه، رشد اقتصادی مطلوبی را به همراه داشته است. کشورهای توسعه‌یافته بخش زیادی از سیر توسعه‌ای خود را مرهون بازارهای مالی و به ویژه بورس اوراق بهادار می‌دانند.^۱

بورس اوراق بهادار یکی از مهم‌ترین بازارهای مالی است که به نوعی نشانگر اقتصاد هر کشور به شمار می‌رود. رکود و رونق بورس اوراق بهادار نه تنها اقتصاد ملی بلکه اقتصاد منطقه و جهانی را نیز تحت تأثیر خود قرار می‌دهد. بازار بورس اوراق بهادار از سویی محل جمع‌آوری پس‌اندازها و نقدینگی بخش خصوصی به منظور تأمین مالی پروژه‌های سرمایه‌گذاری است و از سوی دیگر، مرجع رسمی و مطمئنی است که دارندگان پس‌اندازهای راکد می‌توانند محل نسبتاً مناسب و ایمن سرمایه‌گذاری را جستجو و وجوه خود را برای سرمایه‌گذاری در شرکت‌ها به کار گیرند. بدیهی است رونق و رکود بورس می‌تواند ناشی از عوامل متعددی در اقتصاد باشد. چنانچه این بازار رابطه منطقی با بخش‌های دیگر نداشته باشد، معضلات و کاستی‌هایی در عملکرد آنها پیش خواهد آمد.

بازار اوراق بهادار و بازار ارز همواره به عنوان بخش‌های حساس بازار مالی هستند. این دو بازار به سرعت از نوسانات و دوره‌های تجاری در اقتصاد تأثیر پذیرفته و تغییرات اقتصادی را به سرعت منعکس می‌نمایند. در عین حال، آشفتگی در یک یا هر دو بازار به ایجاد نگرانی در میان سیاست‌گذاران بازارها می‌انجامد. تعاملات پویا بین این دو بازار، پژوهشگران، سیاست‌گذاران و نیز تحلیل‌گران را در انجام تحلیل‌های دقیق و مشروح تشویق نموده است. گر چه اتفاق نظر تئوریک در مورد تعامل بین قیمت‌های سهام و نرخ‌های تبادلی ارز وجود ندارد، باید توجه داشت که متغیرهای بینابینی چون ثروت، تقاضا برای پول و نرخ‌های بهره نقش عظیمی در ایجاد پیوند بین آنها را ایفا می‌نماید.^۲

1. Nieha & Leeb.(2001).

2. Saleh.(2008).

در بورس‌های معتبر دنیا شاخص‌های متعددی برای بررسی، تجزیه و تحلیل عملکرد این بورس‌ها مورد محاسبه قرار می‌گیرد. نخستین شاخص مورد استفاده در بورس سهام، شاخص قیمتی سهام است که خود به چندین روش محاسبه می‌شود. شاخص قیمتی سهام همواره تحت تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی نظیر نرخ تورم و نرخ ارز در دوره‌های مختلف قرار داشته است و رکود و رونق اقتصادی بورس اوراق بهادار را به شدت تحت تأثیر قرار خواهد داد. در این پژوهش، با توجه به اهمیت موضوع مطرح شده، تلاش می‌کنیم تا با استفاده از داده‌های مربوط به نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار در سال‌های گذشته به تصریح رابطه این دو متغیر در ایران بپردازیم. با توجه به وابستگی شرکت‌های فعال در بورس به واردات، انتظار می‌رود با افزایش نرخ ارز، این شرکت‌ها توان رقابتی خود را از دست داده و بنابراین، با کاهش ارزش واقعی اوراق بهادار مواجه باشند. از این رو فرضیه این پژوهش بر این اساس قرار دارد که بین نرخ ارز و شاخص قیمت بازار بورس در ایران رابطه منفی وجود دارد.

۲. پیشینه پژوهش

از دیرباز رابطه میان نرخ ارز و شاخص قیمت سهام از جمله مباحث جدال برانگیز میان پژوهشگران بوده است. از این رو پژوهش در این خصوص از پیشینه به نسبت قابل توجهی برخوردار است. نتایج پژوهش‌ها نشان می‌دهد رابطه میان نرخ ارز و شاخص قیمت سهام متفاوت است. در برخی از کشورها، این دو متغیر رابطه مثبت و در برخی دیگر رابطه منفی دارند و البته در تعداد دیگری، رابطه معنادار در این بین وجود ندارد. لذا می‌توان به این نتیجه دست یافت که هنوز اجماع نظری در مورد این رابطه میان پژوهشگران مختلف وجود ندارد.^۱

کریم‌زاده (۱۳۸۵) در مطالعه‌ای به تبیین رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام تهران با متغیرهای کلان پولی با استفاده از نظریه پرتفولیو و نظریه اساسی فیشر پرداخته است. داده‌های مورد استفاده وی، مربوط به دوره ۱۳۶۹:۱-۱۳۸۵:۱۲ است. در این پژوهش به منظور برآورد مدل از روش

۱. عزیزی، (۱۳۸۳).

خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی^۱ (ARDL) استفاده شده است. تبیین میزان و چگونگی اثرگذاری بلندمدت متغیرهای پولی مهم‌ترین هدف این پژوهش است. نتیجه برآورد مدل نشان می‌دهد که یک بردار همجمعی بین شاخص قیمت سهام بورس و متغیرهای کلان پولی وجود دارد. رابطه بلندمدت برآورد شده تأثیر بلندمدت و معنادار نقدینگی و تأثیر منفی و معنی دار نرخ ارز حقیقی و نرخ سود واقعی بانکی بر شاخص قیمت سهام بورس را نشان می‌دهد.

عباسیان و دیگران (۱۳۸۷) در مطالعه دیگری به بررسی رابطه بین متغیرهایی همچون نرخ ارز، تراز تجاری، تورم، نقدینگی و نرخ بهره با شاخص قیمت بورس تهران می‌پردازند. آنها از روش‌های همجمعی و مدل‌های تصحیح خطا و توابع واکنش تکانه و تجزیه واریانس استفاده کرده‌اند. نتایج مطالعه آنها نشان می‌دهد که یک رابطه تعادلی بلندمدت بین شاخص کل بورس و متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد. همچنین، نتایج تجزیه واریانس نشان می‌دهد که درصد زیادی از تغییرات شاخص کل سهام توسط خود متغیر و بخش اندکی از تغییرات توسط متغیرهای کلان اقتصادی توضیح داده می‌شود. در این پژوهش، رابطه بین شاخص قیمت بورس متغیرهای نرخ ارز و تراز تجاری به‌طور مستقیم و با متغیرهای دیگری همچون حجم نقدینگی، نرخ بهره و نرخ تورم معکوس است. به نظر می‌رسد افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت به دلیل خروج سرمایه‌گذاری از بازار سرمایه به بازار پول باعث کاهش شاخص بورس اوراق بهادار می‌شود؛ اما در بلندمدت اثر مثبت بر بازار سرمایه دارد.

حیدری (۱۳۸۰) در مطالعه‌ای با عنوان بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام در بازار بورس سهام تهران، عوامل اقتصادی اثرگذار بر شاخص بورس را بررسی کرده است. نتایج این مطالعه که برای یک دوره پنج ساله و به‌طور ماهانه صورت گرفته است، حاکی از وجود رابطه علیت گرنجری دوسویه بین شاخص سهام، نرخ ارز، شاخص قیمت اتومبیل و شاخص قیمت مسکن است.

نجاززاده و دیگران (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به ارزیابی اثر نرخ ارز و تورم بر شاخص قیمت سهام در ایران می‌پردازند. تجزیه و تحلیل مدل در این مطالعه با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری و توابع واکنش تکانه و همچنین تجزیه واریانس صورت گرفته است. دوره مورد بررسی در این مطالعه

1. Auto Regressive Distributed Lag

مربوط به فروردین ۱۳۸۲ تا اسفند ۱۳۸۵ به طور ماهانه است. نتایج به دست آمده از این مطالعه نشان می‌دهد که تأثیر نوسانات نرخ ارز و تغییرات قیمت در کوتاه مدت و میان مدت باعث افزایش قیمت سهام و در بلندمدت باعث کاهش قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران می‌شود.

ابراهیم^۱ (۲۰۰۳) به بررسی تأثیر شاخص‌های کلان اقتصادی بر روی شاخص سهام برای دوره ژانویه ۱۹۷۷ تا آگوست ۱۹۹۸ پرداخته است. وی با بهره‌گیری از یک الگوی خودهمبسته برداری سعی در بیان ارتباط میان قیمت سهام مالزی و متغیرهای کلان اقتصادی و بازارهای سهام بین‌المللی (قیمت‌های سهام آمریکا و ژاپن) داشته است. نتایج وی نشان می‌دهد که میان قیمت سهام مالزی و متغیرهای کلان اقتصادی (عرضه پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده، تولید واقعی و نرخ ارز) و شاخص‌های قیمت سهام بازارهای آمریکا و ژاپن روابط همجمعی وجود دارد. بدین ترتیب که در تحلیل روابط بین شاخص قیمت سهام و متغیرهای عرضه پول شاخص قیمت مصرف‌کننده و تولیدات صنعتی رابطه مثبت و در مورد نرخ ارز ارتباط منفی برقرار بوده است.

