فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال هفتم، شماره بیست و سوم
پاییز ۱۳۹۳

واکنش بازار سهام تهران به نرخ ارز

مانی موتمنی[۱]
فائزه آریانی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۱۱/۵ تاریخ پذیرش: ۹۳/۱/۲۰

چکیده

در فاصله زمانی ۹۲-۱۳۹۰ شاخص کل بازار سهام تهران و نرخ آزاد ارز به طور همزمان و به شکل بی‌سابقه-ای افزایش یافت. با توجه به شرایط اقتصادی ایران در آن دوره، این فرضیه قوّت گرفت که بازار سهام تهران تحت تاثیر جهش نرخ آزاد ارز به چنین رشدی دست یافته است. این مطالعه در پی آزمون فرضیه فوق با استفاده از روش همجمعی[۱] است. به این منظور از اطلاعات روزانه شاخص کل بازار سهام تهران و قیمت دلار در بازار آزاد از ۲۸ خرداد ۱۳۹۰ الی ۲۳ خرداد ۱۳۹۲ استفاده شده است. یافته‌های تحقیق بیانگر وجود رابطه همجمعی بین بازار سهام و نرخ آزاد ارز می‌باشد. واکنش‌آنی[۲] بازار سهام با تکانه نرخ ارزهمسو بوده ولی در جهت مقابل، واکنش نرخ ارز منفی برآورد شده است.در الگوی تصحیح خطا، نرخ ارز برونزای ضعیف[۳]می‌باشد.

واژه‌های کلیدی: بازار سهام، نرخ آزاد ارز، همجمعی، برونزایی ضعیف.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران m.motameni@umz.ac.ir
۲- پژوهشگر و کارشناس ارشد اقتصاد (مسئول مکاتبات) faezeh.ariani@gmail.com

۱- مقدمه

معروف است که شاخص بازار سهام، نبض اقتصاد است. به این معنی که افزایش شاخص بازار سهام نشان‌دهنده بهبود کسب و کار، اشتغال و در نهایت رونق اقتصادی است و افت شاخص، هشداری برای رکود اقتصاد است. امّاشاخص کل بازار سهام تهران در حالی به بزرگترین جهش تاریخی خود دست یافت که اقتصاد ایران در کنار تحریم‌های بی‌سابقه بین‌المللی دچار شرایط دشوار اقتصادی بود. شاخص بورس اوراق بهادار تهران از ۲۵۰۰۰ واحد در بهار ۱۳۹۰ به۵۰۰۰۰ واحد در بهار ۱۳۹۲ رسید. تحلیل عوامل چنین رخدادی به عنوان یک مسئله پژوهشی قابل بررسی است. برای پاسخ به این مسئله فرضیاتی مطرح است:ایجاد زیربنای معاملات آنلاین، گسترش فرهنگ عمومی معامله در بورس، خصوصی‌سازی و عرضه‌های جذاب شرکت‌های بزرگ دولتی از جمله آنها هستند. در کنار این فرضیات، برخی جهش نرخ ارز را عامل اصلی رشد بورس می‌دانند. برای این مهم دلایلی وجود دارد.نخست، نرخ ارز با سود بنگاه‌های صادرات محور (نظیر شرکت‌های پتروشیمی) همسو است. دوم، قیمت کالای تولیدی برخی شرکت‌ها بر مبنای قیمت جهانی تعیین می‌گردد و بنابراین، افزایش نرخ ارز موجب افزایش قیمت کالا و سودآوری بیشتر آنها می‌گردد. مانند شرکت‌های تولیدکننده فولاد، آلومینیوم و قند. سوم، به طور کلّی سرمایه فیزیکی عموم شرکت‌ها پس از جهش ارزی می‌باید از نو ارزش‌گذاری شود. چراکه بخش قابل توجّهی از ماشین‌آلات و تاسیسات موجود در کارخانه‌ها وارداتی است و پیش از این با دلار ۱۰۰۰ تومانی ارزش‌گذاری شده بود. با افزایش قیمت دلار (هم در نرخ آزاد و هم در نرخ رسمی) معامله‌گران ارزش بیشتری را برای سرمایه چنین شرکت‌هایی قائل خواهند شد. چهارم، افزایش نرخ ارز، تولیدات داخلی را در مواجه با کالاهای خارجی رقابت پذیر کرده است که اثر آن در افزایش سود شرکت‌های تولیدکننده تجهیزات الکتریک، لوازم خانگی و ماشین‌آلات مشاهده می‌شود. در اینجا لازم به ذکر است که افزایش نرخ ارز به همه شرکت‌ها روی خوش نشان نداده است. برای نمونه تولیدکنندگان خودرو از یک‌سو به واردات با ارز گران وابسته بودند و از سوی دیگر مجوز افزایش قیمت محصول را در اختیار نداشتند و به همین سبب دچار زیان هنگفت و کاهش ارزش سهام شدند. همچنین در دوره افزایش نرخ ارز،قیمت سهام در بزرگترین بخش بورس که متعلّق به موسسات مالی است یا افت داشته و یا افزایش چندانی نداشته است. به عبارتی، نرخ ارز اثر مشابه و یکسانی بر صنایع و بخش‌های مختلف بورس تهران نداشته و بنابراین اثر آن بر شاخص کل بازار سهام تهران از پیش تعیین شده نیست. در این تحقیق کوشش خواهد شد تا اثر جهش نرخ آزاد ارز طی دوره زمانی دو ساله منتهی به ۲۳ خرداد ۱۳۹۲ بر شاخص کل بازار سهام تهران مورد سنجش قرار گیرد.

