بررسی رابطه میان تغییرات نرخ ارز و عایدات سرمایه‌ای بورس اوراق بهادار تهران

علی صالح‌آبادی - دکتری مدیریت مالی و رئیس سازمان بورس و اوراق بهادار و عضو هیئت علمی دانشگاه امام صادق (ع)
سید محمد جواد فرهانیان - فوق لیسانس علوم اقتصادی و کارشناس ارشد اقتصادی سازمان بورس و اوراق بهادار

چکیده:

شناخت ارتباط میان بازارهای مختلفی که در حال حاضر فرصت‌های سرمایه‌گذاری در اقتصاد ایران شناخته می‌شوند، اطلاعات مهمی را برای سیاستگذاران بازار سهام در راستای چاره اندیشی برای حفظ نقدینگی و نقدشوندگی و قوام این بازارها فراهم می‌آورد. با توجه به درجه نقدشوندگی هر دارایی در اقتصاد ایران می‌توان بازارهای سهام، ارز و طلا را به شکل تقریبی در یک رده تلقی کرد و به بررسی حساسیت این بازارها نسبت به تغییرات بازده در یکدیگر پرداخت. این مهم در این تحقیق مورد توجه قرار گرفته و بر اساس دو الگوی مجزای رگرسیونی (رگرسیون ساده و الگوی خودرگرسیون برداری) با داده‌های فصلی به تحلیل رفتار نرخ ارز (دلار) در بازارهای رسمی و غیر رسمی همچنین قیمت سکه با درصد تغییرات شاخص کل بورس پرداخته شده است. بر اساس نتایج تخمین، علیرغم آنکه رابطه ایستای بازار ارز و سهام مثبت می‌باشد الگوی خودرگرسیون برداری بیان می‌کند عایدی سرمایه در بازار سهام به شکل منفی و معناداری با تغییر نرخ ارز در بازار غیر رسمی در فصل قبل در ارتباط است. این موضوع بازگو کننده این واقعیت است که با فرض عدم رشد نقدینگی، در کوتاه مدت تغییرات مثبت نرخ ارز جاذب نقدینگی بازار سهام است زیرا رشد نرخ ارز، افت عایدی سرمایه‌ای در بازار سهام را در پی دارد.

کلید واژه ها:

نرخ ارز و سکه؛ عایدی سرمایه، مدل (VAR)، آزمون علیت ، آزمون هم‌انباشتگی.

۱- مقدمه:

پیشتر مطالعاتی در زمینه تاثیر تورم بر درصد تغییرات شاخص کل بورس صورت گرفته بود که از جمله می‌توان به تحقیق پورحیدری و پهلوان [۱] اشاره کرد. نتایج آن تحقیقات از تاثیرگذاری توام با وقفه تورم بر شاخص کل بورس حکایت داشت به نحوی که پس از دوره‌ای که از تاثیر تورم در اقتصاد گذشت، اثر افزایش قیمت بر شاخص قابل مشاهده خواهد بود. بر همین اساس این ادعا در بازار و در اقتصاد مطرح شده است که افزایش شاخص کل بورس اوراق بهادار در سالهای ۸۸ و ۸۹ با توجه به رشد سطح عمومی قیمت‌ها در سال‌های قبل به میزان بیش از ۱۰۰ درصد، امری طبیعی بوده و بازار در حال تطبیق خود با سطح عمومی قیمت‌ها در اقتصاد است. در مطالعه پیش رو، بعد دیگری از روابط پیدا و پنهان متغیرهای اساسی چند بازار مورد بررسی قرار گرفت. این مطالعه، درصدد، ارزیابی رابطه بازار سهام با بازارهای موازی جاذب نقدینگی این بازار همچون ارز و طلا بود. به این ترتیب تاثیر سیطرهٔ تحت نظارت و مدیریت بانک مرکزی در حوزه ارز و طلا بر بازار سرمایه در نتایج اجرای الگوها مشخص خواهد شد. در این تحقیق مشخص می‌گردد که بازار ارز چگونه بر بازار سرمایه اثر دارد. پرسش نخست تحقیق بررسی وجود رابطه و حساسیت معنادار در بازارهای ارز، طلا و سهام است. اما پرسش اصلی در صدد است شدت تاثیر و مسبب تاثیر مشخص گردد. به عبارت دیگر، می‌پرسیم آیا بازار ارز از بازار سهام متاثر می‌شود یا بالعکس؟ و در صورت تاثیر پذیری شدت و جهت آن به چه میزان است. شاید به صورت شهودی پاسخی برای این پرسش‌ها داشته باشیم اما تایید مبتنی بر الگوهای شناخته شده اقتصادسنجی به سیاستگذاران بازارهای یاد شده در تنظیم و نظارت بهتر یاری می‌رساند. به منظور پاسخ به پرسش‌ها، در این تحقیق ابتدا مدل ساده رگرسیونی که حکایت از روابط مشخص در بازار سهام، ارز و طلا دارد و سپس الگوی رگرسیونی خودرگرسیون برداری (VAR) مورد آزمون قرار گرفت، تا روابط پیشین و پسین متغیرها مشخص شود. آزمون‌های مانایی، علیّت گرنجر و هم‌انباشتگی نیز به فراخور اجرا گردیده‌اند که نتایج آنها در تحقیق تبیین گردیده است به علاوه در این تحقیق با استفاده از تابع عکس العمل

تحریک، واکنش سایر بازارها به تحریک متقابل در یکدیگر نشان داده شده است. در بخش دوم مروری کوتاه بر ادبیات موضوع و در بخش سوم به معرفی مدل‌ها و متغیرها و نحوه استخراج متغیرهای مدل پرداخته می‌شود. در بخش بعد نتایج اجرای مدل و در انتها نتیجه‌گیری پایانی ارائه می‌گردد.

۲- ادبیات موضوع

موضوع تاثیر پذیری و تاثیرگذاری بازارها بر یکدیگر و تقدم و تاخر زمانی روابط پیدا و پنهان آنها، از مباحث مهم در هر سیستم اقتصادی به شمار می‌آید. بررسی روابط بین متغیرهای اساسی بازارهایی که در عرف و اصطلاح عام به نام بازارهای موازی شناخته می‌شوند، سیاستگذاران را از این قابلیت برخوردار خواهد کرد تا در مدیریت این بازارها موفق تر عمل نمایند. در صورت اجرای سیاست‌های پولی و مالی گسترده که در بازارهای مالی نیز انعکاس دارد، شناخت معناداری، جهت رابطه، حساسیت و مقدار اثر پذیری بازارها از یکدیگر نیز حائز اهمیت خواهد بود. در شرایط کنونی اقتصاد ایران که طرح‌های بزرگ اقتصادی، نظیر هدفمندی یارانه ها، یا واگذاری شرکت‌های دولتی در قالب سیاستهای اصل ۴۴، در حال اجرا می باشند، این موضوع و آگاهی از سببیت بین بازارها اهمیت ویژه‌ای یافته است. بازار ارز در ایران به دلیل اجرای سیاست میخکوب کردن نرخ ارز از دیر باز، دارای خصلت دو قیمتی بودن است به عبارتی قیمتی رسمی که از سوی بانک مرکزی اعلام می‌شود و قیمتی که به واسطه عرضه و تقاضای در بازار ارز رقم می‌خورد. معمولاً نوسان قیمت بازار آزاد بیشتر بوده اما قیمت نهایی متاثر از قیمت رسمی بانک مرکزی و میزان عرضه ارز از سوی این نهاد از یک سو و شدت تقاضای بازار است. به این جهت در این تحقیق، تغییرات قیمت دلار گزینه مناسبی برای بررسی و پاسخ به سوال تحقیق تشخیص داده شد. از سوی دیگر قیمت سکه بهار آزادی به عنوان نماد قیمت بازار طلا، متاثر از تغییرات جهانی قیمت طلا و تقاضای داخلی در یک سو و در سوی دیگر عرضه بانک مرکزی است. برای همگونی بررسی رابطه بازار طلا با دیگر گزینه های تحقیق نیز از تغییرات قیمت سکه تمام بهار آزادی استفاده خواهد گردید. از سوی دیگر بازار سهام