بوگری^۲ (۲۰۰۳) ارتباطات میان متغیرهای کلان اقتصادی و بازدهی سهام را در دوره ژانویه ۱۹۸۶ تا آگوست ۲۰۰۱ برای بازارهای در حال گسترش مورد مطالعه قرار داده است. به طور مشخص تر این مطالعه به دنبال یافتن پاسخ این پرسش است که آیا متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ ارز، نرخ بهره، تولید صنعتی و عرضه پول می‌تواند روی بازدهی انتظاری سهام اثر معناداری داشته باشد؟ بوگری با استفاده از یک مدل خودهمبسته برداری نشان می‌دهد که علاوه بر متغیرهای کلان اقتصادی رفتار بازارهای سرمایه هم می‌تواند بر یکدیگر تأثیر داشته باشد. لذا این یافته به سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران خاطر نشان می‌کند که در تحلیل بازار سهام توجه ویژه‌ای بر رفتار بازارهای دیگر سرمایه داشته باشند.

والتی^۳ (۲۰۰۵) تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر روی بازدهی بازار سهام برای ۵۰ کشور صنعتی در دوره ۱۹۷۳ - ۱۹۹۷ را بررسی نموده است. یافته‌های وی نشان می‌دهد که تجارت، ادغام مالی، ساختار اقتصادی کشورها، عدم تقارن اطلاعات و سیاست‌های ارزی کشورها عواملی هستند که

1. Ibrahim

2. Bugri

3. Walti

می‌توانند رفتار بازار سهام کشورها را تحت تأثیر خود قرار دهند. لذا چنین عواملی می‌تواند یک جریان و حرکت همزمانی را بین بازارهای سرمایه کشورهای مختلف ایجاد نماید.

۳. چارچوب نظری

بر اساس فرضیه برابری قدرت خرید (PPP) 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 تورم است. بنابراین، تغییرات نرخ تورم بر اساس نظریه برابری قدرت خرید موجب تغییرات نرخ ارز خواهد شد. تغییرات نرخ ارز و قدرت خرید پول‌ها در مقایسه با یکدیگر، اهمیت و شدت تأثیرگذاری نرخ ارز در اوضاع اقتصادی هر جامعه را روشن می‌سازد. از سوی دیگر، بازارهای پولی بین‌المللی نیز برای مقابله با این ریسک، سیاست‌هایی را به کار می‌بندند. همان طور که می‌دانیم، براساس فرضیه PPP تغییرات نرخ ارز بر قیمت تمام‌شده کالاها و سرمایه‌گذاری شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس 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 قیمت‌ها خواهد بود. از سوی دیگر، بر اساس مدل فاما^۱ (۱۹۸۴) چون تغییرات لگاریتم نرخ ارز با تفاوت تغییر در لگاریتم شاخص قیمت خارجی و داخلی برابر است، لذا اگر نرخ ارز نوسان داشته باشد، باید نسبت شاخص خارجی به شاخص داخلی نیز دچار مشکل شود.^۲

همچنین، از آنجا که ارز همانند پول نقد، سپرده بانکی و سهام، در سبد دارایی سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرد، تأثیرات نرخ ارز بر شاخص قیمت سهام را می‌توان در چارچوب نظریه نگهداری دارایی در سبد سرمایه‌گذاری یا همان نظریه پورتفولیو بررسی کرد.^۳ تغییرات هر کدام از دارایی‌های موجود در سبد دارایی‌ها نظیر پول نقد، سهام، سپرده بانکی و نرخ ارز، تقاضا برای سهام را در این بازار تحت تأثیر قرار داده و به دنبال آن باعث تغییر قیمت سهام می‌شود. از آنجا که نرخ ارز از جمله دارایی‌های

1. Fama

2. Poitras.(2004).

3. Nieha & Leeb.(2001).

نامطمئن و ریسکی محسوب می‌شود، تغییرات این متغیر را در چارچوب مدل مارکوویتز^۱ (۱۹۵۹) می‌توان بررسی کرد.