در دوره زمانی این تحقیق، نرخ ارز و به طور خاص قیمت دلار صاحب سه نرخ متفاوت بود. نرخ مرجع، نرخ بازار مبادله و نرخ آزاد. در این تحقیق از نرخ آزاد استفاده شده است. نرخ آزاد به این دلیل انتخاب شده است که قیمت دلار مرجع در ۱۲۲۶ تومان ثابت بود و قیمت دلار در بازار مبادله‌ای در حدود ۲۴۵۰ تومان به کندی و به میزان اندکی جابجا می‌شد. امّا نرخ آزاد ارز صاحب نوسانات روزانه در بازه ۱۲۰۰ تا ۴۰۰۰ تومان بوده است. در تمامی دوره

زمانی تحقیق، نرخ آزاد ارز همزمان با تصمیمات گوناگون اقتصادی و اتفاقات سیاسی بصورت لحظه به لحظه تغییر می‌کرد. به همین دلیل نرخ آزاد از یک‌سو معیار تصمیم‌گیری معامله‌گران بود و از سوی دیگر، بازار آزاد ارز نقش یک بازار موازی و رقیب را برای بازار سهام ایفا نمود. به گونه‌ای که بخشی از نقدینگی سفته‌بازی بین این دو بازار در حرکت بود. این نکته نشان می‌دهد که در دوره زمانی تحقیق، برای تحلیل رابطه بین نرخ ارز و بازار سهام می‌باید رابطه متقابل این دو متغیّر در نظر گرفته شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

در بررسی رابطه نرخ ارز و بازار سهام عموماً به دو چارچوب نظری دورنبوش و فیشر[۴](۱۹۸۰) و فرانکل[۵](۱۹۸۳) اشاره می‌شود. دورنبوش و فیشر (۱۹۸۰) با توجه به برابری قدرت خرید به جریان نقدینگی در اثر تغییر نرخ ارز اشاره دارد. به این معنی که با کاهش ارزش پول ملّی، سرمایه‌گذاران خارجی تمایل بیشتری به بازار سهام داخلی خواهند داشت. در مطالعه فرانکل(۱۹۸۳) یک سبد دارایی مشتمل بر انواع دارایی نظیر سهام، ارز، سپرده، اوراق قرضه و پول نقد در نظر گرفته می‌شود. فرانکل نشان می‌دهد که تغییر نرخ ارز چگونه بر تقاضای سایر دارایی‌ها اثر می‌گذارد. در کنار این مطالعات نظری،گستره انبوهی از مطالعات تجربی پیرامون رابطه نرخ ارز و بازار سهام شکل گرفته است که از آن جمله می‌توان به بهمنی اسکوئی و سهرابیان (۱۹۹۲)، نی و لیب[۶](۲۰۰۱)، حاتمی و ایراندوست (۲۰۰۲)، کیم[۷](۲۰۰۳)، فیلاکتیس و راوازولو[۸] (۲۰۰۷)، لین[۹](۲۰۱۲) و هسینگ[۱۰](۲۰۱۳) اشاره نمود. از مطالعات فوق برمی‌آید که رابطه و علّیت میان نرخ ارز و قیمت در بازار سهام می‌تواند به هر سمتی باشد.در برخی از آنها رابطه نرخ ارز و بازار سهام مثبت، در برخی منفی و در برخی بی‌معنی است.شاید همانطور که مور و وانگ[۱۱](۲۰۱۳)اشاره نموده‌اند، این رابطه به پارامترهای گوناگونی نظیر میزان باز بودن اقتصاد و توسعه یافتگی کشور بستگی دارد. در این زمینه می‌توان به مطالعه بشیر و *دیگران*[۱۲](۲۰۱۲) اشاره نمود که رابطه بازار سهام در اقتصادهای نوظهور را با نرخ ارز مورد بررسی قرار داد. آنها نشان می‌دهند که این رابطه از کانال نفت عبور می‌نماید و اثر نرخ ارز بر بازار سهام در اقتصادهای نوظهور بین کشورهای واردکننده و صادرکننده نفت متفاوت است.به طور کلّی از مرور ادبیات مرتبط با موضوع تحقیق بر می‌آید که نمی-توان یک رابطه مشخص و از پیش تعیین شده برای رابطه نرخ ارز و بازار سهام تعیین نمود.