دارای چند شاخص مهم برای ارزیابی تحولات خود می‌باشد. از جمله مهمترین این شاخص‌ها، می‌توان به تدپیکس و تپیکس اشاره نمود. تدپیکس یا شاخص بازده نقدی و قیمت، دربردارنده تمامی بازده بازار سهام اعم از سود پرداختی یا عایدی سرمایه ای است. اما شاخص دیگر (تپیکس) اختصاصاً عایدات سرمایه ای بازار سهام را بازگو می‌کند. به عبارتی بهترین گزینه برای نشان دادن تاثیر حرکت بازارهای رقیب بر بازار سهام است. به همین جهت برای تحقیق حاضر از این شاخص که به شاخص قیمت کل نیز معروف بود استفاده گردیده است.

لازم به ذکر است که مطالعات مشابهی در بازارهای بین المللی در این زمینه صورت گرفته است. تحقیقات انجام شده در این زمینه با عناوینی چون بررسی رابطه بین متغیرهای اقتصاد کلان با بازار سهام دردسترس هستند. در این دسته مطالعات متغیر نرخ ارز در کنار سایر متغیرهای کلان اقتصادی قرار گرفته و به ارزیابی تاثیر آن پرداخته شده است. اختصاصی‌ترین این تحقیقات که به بررسی علّی و سببی روابط بازار ارز و سهام اقدام نموده در سال ۱۹۹۵ توسط یاماموتو و تودا [۱۵] برای بازارهای ژاپن صورت پذیرفته است. بر اساس این تحقیق روابط سببی دو طرفه برای بازار ژاپن مشاهده گردید. در سال‌های بعد تحقیق مشابهی توسط باسابی [۸] برای تبیین روابط بازارهای ارز و سهام هند صورت گرفت که در آن تحقیق رابطه سببی در بازار هند مشاهده نگردید. روش تحقیق در دو مطالعه یاد شده، استفاده از آزمون هم‌انباشتگی و علیت گرنجر بوده است. تحقیقات بسیاری نیز در زمینه تاثیر نرخ ارز بر نوسانات بازار سهام صورت گرفته که در آنها با مدلهای اقتصاد سنجی همچون (ARCH) و سایر مدل‌های این خانواده فرضیاتی دال بر وجود تاثیر معنادار تغییرات بازار ارز بر نوسانات بازار سهام آزمون گردیده است. به عنوان نمونه به مقاله قیوم [۱۴] در پاکستان می‌توان اشاره نمود. در تحقیقی جامع که توسط پل آلاگیدد و همکاران در سال ۲۰۱۰ صورت پذیرفته،[۱۲] مستقیماً و منحصراً به بررسی رابطه سببی بین نرخ ارز و قیمت سهام پرداخته شده است. در این تحقیق، به بررسی وجود پیوندی طبیعی بین بازارهای سرمایه و ارز استرالیا، کانادا، ژاپن، سوئیس و انگلستان در طی سالهای ۱۹۹۲ تا ۲۰۰۵ با داده های ماهانه و بر اساس آزمون هم‌انباشتگی اقدام گردیده است. با این حال

رابطه بلندمدت بین متغیرها مشاهده نگردید. اما آزمون علیت گرنجر در بیان رابطه بین تغییرات نرخ ارز که منجر به تغییر در قیمت سهام می‌گردد، در کشورهای کانادا ، سوئیس و انگلستان تایید شده است. در این تحقیق از آزمون جدیدی با استفاده از آماره هیمسترا-جونز[1] که به آزمون علیت برای حالات غیر خطی می پردازد نیز بهره گرفته شده که موید تاثیر پذیری قیمت سهام از نرخ ارز در ژاپن و سببیت ضعیف تاثیرپذیری قیمت سهام از نرخ ارز در سوئیس بوده است.

در اقتصاد ایران تا کنون تحقیق رسمی برای سنجش روابط سببی حتی از نوع همبستگی بین بازار ارز و سهام انتشار نیافته است. در ادامه، به برخی تحقیقاتی که در ایران با موضوع ارتباط بین متغیرهای کلان اقتصاد بر بازار ارز یا سهام صورت گرفته اشاره می‌گردد.

مهدی تقوی و یاسمین سعیدی [۳] در پژوهشی به بررسی تاثیر اثر متغیرهای اساسی کلان اقتصادی بر نرخ ارز پرداختند. در این تحقیق آمده است واکنش بازار ارز نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی عمده از نظر بانک‌های مرکزی و اقتصاددانان یک پدیده کلان اقتصادی است. اقتصاددانان در گذشته در ردیابی و کمی کردن این واکنش‌ها کار چندانی انجام نداده‌اند، در نتیجه نسبت به توسعه الگوهای اقتصادسنجی برای نرخ ارز بر اساس عوامل اصلی تعیین کننده آن، یعنی متغیرهای کلان اقتصادی دچار بدبینی شده اند. بر اساس ماده چهار اساسنامه صندوق بین المللی پول یکی از وظایف صندوق «نظارت بر سیاست‌های ارزی اعضا» می‌باشد و کشور عضو صندوق بدون توجه به نظام ارزی وظیفه ارزیابی دقیق نرخ ارز و عوامل تعیین کننده آن را به عهده دارد. ارزش بیش از حد دلار در سالهای ۸۵-۱۹۸۴ و تعدیل ناگهانی و شدید نرخهای برابری کشورهای عضو نظام پولی اروپا در سالهای ۹۳-۱۹۹۲ نشان دهنده ناسازگاری نرخهای ارز با متغیرهای کلان اقتصادی بوده است. در تحقیقی دیگر کازرونی و دولتی اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه گذاری بخش خصوصی را با رویکرد مطالعه روی ایران بررسی کرده اند [۵]. هدف آن تحقیق، بررسی رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی در ایران طی دوره