تا دهه ۱۹۵۰ ریسک به عنوان یک عامل کیفی محسوب می‌شد، تا اینکه با تلاش‌های مارکوویتز ریسک کمیت‌پذیر شد و انحراف معیار جریان‌های نقدی طرح‌های سرمایه‌گذاری در شرایط مختلف به عنوان کمیت سنجش ریسک معرفی و نظریه مارکوویتز منشأ پیدایش نظریه سبد دارایی‌ها شد. وی فرض کرد که سرمایه‌گذاران 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 سرمایه‌گذاران، دارای سبدهای از مجموعه اوراق بهادار هستند و می‌توان گفت افراد بر مبنای بازده مورد انتظار (میانگین بازده) و انحراف معیار (جذر واریانس) سرمایه‌گذاری‌های مختلف را مقایسه و از بین آنها انتخاب می‌کنند. اگر سرمایه‌گذاران ریسک‌گریز بوده و دو سبد دارایی وجود داشته باشد که از تمام جنبه‌ها به غیر از انحراف معیار با هم برابر باشند، آن سرمایه‌گذاری انتخاب می‌شود که انحراف کمتری دارد.

حال، با توجه به اینکه نرخ ارز یکی از اجزای همراه با ریسک سبد دارایی است، بر اساس مدل مارکوویتز تغییرات ریسک این دارایی می‌تواند بر تقاضای آن تأثیر گذاشته، در نتیجه، باعث تغییر قیمت سهام شود؛ زیرا با توجه به صادرات و واردات محور بودن شرکت‌ها میزان وابستگی آنها به نرخ ارز، افزایش و کاهش نرخ ارز می‌تواند تأثیرات متفاوتی بر منابع پذیرفته شده در بورس و شرکت‌ها بگذارد. با پایین آمدن نرخ ارز بهای تمام‌شده محصولات کاهش می‌یابد، در نتیجه، حاشیه سود و سود هر سهم افزایش خواهد یافت و به دنبال آن قیمت سهام شرکت نیز بالا خواهد رفت. با افزایش قیمت سهام شرکت‌ها، کل قیمت سهام نیز دستخوش تغییر می‌شود.^۲

۴. ساختار الگو

در این مطالعه با بهره‌گیری از یک الگوی مناسب و به کارگیری داده‌های سری زمانی ماهانه شاخص

1. Markowitz

2. Imran & et al.(2010).

قیمت سهام، شاخص قیمت مصرف‌کننده و نرخ ارز واقعی به بررسی ارتباط بین نرخ ارز واقعی و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار می‌پردازیم.

به منظور بررسی رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت سهام از الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی (ARDL) استفاده می‌کنیم. پسران و شین^۱ (۱۹۹۹) ثابت می‌کنند که اگر بردار همگرایی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات براساس یک رابطه خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی (ARDL) که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشند، بدست آید، علاوه بر اینکه برآوردگر حداقل توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. استفاده از این الگو دارای چند مزیت است. اول اینکه لازم نیست همه متغیرها از درجه جمعی یکسانی برخوردار باشند. همچنین، افزون بر برآورد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت، الگوی تصحیح خطا را نیز به منظور بررسی چگونگی تعدیل عدم تعادل کوتاه‌مدت به تعادل بلندمدت ارائه می‌کند. این رویکرد امکان بررسی مسأله هم‌جمعی را هنگامی که داده‌های سری زمانی پایا نیستند، فراهم می‌آورد.

شکل کلی یک الگوی ARDL به صورت زیر است:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{h=1}^{p-1} \eta_h y_{t-h} + \sum_{h=1}^{p-1} \lambda_h x_{t-h} + u_t \quad (1)$$

که در آن، y_t متغیر وابسته، x_t بردار متغیرهای مستقل و u_t یک اخلاص سفید است. بر مبنای رویکرد پسران و شین الگوی تصحیح خطا^۲ (ECM) برای مدل بالا به صورت زیر است:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \omega_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \omega_i x_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