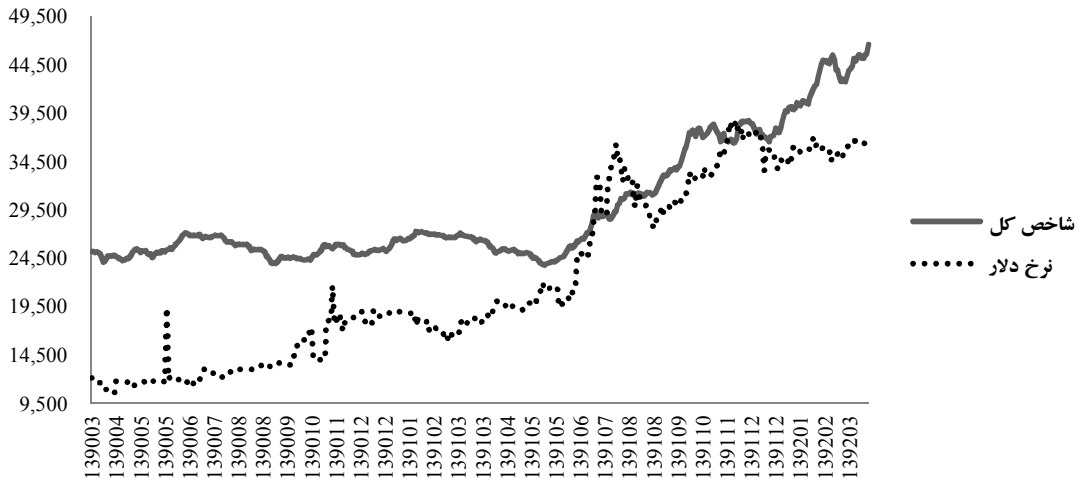
تعدادی از مطالعات داخلی نیز به رابطه این دو متغیّر پرداخته‌اند. برای نمونه کریم‌زاده(۱۳۸۵) رابطه منفی و معنی‌دار نرخ ارز حقیقی و شاخص کل بورس تهران را با توجه به داده‌های فصلی ۸۵-۱۳۶۹و به کمک روش ARDL[۱۳]گزارش نموده است.امّا عباسیان و *دیگران*(۱۳۸۵) نشان داده‌اند که افزایش نرخ ارز در کوتاه‌مدت به دلیل خروج سرمایه گذاری از بازار سرمایه به بازار پول، باعث کاهش شاخص بورس اوراق بهادار می‌شود؛ ولی در بلندمدت اثر مثبت بر بازار سرمایه دارد. در مطالعه دیگری کشاورز و معنوی(۱۳۸۷) رابطه این دو متغیّر را با تاکید بر تکانه‌های نفتی،طی دوره ۱۳۷۸-۱۳۸۵ مورد مطالعه قرار داده‌اند. یافته‌های این تحقیق بیانگر رابطه دوگانه بازار سهام و بازار ارز با توجه به افزایش یا کاهش قیمت نفت است. به گونه‌ای که هنگام افزایش قیمت نفت، بازار سهام نسبت به بازار ارز واکنش معناداری نشان می‌دهد ولی در هنگام

نزول قیمت نفت، رابطه معنی‌داری بین بازار این دو مشاهده نمی‌شود. طاهری و صفاری(۱۳۹۰) نیز با استفاده از روش ARDL و اطلاعات ماهانه ۸۷-۱۳۸۱ به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه نرخ ارز حقیقی و شاخص کل بازار سهام تهران مثبت و معنی‌دار است.