---

[1] Hiemstra-Jones test

زمانی ۱۳۴۰-۱۳۸۱ بود. در این راستا، ابتدا شاخص نااطمینانی نرخ ارز ناشی از نوسان پذیری نرخ ارز واقعی از طریق الگوی واریانس ناهمسانی شرطی اتورگرسیو تعمیم یافته (GARCH) محاسبه گردیده و به عنوان متغیر جایگزین (پروکسی) نااطمینانی نرخ ارز واقعی در نظر گرفته می شود. آنگاه به منظور بدست آوردن رابطه بین نااطمینانی نرخ ارز واقعی و سرمایه گذاری بخش خصوصی، الگوی پویای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) بکار گرفته می‌شود. نتایج تخمین حاکی از منفی بودن اثر نااطمینانی نرخ ارز واقعی بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در کوتاه‌مدت و بلندمدت بوده، همچنین بررسی اثر سایر متغیرهای وارد شده در مدل نشان داد که تولید ناخالص داخلی و واردات کالاهای سرمایه‌ای اثر مثبت و معنادار و نرخ ارز واقعی و سرمایه‌گذاری بخش دولتی اثر منفی و معناداری بر سرمایه‌گذاری بخش خصوصی داشته است. در تحقیقی دیگر که ختایی و موسوی با عنوان اثر نوسان نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی انجام داده اند،[۴] آمده است که دیدگاه‌های مختلف و در برخی موارد متضادی در مورد اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی مطرح می‌باشد. با بررسی دقیق دیدگاه های مختلف به نظر می‌رسد که علت این اختلافات تا حد زیادی مربوط به لحاظ نمودن یا لحاظ ننمودن نقش توسعه بازارهای مالی در تحلیل است. برخی محققان با وارد کردن صریح نقش توسعه مالی در بحث نظری اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی بیان می‌کنند که توصیه به تثبیت نرخ ارز به منظور رشد اقتصادی بیشتر به سطح توسعه بازارهای مالی اقتصاد مورد بررسی بستگی دارد. در سطوح پایین توسعه بازارهای مالی اثر نوسانات نرخ ارز بر رشد اقتصادی منفی بوده و در سطوح بالا این اثر حتی می‌تواند مثبت باشد. در پژوهش ایشان، با به کارگیری میانگین های ۵ ساله داده های مربوط به ۶۹ کشور نمونه و مدل سازی آن در قالب داده های تلفیقی این فرض آزمون شد که نتایج به دست آمده تـأیید کننده نظر محققان در خصوص نقش توسعه بازارهای مالی بر تثبیت نرخ ارز بوده است. در تحقیقی دیگر که توسط تقوی و بیابانی انجام گرفته، آثار تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکت‌های سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، مورد بررسی قرار گرفته است[۲].مطالعه ایشان به دنبال یافتن ارتباط بین نوسانات نرخ ارز در

بازار غیر رسمی و عوامل مؤثر بر قیمت سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران با تأکید بر عوامل مربوط به نقد شوندگی بوده، بر این اساس داده های آماری به دو دسته تفکیک شده‌اند. دسته اول؛ مربوط به عوامل کلان اقتصادی شامل نرخ دلار آمریکا در بازار غیر رسمی ارز، نرخ فروش سکه و نرخ طلای هجده عیار و دسته دوم؛ اطلاعات مربوط به میانگین قیمت کل بازار و عوامل مؤثر بر آن برای دورهٔ زمانی ابتدای سال ۱۳۷۷ لغایت پایان سال ۱۳۸۰ است که به طور روزانه جمع‌آوری شده است. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها، با استفاده از مدل‌های رگرسیونی چند متغیری و الگوهای اقتصادسنجی و مدل‌های میانگین متحرک انباشته و خودرگرسیون ARIMA و بررسی ضریب تعیین (R^2) با استفاده از مکانیزم آنالیز واریانس می‌باشد. نتایج تحقیق طبق مدل‌های ارائه شده نشان می‌دهد که تاثیر نوسانات نرخ ارز در بازار آزاد بر عوامل مربوط به نقدشوندگی در سه متغیر تعداد خریداران، تعداد شرکت‌های معامله شده و دفعات خرید، نسبتاً متوسط و در ارتباط با سایر عوامل نسبتاً پایین بوده است. همچنین میزان تاثیر عوامل نقدشوندگی بر میانگین قیمت سهام در ارتباط با متغیرهای تعداد خریداران و دفعات خرید نسبتاً بالا و در ارتباط با سایر متغیرها نسبتاً متوسط و پائین بوده است.

تحقیقات پیش گفته در ایران همگی کوشیده‌اند زوایای مبهم ارتباط بین متغیرهای کلان ارز و سرمایه یا نظائر آن را روشن سازند. در ادامه به شیوه و الگوی برگزیده تحقیق برای پاسخ گویی به پرسش‌های مبنایی مطرح شده در آغاز مطالعه پرداخته می‌شود.

۳- الگوهای آزمون فرضیه ها

جهت بررسی رفتار متقابل عایدات سرمایه‌ای بورس تهران (درصد تغییرات شاخص کل قیمت TEPIX) ، درصد تغییرات نرخ ارز (رسمی و غیر رسمی) و درصد تغییر قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح قدیم، پردازش داده‌ها بر اساس اطلاعات فصلی بانک مرکزی و بورس اوراق بهادار طی دوره ۱۳۷۱-۱۳۸۶ صورت گرفت. درصد تغییرات هر یک از متغیرها با استفاده از اطلاعات ابتدا و انتهای هر فصل (روش گسسته) حاصل شده است:

$$(G=((X_t-X_0)/X_0))$$

نرم افزار مورد استفاده در اجرای الگوها و دسته بندی اطلاعات Eviews,6 بوده است. به همین دلیل نتایج جداول حاوی اطلاعات بیشتری برای تحلیل هستند. جداول ۱ و ۲ نشانگر برخی آماره‌های توصیفی از متغیرها و ضرایب همبستگی بین آنها هستند.

جدول ۱- آمار توصیفی:

عنوان	درصد تغییرات شاخص کل قیمت	رشد قیمت دلار	تغییرات قیمت دلار	تغییرات قیمت سکه
جمع	3.4587	3.8739	2.1167	3.2863
بیشترین	0.3265	3.5154	0.6065	0.4685
کمترین	-0.1668	-0.0150	-0.1741	-0.1750
بیشترین	0.4933	3.5304	0.7805	0.6435
میانگین	0.0549	0.0615	0.0336	0.0522
انحراف	0.1083	0.4424	0.0948	0.1008

جدول۲- همبستگی‌ها

همبستگی	عایدات سرمایه‌ای فصلی بورس	تغییرات نرخ رسمی دلار	تغییرات نرخ غیر رسمی دلار	تغییرات فصلی سکه تمام بهار(طرح قدیم)
عایدات سرمایه‌ای فصلی بورس(شاخص قیمت)	1			
تغییرات نرخ رسمی دلار	0.0985	1		
تغییرات نرخ غیر رسمی دلار	0.2012	-0.0413	1	
تغییرات فصلی سکه تمام بهار(طرح قدیم)	0.0838	-0.0172	0.5416	1