که در آن k تعداد رگرورها یا تعداد عناصر بردار x_t است. در الگوی بالا $x_{i,t}$ متغیرهای برونزا هستند. چنانچه ضرایب $x_{i,t-1}$ و y_{t-1} معنادار باشند، هم‌جمعی یا وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو پذیرفته می‌شود. لذا فرضیه آزمون هم‌جمعی به صورت زیر است:

$$H_0 = \omega_0 = 0 \quad i = 0, 1, \dots, k$$

1. Pesaran & Shin.(1999).

2. Error Correction Model.(ECM).

برای برآورد الگوی ARDL، ابتدا تعداد وقفه‌های بهینه با استفاده از معیارهای مناسب مانند معیار شواتز بیزین (SBC) را تعیین و سپس ضرایب الگو را برآورده می‌کنیم.^۱

با توجه به موارد یاد شده می‌توان الگوی مورد مطالعه را در قالب شکل ARDL به صورت زیر نوشت:

$$LTSMI_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \alpha_j LTSMI_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{1j} LCPI_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} LRER_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

به طوری که LTSMI لگاریتم شاخص قیمت بورس اوراق بهادار، LCPI لگاریتم نرخ شاخص قیمت‌های مصرف‌کننده و LRER لگاریتم نرخ ارز واقعی است.

۵. نتایج تجربی

پیش از برآورد مدل به بررسی پایایی متغیرهای مدل می‌پردازیم. برای این منظور از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)^۲ مورد نظر ضروری است که از پایا بودن متغیرها اطمینان حاصل شود. در اینجا آزمون ریشه واحد بر روی سطح متغیرها در دو حالت با عرض از مبدأ و با عرض از مبدأ و روند صورت گرفته است و نتایج این آزمون را در جدول ۱ آورده‌ایم.

جدول ۱. نتایج آزمون پایایی متغیرها در سطح

نتیجه آزمون	ADF جدول	ADF محاسباتی	متغیر	عوامل جبری
ناپایا	-۲/۸۹۷۲۲۳ -۳/۴۶۶۲۴۸	-۲/۴۴۶۰۵۲ -۱/۶۴۱۷۶۸	لگاریتم شاخص قیمت بورس LTSMI	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند
ناپایا	-۲/۸۹۷۲۲۳ -۳/۴۶۴۸۶۵	-۰/۰۸۰۳۲۸ -۱/۶۱۴۱۲۰	لگاریتم نرخ ارز واقعی LRER	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند
ناپایا	-۲/۸۹۷۲۲۳ -۳/۴۶۵۵۴۸	۰/۷۵۸۲۷۰ -۱/۳۵۳۲۶۱	لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده LCPI	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

در مرحله بعد، پایایی تفاضل مرتبه اول متغیرها را مورد بررسی قرار می‌دهیم. نتایج این آزمون را در جدول ۲ آورده‌ایم.

۱. پیرایی و شمسوار، (۱۳۸۸)

جدول ۲. آزمون پایایی متغیرهای ناپایا در تفاضل مرتبه اول

نتیجه آزمون	ADF جدول	ADF محاسباتی	متغیر	عوامل جبری
I(1)	-۲/۸۹۷۶۷۸ -۳/۴۶۶۲۴۸	-۴/۷۹۷۵۶۸ -۵/۵۲۰۵۰۶	لگاریتم شاخص قیمت بورس LTSMI	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند
I(1)	-۲/۸۹۷۲۲۳ -۳/۴۶۵۵۴۸	-۱۱/۴۴۲۲۱۱ -۱۱/۴۳۹۰۲۵	لگاریتم نرخ ارز واقعی LRER	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند
I(1)	-۲/۸۹۷۲۲۳ -۳/۴۶۵۵۴۸	-۶/۴۲۷۳۹۸ -۶/۴۹۳۹۳۹	لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده LCPI	عرض از مبدأ عرض از مبدأ و روند

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به یافته‌های آزمون ریشه واحد می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای مورد استفاده در پژوهش شامل لگاریتم شاخص بورس اوراق بهادار تهران LTSMI، لگاریتم شاخص قیمت مصرف کننده LCPI و همچنین، متغیر لگاریتم نرخ ارز واقعی LRER در سطح پایا نبوده و همگی جمعی از درجه یک یا I(1) است.

۵. ۱. برآورد رابطه بلندمدت شاخص قیمت بازار بورس تهران با نرخ ارز

با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مدل مورد نظر را برآورد می‌کنیم. پیش از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو لازم است که آزمون وجود همگرایی بلندمدت در بین متغیرهای موجود صورت گیرد؛ زیرا لازمه آنکه الگوی پویای خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی (ARDL)، به سمت تعادل بلندمدت همگرایی داشته باشد، آن است که مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کوچکتر از یک باشد ($\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i < 1$). بنابراین، برای آزمون وجود همگرایی بلندمدت در الگوی خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی، لازم است آزمون فرضیه‌های زیر صورت گیرد:

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

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

مقدار آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p SE \hat{\phi}_i} \quad (4)$$

$SE \hat{\phi}_i$: انحراف معیار ضریب متغیر i ام است.