همانطور که مشاهده می‌شود نتیجه این مطالعات پیرامون رابطه نرخ ارز و شاخص کل بازار سهام تهران یکسان نیست. یکی از محدودیت‌هایی که در تمام مطالعات فوق وجود داشته است، ثبات تقریبی نرخ ارز اسمی بوده است.توجه به اجزای نرخ ارز حقیقی در دهه ۱۳۸۰ نشان می‌دهد که تورم خارجی و نرخ ارز اسمی در مقایسه با تورم داخلی،نوسان چندانی نداشته ودر عمل سهم عمده نرخ ارز حقیقی به وسیله تورم داخلی توضیح داده می‌شد.به این ترتیب، نتیجه مطالعات فوق می‌توانست تحت تاثیر انتخاب دوره زمانی قرار گرفته باشد.امّا در بازه زمانی که برای این تحقیق انتخاب شده است، نرخ ارز اسمی در بازار آزاد نوسان مشخص و قابل توجّهی دارد. همچنین در این دوره زمانی،معاملات ارزنقش یک بازار موازی را در کنار بازار سهام تهران داشته است. بنابراین هم رابطه متقابل بین دو بازار وجود داشته است و هم امکان استفاده از داده‌های روزانه بازار ارز میسّر بوده است.

۳- روش‌شناسی پژوهش

دوره زمانی مورد بررسی در این پژوهش، از ۲۸ خرداد ۱۳۹۰ آغاز و در ۲۳ خرداد ۱۳۹۲ (یک روز قبل از انتخابات ریاست جمهوری) پایان می‌یابد. داده‌های مورد استفاده روزانه و تعداد آن ۴۷۵ عدد است. اطلاعات مربوط به بازار سهام تهران از سایتtse.irاخذ شده است. داده‌های قیمت روزانه دلار در بازار آزاد توسط هیچ مرجع رسمی اعلام نمی‌شد و این اطلاعات توسط محقق و با استفاده از اطلاعات منتشر شده در سایت صرافی‌های معتبر تهران گردآوری شده است.



نمودار۱. شاخص کل بازار سهام تهران و نرخ آزاد دلار ۹۲-۱۳۹۰

منبع: **tse.ir**و سایت صرافی‌های رسمی

۴- نتایج پژوهش

در دوره زمانی مذکور، میانگین بازدهی بازار سهام تهران ۴۲ واحد در روز بوده است و میانگین تغییرات نرخ ارز طی دوره مورد بررسی ۵۱ ریال بوده است. بیشترین بازدهی در بازار سهام تهران ۳,۴ درصد و بیشترین تغییر قیمت دلار، افزایش ۳۹ درصدی قیمت در یک روز بوده است.

در نمودار (۲) رابطه متقابل نرخ دلار آزاد و شاخص کل بازار سهام تهران ترسیم شده است. مشاهده می‌شود که با جهش قیمت دلار از حدود ۱۲۰۰۰ ریال به کانال ۴۰۰۰۰ ریال، شاخص کل بازار سهام تهران نیز مقدار خود را از کانال ۲۰۰۰۰ واحد به کانال ۵۰۰۰۰ واحد منتقل کرده است. این تصویر، احتمال وجود رابطه معنی‌دار بین شاخص کل بازار سهام تهران و نرخ آزاد ارز که در بخش قبل پیرامون دلایل آن بحث شد راتقویت می‌کند.امّا پیش از تحلیل رابطه این دو سری‌زمانی لازم است که مرتبه انباشتگی آنها تعیین شود.

به این منظور، آزمون ریشه واحددیکی فولر تعمیم‌یافته[۱۴]مورد استفاده قرار گرفت که نتایج آن در جدول (۲) خلاصه شده است. هر دو سری‌زمانی شاخص کل بازار سهام تهران و نرخ آزاد دلار در سطح نامانا و تفاضل مرتبه نخست آنها با عرض از مبدأ و بدون روند مانا است. بنابراین مرتبه انباشتگی این دو سری‌زمانی I(1) است.

جدول ۱. آمار توصیفی داده‌های پژوهش

	شاخص کل	نرخ دلار آزاد	بازدهی بازار سهام	تغییرات نرخ دلار	نسبت بازدهی بازار سهام	نسبت تغییرات نرخ دلار
میانگین	29,610	22,441	42	51	0.12%	0.13%
میانه	26,576	19,000	18	0	0.06%	0%
بیشترین	45,590	38,650	1,292	7,640	3.4%	39%
کمترین	23,787	10,620	-834	-7460	-2.2%	-62%
انحراف معیار	6,204	9,147	245	823	0.7%	5%
چولگی	1.17	0.42	0.53	0.07	0.284	-4.47

منبع: برآورد تحقیق

جدول ۲. آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته

سری زمانی	آماره t	value-P
شاخص کل	1.26	0.99
نرخ دلار	-0.45	0.89
تفاضل شاخص کل	-9.04	0.00
تفاضل نرخ دلار	-26.95	0.00