از جداول پیشین چنین بر می‌آید که تغییرات نرخ دلار در بازار غیر رسمی و عایدات سرمایه‌ای در بورس رابطه‌ای مثبت داشته و در سوی دیگر تغییرات قیمت دلار و سکه در بازار غیر رسمی ضمن دارا بودن رابطه مثبت از همبستگی بالایی نیز برخوردار هستند. به علاوه از انحراف معیار تغییرات در بازار رسمی ارز می‌توان استنباط کرد که مدیریت دولت در دراز مدت برای کاهش ریسک بازار رسمی ارز چندان موفق نبوده در حالیکه انحراف معیار تغییرات بازار غیر رسمی ارز از آن کمتر بوده است. به علاوه جمع درصد تغییرات فصلی شاخص قیمتی نشانگر آن است که عایدی سرمایه در بورس طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۶ بیش از ۳۴۰ درصد بوده است. با نسبتی نزدیک نیز نرخ ارز در بازار رسمی و قیمت سکه رشد یافته‌اند. بیشترین بازده فصلی در سالهای ۷۱-۸۶ عایدی سرمایه ای نزدیک ۳۲ درصد را نشان می‌دهد. در حالیکه بازار ارز غیر رسمی از این حیث رکورد دار بوده و رشد ۶۱ درصدی در یک فصل را ثبت کرده است. در ادامه، با هدف اجرای الگوهای متفاوت رگرسیونی، که مبین وجود پیوند بین بازارها خواهند بود، آزمون‌هایی صورت گرفت. ابتدا مانایی متغیرهای پردازش شده، مورد بررسی و ارزیابی واقع شد. آزمون ریشه واحد برای بررسی مانایی متغیرها به‌کار می‌رود. یک متغیر سری زمانی هنگامی مانا است که میانگین، واریانس و ضرایب خود همبستگی آن در طول زمان ثابت باقی بمانند. اهمیت این آزمون هنگامی است که بخواهیم از مانایی سری زمانی به‌طور کلی و به‌ویژه در داده‌های مختلط مدل خود آگاهی یابیم. اساس این آزمون بر این مبنا است که وقتی ضریب خود همبستگی برابر با یک باشد ($\rho=1$)، به این ترتیب فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول ($Y=\rho Y_{t-1}+U_t$) ناپایا خواهد بود. در این صورت وجود یک ریشه واحد دال بر ناپایایی و نامانایی سری زمانی خواهد بود. در این آزمون فرضیه صفر بیان‌گر وجود ریشه واحد بوده و در صورتی که احتمال (Prob.) جدول کوچکتر از ۰/۰۵ باشد به احتمال ۹۵ درصد فرضیه صفر رد می‌شود. در (جدول۳) نتایج آزمون منعکس گردیده است که حاکی از مانایی در سطح بدون نیاز به تفاضل گیری بوده است.

جدول ۳- آزمون مانایی داده‌های فصلی:

-3.544063	1% level	Test critical values:
-2.910860	5% level	مقادیر بحرانی برای دیکی فولر تعمیم یافته
-2.593090	10% level	
Prob.*	t-Statistic	
		تغییرات قیمت طلا
0.0240	-3.213308	Augmented Dickey-Fuller test statistic
		تغییرات قیمت دلار در بازار رسمی
0.0000	-7.897230	Augmented Dickey-Fuller test statistic
		تغییرات قیمت دلار در بازار غیر رسمی:
0.0000	-8.151286	Augmented Dickey-Fuller test statistic
		عایدات سرمایه ای در بورس اوراق بهادار
0.0025	-4.009709	Augmented Dickey-Fuller test statistic

برای پاسخ به پرسش‌های اصلی تحقیق، از مدل‌های رگرسیونی بهره گرفته می شود. به این ترتیب، ابتدا در ۳ الگوی ساده رگرسیونی، به بررسی رابطه معنادار متغیرهای مدل به این صورت که دو بازار توضیح دهنده تغییرات یک بازار باشند، به کار گرفته می‌شود. سپس با استفاده از آزمون‌های تعیین وقفه بهینه، تعیین علیت گرنجر و هم‌انباشتگی یوهانسون روابط سببی و بلندمدت متغیرها مورد ارزیابی قرار می گیرد.

٤- نتایج اجرای الگوها

٤-١- الگوهای ساده رگرسیونی

در ادامه با اجرای الگوی ساده رگرسیونی، توضیح دهندگی متقابل ارز و طلا بر بازار سهام مورد بررسی قرار گرفت. پس از رفع نقض فروض کلاسیک برای برازندگی مدل روابط استخراج شده، به شرح معادلات (۱) و (۲) و (۳) قابل تبیین گردید (جداول۴-۶).

ایراد اساسی که ممکن است در برآورد مدل‌های رگرسیونی با آن مواجه شد، به نقض فروض کلاسیک معروف است[۷] . واریانس ناهمسانی به‌دلیل برابر نشدن واریانس متغیر وابسته در دوره‌های مختلف بوجود می‌آید. با نابرابری واریانس متغیر وابسته؛ واریانس اجزای اخلال نیز در ادوار مختلف یکسان نخواهد بود. یکی دیگر از موارد نقض فروض کلاسیک خود همبستگی است که به‌دلیل ارتباط جزء اخلال هر مشاهده (تفاوت متغیر وابسته با مقدار تخمینی‌اش) با جزء اخلال مشاهده دیگر بوجود می‌آید علامت شناسایی این وضعیت آماره دوربین واتسون می‌باشد و یکی از روش‌های رفع خود همبستگی انجام خود-رگرسیونی (AR) است. هم خطی به‌دلیل ارتباط فنی متغیرهای مستقل مدل بوجود می‌آید و تورش تصریح نیز بواسطه در نظر نگرفتن یک عنصر مهم به عنوان متغیر مستقل مدل ایجاد می‌شود. در این تحقیق به رفع نقض فروض کلاسیک در مدل‌ها دقت شده است. برای رفع واریانس ناهمسانی از روش Newey-West استفاده شده و آماره دوربین واتسون مدل-ها نیز در سطح قابل قبولی قرار گرفته است.

عنوان	عایدات فصلی سرمایه‌ای در بورس	تغییرات قیمت دلار	تغییرات قیمت دلار نرخ غیر رسمی	تغییرات قیمت سکه تمام بهار(طرح قدیم)
نماد در مدل‌های رگرسیونی	RTEPIX	GGEXRATE	GFEXRATE	CHGOLD

RTEPIX = 0.052 + 0.19*GFEXRATE + 0.0167*GGEXRATE + [AR(1)=0.603]
(۱)

جدول ۴- نتایج اجرای الگوی رگرسیونی ساده (۱) (متغیر وابسته: عایدی سرمایه‌ای بازار سهام)

متغیرها	ضریب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	احتمال بی معنایی ضریب
عرض از مبداء	0.052173	0.027448	1.900774	0.0623
درصدتغییرات نرخ ارز (بازار غیر رسمی)	0.190067	0.035457	5.360575	0.0000
درصدتغییرات نرخ ارز (بازار رسمی)	0.016788	0.003606	4.655801	0.0000
AR(1)	0.603369	0.081531	7.400523	0.0000
ضریب تعیین (R^2)	0.401551	آماره دوربین واتسون (D.W)		2.200165
آماره F	12.97242	احتمال رد مدل		0.000001

نتایج جدول (۴) حاکی از ارتباط مثبت و معنادار تغییرات نرخ ارز در بازار غیر رسمی و رسمی با بازده بورس اوراق بهادار طی سال‌های ۷۱ تا ۸۶ بوده است این رگرسیون بر پایه داده‌های فصلی در دوره زمانی یاد شده، تخمین زده شده است. البته وزن تاثیر تغییرات نرخ ارز در بازار غیر رسمی بر تغییر بازده بورس بسیار بیشتر است. این رگرسیون به روابط زمانی و تقدم و تاخر تاثیر متغیرها نمی‌پردازد.

$$CHGOLD = 0.032 + 0.5763^* GFEXRATE \qquad (۲)$$

جدول ۵- نتایج اجرای الگوی رگرسیونی ساده (۲) (متغیر وابسته: درصد تغییرات بازار سکه)

متغیرها	ضریب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	احتمال بی معنایی ضریب
عرض از مبداء	0.0328	0.0114	2.8618	0.0058
درصد تغییرات نرخ ارز (بازار غیر رسمی)	0.5763	0.1365	4.2216	0.0001
ضریب تعیین (R^2)	0.4015	آماره دوربین واتسون (D.W)		1.7522
آماره F	25.325	احتمال رد مدل		0.000005