پس از محاسبه آماره بالا، باید آن را با کمیت بحرانی بنرجی، دولادو و مستر^۱ (۱۹۹۲) مقایسه نمود. چنانچه مقدار آماره t به دست آمده بزرگتر از مقدار بحرانی باشد، در این صورت فرضیه H_0 ، یعنی نبود همگرایی رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو تأیید می‌شود. بنابراین، با رد فرضیه H_0 می‌توان به بررسی رابطه تعادلی بلندمدت در بین متغیرهای الگو پرداخت که این خود زمینه استفاده از الگوی تصحیح خطا ECM را که در آن نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها به مقادیر تعادلی بلندمدت ارتباط داده می‌شود، فراهم می‌نماید.

کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون بالا به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = 0.87106 - 1 / 0.01912 = -6.74$$

از آن جا که کمیت بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) در سطح اطمینان ۹۵ درصد برابر با $-3/98$ است، لذا فرض H_0 رد می‌شود. بنابراین، نتیجه می‌گیریم که یک رابطه تعادلی بلندمدت میان متغیرهای الگو وجود دارد.

نرم‌افزار مایکروفیت^۲ و بر اساس معیار شوارتز-بیزین مدل $ARDL(1,0,0)$ را برای وقفه ۱ به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب می‌کند که این مدل را در جدول ۳، ارائه کرده‌ایم.

جدول ۳. ضرایب بلندمدت الگوی شاخص قیمت بازار بورس (معیار شوارتز-بیزین)

متغیر	ضرایب	آماره t
نرخ ارز واقعی LRER	۱/۵۶۳۶	۲/۱۵۷۰
شاخص قیمت مصرف‌کننده LCPI	-۱/۹۶۸۵	-۱/۴۷۷۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

1. Banerjee, Dolado & Mester.(1992).

2. Microfit 4.0

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، ضریب برآوردشده متغیر لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده از نظر آماری معنادارند. همچنین لگاریتم نرخ ارز حقیقی دارای اثر مثبت بر شاخص قیمت بازار بورس است. این نتیجه نشان می‌دهد که افزایش نرخ ارز حقیقی در بلندمدت به دلیل افزایش سوددهی صنایع صادرکننده، باعث رونق بازار بورس می‌شود. نتایج فوق مؤید نتایج بدست آمده از مطالعه عباسیان و دیگران (۱۳۸۷) و همچنین پژوهش پیرایی و شهسوار (۱۳۸۸) است.

۵. ۲. برآورد الگوی تصحیح خطای شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

با استفاده از رابطه تعادلی بلندمدت می‌توان به برآورد روابط کوتاه‌مدت - که از آن الگوهای تصحیح خطا تعبیر می‌شود - پرداخت. با استفاده از این الگوها می‌توان به نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها و ارتباط آنها به مقادیر تعادلی بلندمدت دست یافت.

ضرایب برآوردی الگوی تصحیح خطا بیانگر ارتباط شاخص قیمت بورس با متغیرهای توضیحی در کوتاه‌مدت است.

جدول ۴. ضرایب برآوردی الگوی تصحیح خطای شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران

متغیر	ضرایب	آماره t
$\Delta LRER$	۰/۰۴۵۲	۳/۴۹۷۷
$\Delta LCPI$	-۰/۰۲۸۰	-۱/۲۴۴۶
$ECM(-1)$	-۰/۰۳۸۹	-۲/۰۳۴۵
R-Sq.=۰/۸۶۸۵ R bar-Sq.= ۰/۸۴۷۷ F-Stat: ۸/۱۰۹۴ SBC: ۱۲۹/۵۵۲۱		

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ملاحظه می‌شود، ضریب تصحیح خطا کوچکتر از یک و از نظر آماری معنادار است. منفی بودن این ضریب نشان می‌دهد که عدم تعادل‌ها در بلندمدت به سمت تعادل حرکت می‌کنند. این ضریب نشان می‌دهد در هر دوره ۳ درصد از عدم تعادل‌های شاخص قیمت بازار بورس برطرف می‌شود و با توجه به اینکه دوره پژوهش ماهانه است، نتیجه می‌گیریم که هر سال حدود ۳۶ درصد عدم تعادل‌های شاخص قیمت بازار بورس برطرف می‌شود. با توجه به معنادار شدن ضریب لگاریتم نرخ ارز در کوتاه‌مدت می‌توان بیان داشت که در کوتاه‌مدت نیز این متغیر مستقل، شاخص قیمت بازار بورس را

تحت تأثیر قرار می‌دهند. لازم به ذکر است که ضریب متغیر لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده در کوتاه‌مدت نیز در سطح ۹۵ درصد معنادار نشده است.