منبع: برآورد تحقیق

با توجه به اینکه متغیّرهای تحقیق نامانا و هم-مرتبه هستندبرای تحلیل رابطه بین آنها از روش همجمعی استفاده شده است. استوک و واتسون[۱۵] (۱۹۸۸) وموری[۱۶](۱۹۹۴) نشان می‌دهند که تفاضل-گیری از متغیرهای نامانا به منظور به کارگیری الگوهای مانا اشتباه است و استفاده از روش همجمعی نه یک اختیار بلکه یک اجبار است. این مهم نشان می‌دهد که نمی‌توان و نباید رابطه بازدهی بازار سهام تهران و تغییرات نرخ ارز را به رابطه شاخص کل بازار سهام و سطح نرخ ارز تعمیم داد.

برای بررسی امکان وجود همجمعی از روش جوهانسن[۱۷](۱۹۹۵) استفاده شده است. مزیّت این الگو نسبت به سایر روش‌ها[۱۸] تطابق آن با سیستم VAR است که امکان درونزایی دوجانبه را فراهم می‌کند. این روش با توجه به احتمال وجود رابطه متقابل بین نرخ ارز و شاخص سهام انتخاب شده است. برای توضیح آزمون همجمعی جوهانسون فرض کنید که y_tبردار مرتبه k از متغیّرهای نامانا است. همچنین X_t برداری از متغیّرهای برونزای مدل باشد:

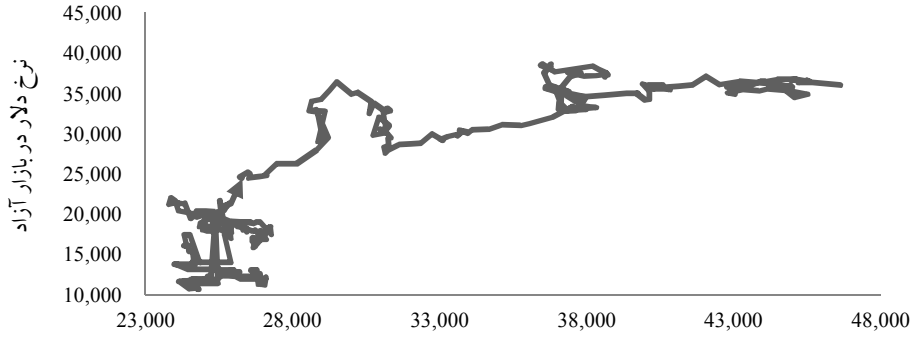
$$y_t = \omega_1 y_{t-1} + \omega_2 y_{t-2} + \cdots + \omega_p y_{t-p} + \theta x_t + \varepsilon_t$$

اگر $\Pi = \sum_{i=1}^{p} \omega_i - I$ و $\phi_i = -\sum_{j=i+1}^{p} \omega_j$ تعریف کنیم، آنگاه سیستم برداری فوق را می‌توان به شکل زیر تبدیل نمود:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta y_{t-i} + \theta x_t + \varepsilon_t$$

اگر مرتبه ماتریس Π که با r نشان می‌دهیم از k کوچکتر باشد، آنگاه پسماندΠ و $B'y_t \sim I(0)$خواهد بود. در این حالت طبق منطق گرنجر[۱۹](۱۹۸۱) بین متغیّرها همجمعی وجود دارد.

مقدمه اجرای این آزمون تعیین تعداد وقفه و اختیار عرض از مبدأ است. به طور معمول اگر میانگین متغیّرهای y_tصفر نباشد، عرض از مبدأ در مدل لحاظ می‌شود.انتخاب تعداد وقفه بهینه در آزمون جوهانسن به مانند تعیین وقفه در الگوی VAR است که با استفاده از آماره‌های AIC[۲۰]، SC[۲۱]، HQ[۲۲] و FPE[۲۳] می‌گیرد.