نتایج جدول (۵) حاکی از تاثیر مثبت و معنادار تغییرات نرخ ارز در بازار غیر رسمی بر بازار سکه طی سال‌های ۷۱ تا ۸۶ است. تاثیر بلاواسطه بازار سهام بر بازار سکه و نیز بازار رسمی ارز بر این بازار در این رگرسیون تایید نمی‌شود.

$$GFEXRATE = -0.0175 + 0.464*CHGOLD + [AR(2)=0.897,MA(2)=-0.945] \quad (۳)$$

جدول ۶- نتایج اجرای الگوی رگرسیونی ساده (۳)

(متغیر وابسته: درصد تغییرات بازار ارز (قیمت دلار) در بازار غیر رسمی)

متغیرها	ضریب رگرسیونی	انحراف معیار	آماره t	احتمال بی معنایی ضریب
عرض از مبداء	-0.017	0.012	-1.417	0.1619
درصدتغییرات قیمت سکه	0.464	0.135	3.441	0.0011
AR(2)	0.897	0.050	17.95	0.0000
MA(2)	-0.945	0.043	-21.88	0.0000
ضریب تعیین (R^2)	0.442	آماره دوربین واتسون (D.W)		2.221
آماره F	15.10	احتمال رد مدل		0.000000

نتایج جداول فوق حاکی از تاثیر مثبت و معنادار دو طرفه تغییرات نرخ ارز در بازار غیر رسمی بر بازار سکه طی فصول سال‌های ۷۱ تا ۸۶ است. تاثیر بلاواسطه بازار سهام بر بازار ارز و نیز بازار رسمی ارز بر این بازار در این رگرسیون تایید نمی‌شود. نرخ ارز در بازار رسمی نیز دارای مدل معنادار رگرسیونی با هیچ یک از متغیرهای بازارهای ارز، سهام و طلا نبود. به طور کلی این روابط رد شدند که موید برونزا بودن تعیین نرخ ارز در بازار رسمی کشور بوده است. این در حالی است که بر اساس قواعد بازار مدیریت شده ارز و در شرایطی که سیاست میخکوب کردن ارز بکار گرفته می‌شود، باید حداقل انعطافی در بازار ارز رسمی مطابق با تغییرات بازار غیر رسمی ارز، سکه یا سهام مشاهده گردد.

٤-٢- الگوی خودرگرسیون برداری و آزمون‌های علیّت و هم انباشتگی

هنگامی‌که هدف بررسی رفتار چند متغیر سری زمانی است، باید به روابط متقابل این متغیرها در قالب یک الگوی معادلات همزمان توجه نمود. در صورتی‌که این معادلات شامل وقفه‌های متغیرها نیز باشند، الگو بازتابی از سیستم معادلات همزمان خواهد بود. این چنین مدلهایی می‌توانند کاملاً درونزا یا همراه با متغیرهای برونزا نیز تعریف گردند، که شناسایی درونزایی یا برونزایی متغیرها، بر اساس مبدع روش خودرگرسیون برداری (سیمز) مورد انتقاد واقع گردید [۶] (نوفرستی،۱۳۷۸). در این تحقیق مبتنی بر نظر سیمز، متغیرها بدون پیشداوری با یک چشم نگریسته شده و در الگوی خودرگرسیون‌برداری جای گرفته-اند. اما اجرای این مدل مستلزم انجام چند آزمون است، از جمله آزمون تعیین وقفه بهینه، آزمون تجزیه واریانس و آزمون تابع عکس العمل تحریک. پس از تعیین وقفه بهینه شکل عمومی مدل مورد تخمین بدست خواهد آمد.

٤-٢-١- تعیین وقفه بهینه

جهت اجرای این الگو در مرحله نخست نیازمند آزمون تعیین وقفه های بهینه مدل هستیم. در جدول ۷ نتایج آزمون بدست آوردن وقفه بهینه آورده شده است.

براساس مدل وقفه یابی بالا وقفه بهینه در مدل خودرگرسیون برداری، با معیارهای اطلاعاتی FPE، آکایک و هنان کوئین، ۱ بوده و بر اساس معیار نسبت (نرخ) درست نمایی ۴ است. معیار شوارتز وقفه بهینه‌ای تشخیص نداده با این نتایج مدل در وضعیت با یک وقفه آزمون گردیده است. به این ترتیب مدل اصلی مبتنی بر توابع زیر تخمین زده خواهد شد:

$$CHGOLD = a1*CHGOLD(-1) + a2*GGEXRATE(-1) + a3*GFEXRATE(-1) + +a4*RTEPIX(-1) + B1$$

$$GGEXRATE = b1*CHGOLD(-1) + b2*GGEXRATE(-1) + b3*GFEXRATE(-1) + b4*RTEPIX(-1) + B2$$

GFEXRATE = c1*CHGOLD (-1) +c2*GGEXRATE (-1)
+c3*GFEXRATE (-1) + +c4*RTEPIX (-1) + B3
RTEPIX = d1*CHGOLD (-1) +d2*GGEXRATE (-1)
+d3*GFEXRATE (-1) + d4*RTEPIX (-1) + B4

جدول ۷- وقفه بهینه مدل:

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: CHGOLD GGEXRATE GFEXRATE RTEPIX

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	123.5021	NA	1.91e-07	-4.120762	-3.978663*	-4.065412
1	148.5113	45.70651	1.40e-07*	-4.431425*	-3.720928	-4.154672*
2	159.8304	19.12531	1.66e-07	-4.270014	-2.991118	-3.771858
3	172.2395	19.25552	1.92e-07	-4.146190	-2.298896	-3.426632
4	192.3372	28.41402*	1.73e-07	-4.287490	-1.871799	-3.346530
5	207.7459	19.65936	1.89e-07	-4.267100	-1.283010	-3.104737

٤-٢-٢- اجرای الگوی خود رگرسیون برداری با یک وقفه

پس از تخمین و برازش نهایی، خلاصه پارامترهای معنادار در سه رابطه رگرسیونی زیر آورده شده‌اند، تنها مدل برای متغیر درصد تغییرات نرخ ارز در بازار رسمی بی جواب و بی معنا بود که کاملاً طبیعی و منطقی به نظر می‌رسد زیرا تعیین نرخ ارز رسمی به شکل فرمایشی و دستوری است و غالباً تابع سیاست‌های سالیانه کشوری است.