۶. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهادها

نتایج برآورد مدل نشان می‌دهد که در ایران رابطه‌ای مثبت بین شاخص قیمت بازار بورس و نرخ ارز حقیقی وجود دارد. ضریب به‌دست آمده در مدل مورد بررسی ۱/۵ است که با انتظارات نظری سازگار است. در تحلیل رابطه مستقیم نرخ ارز حقیقی و شاخص قیمت بازار بورس می‌توان گفت که شرکت‌های حاضر در بورس باعث افزایش نرخ ارز، توان رقابتی بهتری در صادرات یافته و در نتیجه با افزایش درآمدهای ناشی از صادرات کالاها و خدمات، در وضعیت بهتری قرار می‌گیرند. در این حالت با افزایش نرخ حقیقی ارز و بهبود وضعیت درآمدی، تقاضا برای سهام شرکت‌ها افزایش می‌یابد و در نتیجه شاخص کل بورس اوراق بهادار با افزایش مواجه می‌شود.

با توجه به اثرگذاری مستقیم نرخ ارز حقیقی بر شاخص کل بازار بورس - که از آن به دماسنج اقتصاد تعبیر می‌شود - ضرورت توجه به سیاست‌گذاری صحیح بانک مرکزی در حوزه نرخ ارز، دوچندان می‌شود. پیشنهاد می‌شود برای بهبود وضعیت بورس و افزایش اقبال عمومی به سرمایه‌گذاری در بورس اوراق بهادار، که توانایی بالایی در جذب نقدینگی سرگردان در اقتصاد دارد، بسته‌های سیاستی حمایتی از سوی بانک مرکزی تبیین شود تا شرکت‌های بورسی بتوانند توان صادراتی خود را افزایش داده و جایگاه خود را در بازارهای داخلی و خارجی بهبود بخشند.

از سوی دیگر با توجه به اینکه یکی از وظایف دست اندرکاران بازار بورس اوراق بهادار تعیین قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس می‌باشد و این قیمت باید نشان دهنده تمام عوامل مؤثر بر بورس باشد، بنابراین باید کلیه عوامل اقتصادی از جمله نوسانات ارزی و قیمتی در قیمت‌گذاری سهام منظور شود. لذا پیشنهاد می‌شود در قیمت‌گذاری سهام شرکت‌ها، نوسانات نرخ ارز و قیمت‌ها لحاظ شود. سرمایه‌گذاران فعال در بورس اوراق بهادار و همچنین سرمایه‌گذاران جدید می‌بایست به تأثیرات کوتاه‌مدت و بلندمدت تغییرات قیمتی و ارزی بر شاخص قیمت سهام واقف باشند و تغییرات یکباره شاخص قیمت را ملاک ارزیابی سودآوری و انتخاب سهام جدید قرار ندهند.

همچنین با توجه به نتایج پژوهش، پیشنهاد می‌شود دستگاه‌های سیاست‌گذار اقتصادی، در راستای تحقق افزایش سرمایه‌گذاری خصوصی و به تبع آن رشد و توسعه اقتصادی، به ایجاد نظام تصمیم‌گیری باثبات در حوزه بازار سرمایه و پول مبادرت ورزند و با مدیریت صحیح و به موقع شوک‌های ارزی و تورمی، به خوبی منافع سرمایه‌گذاران و زمینه حمایت از آنها را فراهم نمایند.

منابع

- ۱- اسلاملوئیان، کریم و زارع، هاشم. (۱۳۸۵). تأثیر متغیرهای کلان و دارای جایگزین بر قیمت سهام در ایران: یک الگوی خودهمبسته با وقفه‌های توزیعی. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۲۹.
- ۲- حیدری، محمد علی. (۱۳۸۰). بررسی عوامل اقتصادی مؤثر بر شاخص قیمت سهام در بازار بورس سهام تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد اقتصاد. دانشگاه اصفهان.
- ۳- پیرایی، خسرو و شهسوار، محمدرضا. (۱۳۸۸). تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۱.
- ۴- تقوی، مهدی و بیابانی، شاعر. (۱۳۷۶). اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقدی آتی بر ارزش سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۱۳.
- ۵- ربیع زاده، محمد. (۱۳۸۵). ارز و تورم. فصلنامه بانک صادرات، شماره ۳۷.
- ۶- رحمانی، تیمور. (۱۳۸۲). اقتصاد کلان. انتشارات برادران. چاپ چهارم. جلد دوم.
- ۷- رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۹). نظام ارزی مطلوب و رفتار نرخ واقعی ارز در مدل‌های مالیه بین‌الملل. مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی. چاپ اول.
- ۸- شجری، هوشنگ و نصرالهی، خدیجه. (۱۳۸۱). نظریه برابری قدرت خرید و ساختار بازار ارز در ایران. پژوهش‌های اقتصادی. شماره ۵-۶.
- ۹- طیبی، کمیل و ترکی، لیلا. (۱۳۸۵). نرخ‌های ارز و تورم در ایران (یک مطالعه موردی). فصلنامه بررسی‌های اقتصادی. شماره ۳.
- ۱۰- کریم‌زاده، مصطفی. (۱۳۸۵). بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۲۶.

- ۱۱- عباسیان، عزت اله و دیگران. (۱۳۸۷). اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۳۶.
- ۱۲- عبدالله میلانی، مهنوش و دیگران. (۱۳۷۶). بررسی رابطه نرخ ارز با برخی متغیرهای کلان اقتصادی در ایران. مجله برنامه و بودجه. شماره ۵۰.
- ۱۳- مهرآرا، محسن. (۱۳۸۴). نرخ ازر حقیقی تعادلی و عوامل تعیین‌کننده آن در اقتصاد ایران. پژوهش‌های اقتصادی ایران. شماره ۵۷.
- ۱۴- مانی، محمد علی. (۱۳۸۶). مالیه بین‌الملل. تهران، نشرنی، چاپ دوم.
- ۱۵- نجارزاده، رضا و دیگران. (۱۳۸۰). بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون برداری. فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی. شماره اول.
- ۱۶- نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. تهران. انتشارات رسا. چاپ اول.
- 17- Banerjee, A., Dolado, J.J. and Mestre, R. (1992). On Some Simple Test for Cointegration: The cost of Simplicity. Bank of Spain Working Paper. No. 9302.
- 18- Branson, William. (1989). Macroeconomic Theory and Policy. New York. Harper and Row, Third Edition.
- 19- Bugri, B. (2003). The Link Between Macroeconomic Volatility and Stock Returns: Evidence from Emerging Equity Market. Journal of Financial Economics. No. 60.
- 20- Humpe, A. and Macmillan, P. (2006). Can Macroeconomic Variables Explain Long term Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan. Journal of the Asia Pacific Economy. No. 8.
- 21- Ibrahim, M. (2003). Macroeconomic Forces and Capital Market Integration. Journal of Asia Pacific Economy. Vol. 6. No. 1.
- 22- Imran, et al. (2010). Causal Relationship Between Macroeconomic Indicators and Stock Exchange Prices in Pakistan. African Journal of Business Management. Vol. 4(3).

- 23- Kim, Ki-ho. (2003). Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model. *Review of Financial Economics*. No. 12.
- 24- Mun, Kyung-Chun. (2007). Volatility and Correlation in International Stock Markets and the Role of Exchange Rate Fluctuations. *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*. No. 17.
- 25- Nieha, C. and Leeb, C. (2001). Dynamic Relationship Between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. No. 41.
- 26- Pesaran, M.H. and Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed-Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis; In *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (S. Strom, ed.), 371-413. Cambridge University Press. Cambridge.
- 27- Poitras, M. (2004). The Impact of Macroeconomic Announcement on Stock Prices: In Search of State Dependence. *Southern Economic Journal*. Vol. 70. No. 3.
- 28- Saleh, Gehan. (2008). The Dynamic Relation Between Stock Prices and Exchange Rates in Egypt, Saudi Arabia and UAE, PHD Thesis in Economics. University of Illinois at Chicago.
- 29- Squalli, J. (2005). Are the UAE Financial Markets Efficient? EPRU Zayed University Working Paper. No. 05-01.
- 30- Walti, S. (2005). The Macroeconomic Determinants of Stock Market Synchronization. Working Paper. www.tsd.ie/economics.