نمودار۲. رابطه شاخص کل بازار سهام تهران و نرخ دلار ازاد ۹۲-۱۳۹۰

جدول ۳. تعیین تعداد وقفه بر اساس الگوی VAR

FPE	AIC	SC	HQ
3.60E+10	29.99087	30.1924	30.15948
3.63E+10	29.97437*	30.07417*	30.01928*
3.57e+10*	29.9885	30.11765	30.04082
3.62E+10	29.99932	30.13737	30.03858
3.66E+10	29.99652	30.18772	30.06698
3.65E+10	30.00502	30.23477	30.09208
سلول های * دارای کمترین مقدار آماره می‌باشند. منبع: برآورد تحقیق			

همانطور که در جدول(۳) دیده می‌شود، معیارهای SC،AIC و HQوقفه ۱ و معیار FPE وقفه ۲ را پیشنهاد می‌دهد. در نهایت تعداد وقفه ۱ انتخاب می‌گردد. با توجه به بازه زمانی انتخاب شده و روزانه بودن اطلاعات نیازی به وجود روند خطی در رابطه همجمعی نیست. با لحاظ این فروض، آزمون همجمعی جوهانسن اجرا و نتایج آن در جدول(۴) خلاصه شده است. معیار تریس[۲۴] در سطح ۱۰ درصد و معیار مقادیر ویژه[۲۵] در سطح ۵ درصد وجود یکو تنها یک رابطه همجمعی را بین دو متغیّر تحقیق رد نمی‌کند. به این ترتیب می‌توان پذیرفت که شاخص کل بازار سهام تهران در طول دو سال منتهی به بهار ۱۳۹۲، با نرخ دلار در بازار آزاد همجمعی داشته است.

در ادامه مدل VECMبا توجه به وقفه ۱و با فرض وجود یک رابطه همجمعی در معادلات (۳) و (۴) تصریح می‌شود.در این معادلات LT لگاریتم شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و LEلگاریتم نرخ آزاد دلار است. در این معادلات ω عرض از مبدأ و θ ضریب سرعت تعدیل[۲۶]است.

$$3.\ \Delta LT = \omega_1 + \theta_T(LT_{-1} - \beta LE_{-1}) + \alpha_{11}\Delta LT_{-1} + \alpha_{12}\Delta LE_{-1} + \varepsilon_T$$

$$4.\ \Delta LE = \omega_2 + \theta_E(LT_{-1} - \beta LE_{-1}) + \alpha_{21}\Delta LT_{-1} + \alpha_{22}\Delta LE_{-1} + \varepsilon_E$$

نتیجه برآورد الگوی VECM در زیر خلاصه شده است. اعداد داخل[کروشه] آماره tاست.

$$\Delta LT = -0.003(LT_{-1} - 0.851LE_{-1} - 2.042) + 0.361\Delta LT_{-1} + 0.001\Delta LE_{-1}$$
[-3.69] [-4.21] [-1.03] [8.04] [0.17]

$$\Delta LE = -0.004(LT_{-1} - 0.850LE_{-1} - 2.042) - 0.143\Delta LT_{-1} + 0.314\Delta LE_{-1}$$
[-.064] [-4.21] [-1.03] [-0.54] [-7.11]

جدول ۴. نتیجه آزمون همجمعی جوهانسن

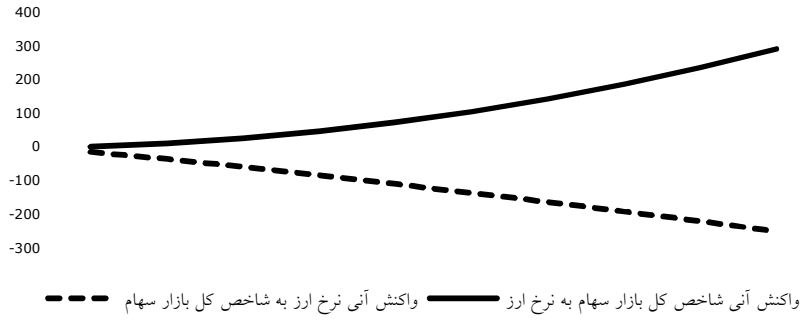
فرضیه صفر	مقدار ویژه	آماره آزمون تریس	value–Pآزمون تریس	آماره آزمون مقدار ویژه	value–Pآزمون مقدار ویژه
عدم وجود رابطه همجمعی	0.0334	18.768	0.07	16.11	0.04
وجود حداکثر یک رابطه همجمعی	0.0055	2.653	0.65	2.653	0.65

منبع: برآورد تحقیق

لوتکپول و ریمرز[۲۷](۱۹۹۲) نشان داده‌اند که همانند تحلیل‌های واکنش آنی رایج در الگوهای VAR می‌توان از این روش در بین متغیّرهای I(1) ولی همجمع سیستم VECM نیز استفاده نمود.بر همین اساس واکنش آنی شاخص کل بازار سهام نسبت به نرخ ارز در این تحقیق برآورد می‌گردد. در نمودار(۳) واکنش آنی دو متغیر نسبت به یکدیگر نمایش داده شده است. اندازه تکانه معادل یک انحراف معیار چولسکی[۲۸] است. واگرا بودن اثر شوک به دلیل نامانا بودن متغیّرهاست.

همانطور که در نمودار (۳) مشاهده می‌شود، شاخص کل بازار سهام تهران طی دوره زمانی مورد بررسی واکنش مثبت نسبت به تکانه بازار ارز نشان می‌داد امّا واکنش نرخ ارز به تکانه بازار سهام منفی است.

با توجه به I(1)بودن متغیرهای تحقیق امکان آزمون مرسوم علّیت گرنجر[۲۹] وجود ندارد. امّا انگل و *دیگران*[۳۰](۱۹۸۳) سطوح مختلفی از برونزایی را معرفی نموده‌اند که در بین آنها برونزایی ضعیف[۳۱]برای مدل‌های VECM کاربرد دارد. چنانچه در مدل‌های VECM یک متغیّر نسبت به انحراف از تعادل واکنش معناداری نشان ندهد، آن متغیّر برونزای ضعیف خواهد بود. جوهانسن(۱۹۹۳) برای تبیین برونزایی ضعیف توضیح می‌دهد که اگر متغیّر Y علّت گرنجری Z نباشد، آنگاه Z برونزای قوی[۳۲] خواهد بود. در این حالت ΔZ نسبت به تغییرات یا سطح Y واکنشی نشان نمی‌دهد. امّا برونزایی ضعیف به این معنی است که ΔZ نسبت به انحراف از تعادل بلندمدّت – رابطه همجمعی– بین دو متغیّر واکنشی نشان نمی‌دهد در حالی که ممکن است نسبت به تغییرات ΔY عکس‌العمل نشان دهد



نمودار ۳. واکنش آنی نرخ ارز و شاخص کل بازارسهام منبع: برآورد تحقیق

جدول ۵. آزمون برونزایی ضعیف متغیرهای تحقیق

LX	LT
0.12	12.52

نقطه بحرانی آماره χ_1^2 در سطح اطمینان ۹۵ درصد ۳،۸۱ بر اساس جوهانسن(۱۹۹۳)

واکنش متغیر نسبت به انحراف از تعادل بلندمدّت در الگوی VECM سرعت تعدیل نام دارد که در معادلات (۳) و (۴) با θ نشان داده شده است. طبق تعریف جوهانسن(۱۹۹۳) اگر θ_T مساوی صفر باشد، شاخص کل بازار سهام برونزای ضعیف است و اگر θ_X مخالف صفر نباشد، نرخ ارز برونزای ضعیف خواهد بود. با توجه به ترکیبی بودن ضریب θ جوهانسن آزمون مقیّدی را بر اساس آماره کای-مربع طراحی نموده است. در این تحقیق برای انجام این آزمون از تصریح مشابه کوریتا[۳۳](۲۰۱۰) استفاده شده است. طبق نتیجه این آزمون که در جدول (۵) خلاصه شده است، فرض صفر بودن ضریب θ_T رد می‌گردد در حالی که این فرض برای ضریب θ_X رد نمی‌شود. یعنی نرخ ارز برونزای ضعیف این رابطه است.به عبارتی با خروج شرایط دو متغیر از همجمعی، شاخص کل بازار سهام خود را نسبت به این تعادل تصحیح می‌نماید در حالی که نرخ ارز واکنشی به آن نشان نمی‌دهد.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

نتیجه برآورد الگوی پژوهش نشان می‌دهد که در بازه زمانی بهار ۱۳۹۰ تا بهار ۱۳۹۲، شاخص کل بازار سهام تهران به نرخ آزاد ارز واکنش مثبت نشان داده است و نرخ آزاد ارز را می‌توان به عنوان یکی از عوامل موثر در افزایش شاخص کل بازار سهام تهران در نظر گرفت. در سوی دیگر، نرخ ارز نسبت به تکانه شاخص کل واکنش آنی منفی نشان داده است. این موضوع می‌تواند ناشی از جابجایی نقدینگی سفته‌بازی از بازار ارز به بورس باشد. در معادلات VECM نرخ ارز برونزای ضعیف تشخیص داده شده است. یعنی نرخ آزاد ارز واکنشی به خطای ایجاد شده از تعادل بین ارز و بازار سهام از خود نشان نمی‌دهد در صورتی که شاخص کل بازار سهام نسبت به این خطا حساس است و خود را برای ایجاد رابطه همجمعی تعدیل می‌نماید.

فهرست منابع

* طاهری، حامد و میلاد صارم صفاری. (۱۳۹۰)، رابطه بین نرخ ارز و شاخص قیمت بورس اوراق بهادار تهران: با استفاده از رویکرد ARDL، فصلنامه روند پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۶۰، ص۶۴-۸۰.
* عباسیان، عزّت‌الله.، مرادپور اولادی، مهدی و وحید عباسیون. (۱۳۸۷)، اثر متغیّرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۶، ص ۱۳۵-۱۵۲.
* 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، ص۴۱-۵۴.
* کشاورز، غلامرضا و سعید معنوی. (۱۳۸۷)، تعامل بازار سهام و ارز در ایران با تاکید بر تکانه‌های نفتی، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۳۷، ص۱۴۷-۱۶۹.
* Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992), Stock prices and the effective exchange rate of the dollar,Applied Economics, 24, 459–464.
* Basher, A., Haug, A. & Sadorsky, P. (2012), Oil prices, exchange rates and emerging stock markets, Energy Economics, 34, 227-240.
* Dornbusch, R., & Fisher, S. (1980), Exchange rates and the current account, American Economic Review, 70, 960–971.

* Frankel, J. A. (1983), Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination, In J. S. Bhandari, & B. H. Putnam (Eds.), Economic interdependence and flexible exchange rates. Cambridge, MA: MIT Press.
* Engle, R., Hendry, D., & Richard, F. (1983), Exogeneity, Econometrica, 51, 277-304.
* Granger, C. (1981), Some properties of time series and their use in econometrics model specification, Journal of Econometrics, 121-130.
* Hatemi-J, A., & Irandoust, M. (2002),on the causality between exchange rates and stock prices, Bulletin of Economic Research, 54, 197–203.
* Hsing, Y., (2013), The Stock Market and Macroeconomic Factors in Japan and Policy Implications, International SAMANM Journal of Accounting and Finance, 1, 2308-2356.
* Humpe, A., & P. Macmillan., (2009), Can Macroeconomic Variables Explain Long-Run Stock Market Movements? A Comparison of the US and Japan, Applied Financial Economics 19, 111-119.
* Johansen, S., (1995), Likelihood-based inference in Co–integrated vector autoregressive models,Oxford: OxfordUniversity Press.
* Johansen, S., (1993), Testing weak exogeneity and order of Cointegration in UK money demand data, Journal of policy modeling, 14, 313-334.
* Kim, K., (2003), Dollar Exchange Rate and Stock Price: Evidence from Multivariate Cointegration and Error Correction Model, Review of Financial Economics 12, 301-313.
* Kurita, T., (2010), Co-breaking, Cointegration and weak exogeneity: Modeling aggregate consumption in Japan, Economic Modeling, 27, 574-584.
* Lin, C. H., (2012), The Co–movement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets, International Review of Economics and Finance, 22, 161–172.
* Lutkepohl, H., & Reimers, H. (1992), Impulse response analysis of Co–integrated systems, Journal of economic dynamic and control, 16, 53-78.
* Moore, T., & Wang, P., (2013), Dynamic linkage between real exchange rates and stock prices: Evidence from developed and emerging Asian markets, International Review of Economics and Finance, Article in press.
* Murray, M. (1994), A Drunk and her dog: an illustration of Cointegration and error correction, The American Statistician, 48, 37-39.
* Nieh, C. & Lee,C. (2001),Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G7 countries, Thequarterly Review of Economics and Finance, 41, 477-490.
* Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005), Stock prices and exchange rate dynamics, Journal of International Money and Finance, 24, 1031–1053.
* Stock, J. & Watson, H., (1988),Variable trend in economic time series,Journal of Economic Perspectives, 2, 147-174

یادداشت‌ها

[1]Cointegration
[2]Impulse response
[3]Weak Exogenous
[4]Dornbusch & Fisher
[5]Frankel
[6]Nieh & Lee
[7]Kim
[8]Phylaktis & Ravazzolo
[9]Lin
[10] Hsing
[11]Moore & Wang
[12]Basher et al
[13] Auto Regressive Distributed Lag
[14]Augmented Dickey Fuller
[15]Stock & Watson
[16]Murray
[17]Johansen
[18]روش‌های دیگر نظیر Engle & Granger، Philip & Ouliari که تک معادله هستند.
[19]Granger
[20]Akaike
[21]Schwarz
[22]Hanan-Quinn
[23]Final Prediction Error
[24]Trace
[25] Eigenvalue
[26]Speed of adjustment
[27]Lutkepohl & Reimers
[28]Cholesky
[29]Granger Causality
[30]Engle et al.
[31]Weak Exogeneity
[32] Strong Exogenous
[33]Kurita