معادله۱- درصد تغییرات قیمت سکه طرح قدیم

CHGOLD = 0.4558*CHGOLD (-1) - 0.2626*GFEXRATE (-1) + 0.039,
(F=2.252)

معادله ۲- درصد تغییرات نرخ ارز در بازار غیر رسمی

GFEXRATE = 0.6332*CHGOLD (-1) - 0.4394*GFEXRATE (-1) + 0.015, (F=6.219)

معادله ۳- عایدات سرمایه‌ای بورس (درصد تغییرات شاخص قیمت (کل))

RTEPIX = 0.275*CHGOLD (-1) - 0.286*GFEXRATE (-1) + 0.617*RTEPIX (-1) + 0.0191, (F=9.903)

براساس نتایج خلاصه شده فوق از تخمین نهایی مدل خود رگرسیون برداری، تغییرات طلا در زمان حال به تغییرات نرخ ارز و تغییرات قیمت طلا در فصل پیشین وابسته است ضمن آنکه به دلیل معکوس بودن رابطه وقفه پیشین تغییرات قیمت دلار در بازار آزاد با قیمت طلا می‌توان گفت این دو بازار با یک وقفه فصلی می‌توانند جاذب نقدینگی یکدیگر باشند. همچنین، تغییرات قیمت ارز در بازار آزاد نیز وابسته به تغییرات قیمت سکه و تغییرات نرخ ارز در فصل پیشین بازار است. بر این اساس تغییرات قیمت سکه در فصل قبل منجر به تغییرات مثبت نرخ ارز در فصل جاری می‌شود که به نوعی نشانگر بازگشت و نوعی واکنش نامتناسب[۲] در بازارهای ارز و طلا است که به شکل فصلی تعدیل شده است. از سوی دیگر به دلیل ماهیت معکوس رفتار در بازار ارز و طلا نوعی همسویی رفتار در بازار طلا و سهام به وجود آمده است به این ترتیب که اگر در فصل پیش تغییرات مثبتی در قیمت طلا رخ دهد در فصل جاری تغییرات شاخص قیمت در بازار سهام نیز مثبت خواهد بود همچنین اگر فصل پیش تغییرات نرخ ارز مثبت باشد انتظار این است که تاثیر معکوسی بر عایدات سرمایه‌ای بازار سهام داشته باشد به نوعی می‌توان گفت در کوتاه مدت بازار ارز

[2] Over reaction & Under reaction

جاذب نقدینگی از بازار سهام است، هر چند در بررسی روابط ایستا، رفتار این دو متغیر همسو بدست آمد بود.

٤-٢-٣- تجزیه واریانس

در جدول نهایی آزمون تجزیه واریانس، میزان تاثیر تغییرات سایر متغیرهای مدل در تغییر در یکی از متغیرها، نشان داده می‌شود. در واقع هدف آن است که نشان داده شود تغییرات هر دوره در متغیر هدف، ناشی از چه میزان تغییر در متغیرهای دیگر و با چه شدتی است. بر این اساس، تغییرات در قیمت طلا، تنها از دوره دوم ناشی از تغییر در قیمت ارز در بازار آزاد بوده، به همین ترتیب تغییرات ارز دولتی در دوره دوم از قیمت ارز در بازار غیر رسمی و در دوره بعدی از قیمت طلا متاثر خواهد بود. اما تغییر در بازار آزاد ارز، ناشی از تغییر بازار ارز دولتی و طلا در همان دوره اول و تغییر در سایر بازارها از جمله بازار سهام در دوره دوم خواهد بود. بازار سهام نیز تغییرات خود را در نتیجه تغییر در بازار ارز و طلا خواهد دید.

٤-٢-٤- توابع عکس العمل نسبت به تحریک

در الگوی VAR معمولا مشکل می‌توان ضرایب برآورده شده را تفسیر کرد، به ویژه وقتی که ضرایب با وقفه یک متغیر، تغییر علامت دهند. به همین منظور تابع عکس العمل تحریک را برآورد کرده و بر اساس آن رفتار متغیرها را در طول زمان مورد بررسی قرار می‌دهند. تابع عکس‌العمل تحریک، اثر عکس العمل یک متغیر درون‌زا را نسبت به تغییر یکی از جملات اخلال یا (تحریک) در طول زمان نشان می‌دهد. جدول، عکس العمل تحریک به تکانه‌ای به اندازه یک انحراف معیار در معادلات چهارگانه تخمینی (ناشی از اجرای الگوی VAR) را روی تک تک متغیرهای حاضر در مدل نشان می‌دهد. در این آزمون نشان داده می‌شود که در نتیجه یک تکانه به اندازه انحراف معیار در معادله ۳) که مربوط به عایدی سرمایه ای بازار سهام است، چه تغییری و با چه شدتی در هر دوره، در

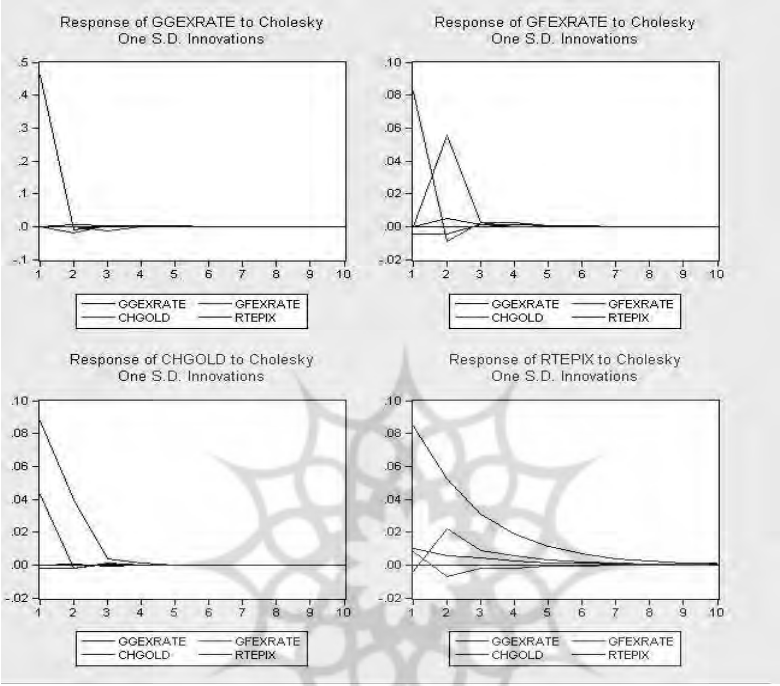
سایر متغیرهای معادله رگرسیونی رخ می دهد. مهمترین موضوع، آگاهی یافتن از علامت، دوره همچنین شدت واکنش نسبت به تکانه در معادله رگرسیونی هر بازار است. به عنوان مثال واکنش نسبت به تکانه در بازار طلا در بازار ارز و سهام با علامت منفی و از دوره های دوم به بعد قابل رهگیری است. واکنش نسبت به بازار رسمی ارز (نرخ دولتی) با علامت منفی در همان دوره اول در بازار طلا و با علامت منفی در دوره دوم در بازار غیر رسمی ارز و به میزان ناچیزی در بازار سهام با اثر مثبت قابل مشاهده خواهد بود. واکنش نسبت به تغییر در بازار غیر رسمی ارز در هر دو بازار طلا و سهام مثبت خواهد بود اما با توجه به واکنش منفی بازار رسمی ارز به دلیل کنترل و میخکوب کردن نرخ ارز در نظام ارزی ایران، اتکا به این نتیجه وقتی کارساز خواهد بود که تغییر در نرخ ارز رسمی بازار ارز نیز صورت بگیرد. در نتیجه واکنش به تکانه در بازار غیر رسمی ارز به دلیل تاثر شدید این بازار از بازار رسمی، هنگامی قابل اتکا خواهد بود که نرخ رسمی ارز نیز شناور باشد. اما واکنش نسبت به تکانه در بازار سهام (معادله ۳) چگونه است؟ بر اساس مشاهدات جدول، میزان تاثیر گذاری ناچیز است با این حال علامت تاثیر منفی است به عبارتی می‌توان بازار سهام را رقیبی برای دو بازار طلا و ارز در سرمایه‌گذاری و جذب نقدینگی بر شمرد. از شدت تاثیرگذاری بازار سهام بر دو بازار دیگر، می‌توان نتیجه دیگری نیز گرفت و آن توسعه و تعمیق بازار سهام به عنوان یک فرصت سرمایه‌گذاری شناخته شده، در اقتصاد ایران است. شرح کامل این آزمون به همراه نمودار آن در جدول زیر آمده است:

جدول ۸- تابع آزمون عکس‌العمل تحریک:

Response of CHGOLD:				
RTEPIX	GFEXRATE	GGEXRATE	CHGOLD	Period
0.000000	0.000000	0.000000	0.097501	1
0.000660	-0.019357	-0.001342	0.035037	2
-0.000662	-0.000449	0.000378	0.004055	3
-0.000400	-0.000573	-9.58E-05	0.001152	4
-0.000275	2.77E-05	-2.14E-05	9.85E-05	5
-0.000166	1.23E-05	-2.31E-05	6.37E-06	6
-0.000100	1.98E-05	-1.28E-05	-1.70E-05	7

-6.02E-05	1.19E-05	-7.99E-06	-1.23E-05	8
-3.61E-05	7.56E-06	-4.75E-06	-8.10E-06	9
-2.16E-05	4.53E-06	-2.86E-06	-4.93E-06	10
Response of GGEXRATE:				
RTEPIX	GFEXRATE	GGEXRATE	CHGOLD	Period
0.000000	0.000000	0.460466	-0.009350	1
0.006165	-0.018297	-0.009056	-0.008478	2
0.002364	0.007364	0.001509	-0.010191	3
0.001880	-0.000879	-6.92E-06	-3.02E-05	4
0.001087	2.84E-05	0.000180	-0.000119	5
0.000666	-0.000153	8.00E-05	0.000132	6
0.000398	-7.55E-05	5.37E-05	7.91E-05	7
0.000239	-5.07E-05	3.13E-05	5.42E-05	8
0.000143	-2.99E-05	1.89E-05	3.26E-05	9
8.55E-05	-1.81E-05	1.13E-05	1.97E-05	10
Response of GFEXRATE:				
RTEPIX	GFEXRATE	GGEXRATE	CHGOLD	Period
0.000000	0.073967	-0.003936	0.036000	1
0.005094	-0.031984	-0.003408	0.046038	2
0.001249	0.001079	0.001117	0.003057	3
0.000869	-0.001203	-1.25E-05	0.001757	4
0.000461	-6.85E-05	9.12E-05	0.000225	5
0.000279	-9.30E-05	3.31E-05	0.000119	6
0.000165	-3.45E-05	2.28E-05	4.31E-05	7
9.91E-05	-2.21E-05	1.30E-05	2.48E-05	8
5.92E-05	-1.25E-05	7.87E-06	1.39E-05	9
3.55E-05	-7.53E-06	4.69E-06	8.27E-06	10
Response of RTEPIX:				
RTEPIX	GFEXRATE	GGEXRATE	CHGOLD	Period
0.084767	0.008711	0.009874	-7.86E-08	1
0.052366	-0.015777	0.005932	0.016602	2
0.031058	-0.005881	0.004295	0.006768	3
0.018640	-0.004086	0.002434	0.004452	4
0.011151	-0.002335	0.001481	0.002565	5
0.006678	-0.001416	0.000882	0.001548	6

0.003998	-0.000844	0.000529	0.000924	7
0.002394	-0.000506	0.000317	0.000553	8
0.001433	-0.000303	0.000190	0.000331	9
0.000858	-0.000181	0.000113	0.000198	10
Cholesky Ordering: CHGOLD GGEXRATE GFEXRATE RTEPIX				



٤-٢-٥- آزمون علیّت گرنجر

آزمون علیّت گرنجر دو به دو به آزمون این فرض صفر می‌پردازد که یک متغیر علت متغیر دیگر نیست. در صورت رد فرض صفر علیّت، تایید می‌گردد[۱۳]. با وقفه بهینه یک این آزمون انجام گردید اما تنها یک مورد علیت دو طرفه (در سطح ۹۰ درصد اطمینان) مورد تایید واقع شد که آن هم به رابطه بین نرخ ارز و طلا باز می‌گشت. نتایج در جدول ۹ منعکس گردیده اند:

جدول۹- اجرای آزمون علیت گرنجر با وقفه بهینه یک

Pairwise Granger Causality Tests: Lags: 1

Prob.	F-Statistic	Obs	Null Hypothesis:
0.9104	0.01276	62	GGEXRATE does not Granger Cause CHGOLD
0.8299	0.04656	CHGOLD does not Granger Cause GGEXRATE	
0.1012	2.77216	62	GFEXRATE does not Granger Cause CHGOLD
6.E-06	24.6837	CHGOLD does not Granger Cause GFEXRATE	
0.8018	0.06359	62	RTEPIX does not Granger Cause CHGOLD
0.2729	1.22471	CHGOLD does not Granger Cause RTEPIX	
0.6996	0.15035	62	GFEXRATE does not Granger Cause GGEXRATE
0.7368	0.11401	GGEXRATE does not Granger Cause GFEXRATE	
0.9599	0.00255	62	RTEPIX does not Granger Cause GGEXRATE
0.9889	0.00020	GGEXRATE does not Granger Cause RTEPIX	
0.7296	0.12059	62	RTEPIX does not Granger Cause GFEXRATE
0.3135	1.03342	GFEXRATE does not Granger Cause RTEPIX	

٤-٢-٦- آزمون هم‌انباشتگی

برای بررسی همگرایی این سری‌های زمانی، آزمون هم‌انباشتگی انجام گردید، وقفه مورد استفاده در این آزمون یک و به دلیل عدم مشکل نامانایی در متغیرهای مدل، مرتبه هم-انباشتگی صفر بوده ($I(0)$) و تنها موضوع تعیین وقفه بهینه است که در نخستین گام از اجرای الگو صورت پذیرفت. در روش حداکثر درستنمایی یوهانسون، ابتدا به کمک رگرسیون رتبه تقلیل یافته مقدار مشخصه(ویژه) را برآورد و سپس بردارهای مشخصه مرتبط با آن ساخته می شوند[۱۰]. r بردار از این بردارها برخوردار از چنان ترکیبات ویژه-ای هستند که روابط مانایی را ارائه می‌کنند. بقیه روابط نامانا و ناپایا خواهند بود. در صورتی که حداقل یک بردار مانا در آزمون تایید شود متغیرها از قابلیت همجمعی یا هم‌انباشتگی برخوردار خواهند بود. آزمون تعداد بردارهای هم‌انباشتگی با دو آماره آزمون اثر[۳] و حداکثر مقدار ویژه[۴] صورت می‌گیرد.[۱۱] با توجه به نتایج جدول آزمون هم‌انباشتگی حداقل ۳ بردار همجمع معنادار قابل شناسایی است. این بردارها نشانگر روابط بلندمدت

[3] Trace
[4] Maximum Eigen-value

تعادلی بین متغیرهای الگو می‌باشند. نتایج آزمون تعداد بردارهای هم‌انباشته در جدول ۱۰ ذکر گردیده است که حاوی اطلاعات بردارهای تعادلی بلندمدت می‌باشد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول۱۰- آزمون هم انباشتگی یوهانسون با وقفه بهینه یک

Included observations: 61 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: CHGOLD GGEXRATE GPEXRATE RTEPIX
Lags interval (in first differences): 1 to 1
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Prob.**	0.05 Critical Value	Trace Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0000	47.85613	87.02758	0.445806	None *
0.0001	29.79707	51.02292	0.353853	At most 1 *
0.0018	15.49471	24.38246	0.220006	At most 2 *
0.0024	3.841466	9.225841	0.140361	At most 3 *

Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Prob.**	0.05 Critical Value	Max-Eigen Statistic	Eigenvalue	Hypothesized No. of CE(s)
0.0033	27.58434	36.00467	0.445806	None *
0.0076	21.13162	26.64046	0.353853	At most 1 *
0.0360	14.26460	15.15662	0.220006	At most 2 *
0.0024	3.841466	9.225841	0.140361	At most 3 *

Max-eigenvalue test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۵- جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی نحوه ارتباط بازارهای ارز، طلا و سهام در اقتصاد ایران آغاز گردید. برای یافتن پاسخ از نحوه روابط بین بازارهای یاد شده، از همبستگی، رگرسیون ساده و مدل خودرگرسیون برداری، استفاده گردید و با آزمون علیت گرنجر به بررسی دو به دو متغیرها پرداخته شد و نهایتاً با آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون، تعداد و مقادیر بردارهای تعادلی بلند مدت بدست آمد. نتیجه این آزمون‌ها حاکی از آن است که تغییرات قیمت طلا در زمان حال دارای رابطه معکوس با وقفه پیشین تغییرات قیمت دلار در بازار آزاد خواهد بود، به عبارتی می‌توان گفت این دو بازار با یک وقفه فصلی می‌توانند جاذب نقدینگی یکدیگر باشند. همچنین، تغییرات قیمت ارز در بازار آزاد نیز وابسته به تغییرات قیمت سکه و تغییرات نرخ ارز در فصل پیشین بازار است. همچنین اگر فصل پیش تغییرات نرخ ارز مثبت باشد انتظار این است که تاثیر معکوسی بر عایدات سرمایه‌ای بازار سهام داشته باشد به نوعی می‌توان گفت در کوتاه مدت بازار ارز جاذب نقدینگی از بازار سهام است، هر چند در بررسی روابط ایستا، رفتار این دو متغیر همسو بدست آمد بود. یعنی ممکن است سیاستگذاران با تصور اینکه افزایش نرخ ارز به افزایش ارزش بازار و سطح عمومی قیمتهای سهام گردد، نگران افت نقدشوندگی بازار نباشند. به عبارت دیگر آثار بلندمدت مثبت را به جای آثار کوتاه مدت منفی در نظر بگیرند و در کوتاه مدت در تامین توازن نقدینگی بازار با غافلگیری مواجه شوند. انتظار این است که تغییرات بازار ارز به طور معکوس با یک فصل تاخیر در بازده بازار سهام تاثیر خود را نشان دهد. با مرور آزمونهای تجزیه واریانس و عکس العمل نسبت به تحریک، چند نکته مهم عاید گردید. نخست اینکه تغییرات در بازار سهام بی شک ناشی از تغییرات در بازار ارز (رسمی و غیر رسمی) همچنین تغییرات در بازار طلا خواهد بود. به عنوان یک راه برای اندازه گیری افزایش جایگاه بازار سهام در اقتصاد می‌توان به میزان اثر گذاری و تحریک سایر بازارها توسط این بازار توجه کرد، در صورتی که بازار سهام قادر باشد با تغییرات خود بر قیمت در بازارهای موازی خود اثر بالایی برجای گذارد می‌توان از افزایش نقش این بازار در اقتصاد ایران و توسعه بازار سهام سخن گفت. به عنوان پیشنهاد برای تحقیقات آتی در نظر گرفتن تفاوت تقاضای ارز در فصول مختلف

سال پیشنهاد می‌گردد. محققان می‌توانند با اضافه نمودن متغیر مجازی برای فصل‌هایی که مسافرت‌های خارجی بیشتر است یا فصل‌هایی که کارخانجات برای تامین مواد اولیه وارداتی خود نیازمند دلار بیشتری هستند تبیین بهتری دیگری از مدل را بدست آورند.

منابع فارسی:

[۱] پورحیدری، پهلوان. (۱۳۸۷). "بررسی تاثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازدهی بورس اوراق بهادار"، **فصلنامه بورس اوراق بهادار**، بهار ۱۳۸۷شماره اول.

[۲] تقوی، مهدی و بیابانی، شاعر.(۱۳۸۲). "اثرات تغییر نرخ ارز بازار آزاد و جریان نقد آتی بر ارزش سهام شرکتهای سهامی عام پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران"، **پژوهشنامه اقتصادی**، پاییز و زمستان ۱۳۸۲; ۳(۴-۳ (پیاپی ۱۱-۱۰)):۱۳-۳۸

[۳] تقوی، مهدی و سعیدی، یاسمین. (۱۳۷۹). "اثر متغیرهای اساسی کلان اقتصادی بر نرخ ارز". **پژوهشنامه اقتصادی.** ۱۳۷۹; -(۱ (کتاب اول)):۵۳-۶۵.

[۴] ختایی، محمود و موسوی نیک، سیدهادی، (۱۳۸۷). "اثر نوسان‌های نرخ ارز بر رشد اقتصادی با توجه به سطح توسعه بازارهای مالی". **پژوهش‌های اقتصادی ایران،** زمستان ۱۳۸۷; ۱۲(۳۷):۱-۱۹.

[۵]کازرونی، سیدعلیرضا و دولتی، مهناز.(۱۳۸۶). "اثر نااطمینانی نرخ واقعی ارز بر سرمایه گذاری بخش خصوصی (مطالعه موردی ایران)". **پژوهشنامه بازرگانی**. زمستان ۱۳۸۶; ۱۲(۴۵):۲۸۳-۳۰۶.

[۶]گجراتی. (۱۳۷۶). **مبانی اقتصاد سنجی**، مترجم حمید ابریشمی، دانشگاه تهران

[۷] نوفرستی، محمد. (۱۳۸۷). **ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی**، انتشارات رسا.

منابع لاتین

[8] Basabi (2001). "Casual Relationship between Stock Market & Exchange Rate Foreign Exchange Reserves and Value of Trade Balance: A case Studu For India" Department of Economics, Jadavpur University, Kolkata-700032, India.

[9] Granger C.W., Huang B. and Yang C. (2000). "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asian Flu." **The Quarterly Review of Economics and Finance**. 40: 337 – 354.
[10] Ibrahim M. (2000). "Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rates Interactions in Malaysia". **ASEAN Economic Bulletin**. 17: 36 – 46.
[11] Kremers, J.J.M., N.R. Ericsson and J.J. Dolado. (1992). "The power of cointegration tests". **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**. 54: 325-348.
[12] Paul Alagidede Theodore Panagiotidis Xu Zhang (2010). "Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates" **Stirling Economics Discussion Paper**. 2010-05 February 2010
[13] Phillips, R. C. B. and P Perron. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". **Biometrika**: 335-346.
[14] Qayyum, Abdul and Kemal, A. R. (2006). "Volatility Spillover Between the Stock Market and the Foreign Exchange Market in Pakistan". Published in: PIDE Working Papers 2006:7 (2006): pp. 1-16
[15] Toda, H.Y. and T. Yamamoto. (1995). "Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes". **Journal of Econometrics**. 66: 225-250.

منابع آماری

ترازنامه سالهای ۱۳۷۱-۱۳۸۷ بانک مرکزی

سالنامه آماری سازمان بورس اوراق بهادار(۱۳۸۷-۱۳۷۱)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی