فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی
سال بیست و سوم، شماره ۷۵، پاییز ۱۳۹۴، صفحات ۱۳۰-۱۰۳

شوک‌های ارزی و بازارهای مالی: کاربردی از مدل خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR)

نادر مهرگان
استاد اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا
mehregannader@yahoo.com

محمد علی احمدی قمی
کارشناسی ارشد دانشگاه بوعلی سینا (نویسنده مسئول)
m.ahmadighomi@basu.ac.ir

چکیده

با گسترش مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تعیین عوامل مؤثر بر بازدهی و ریسک سهام مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. یکی از متغیرهای اقتصادی که رابطه تنگاتنگی با بازارهای مالی دارد، نرخ ارز است. تغییرات نرخ ارز، قیمت سهام را از طریق تغییر ارزش دارایی‌های شرکت تحت تأثیر قرار می‌دهد. از سوی دیگر افزایش بی‌سابقه نرخ ارز در سال‌های اخیر، در پی تحریم بانک مرکزی ایران از طرف سوییفت، اهمیت نرخ ارز را در بازارهای مالی بیش از پیش آشکار نمود. در این پژوهش به منظور تحلیل اثر شوک‌های ارزی بر بازارهای مالی از مدل خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR) و داده‌های روزانه در بازه اول ژانویه ۲۰۰۹ تا ۳۱ جولای ۲۰۱۳م استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد: ۱) طبق تعریف مدل‌های جریان‌گرا در این پژوهش نیز نرخ ارز هدایت‌کننده بازار سهام بوده و واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مثبت است، ۲) در وضعیت تحریم، ارز به عنوان یک دارایی واقعی برای سرمایه‌گذاری مورد توجه واقع می‌شود و ۳) در وضعیت تحریم، شوک ارزی در بلندمدت اثر منفی بر شاخص سهام دارد که ناشی از وابستگی تولیدات داخلی به مواد اولیه و ماشین‌آلات وارداتی است.

طبقه‌بندی JEL: *C33، C32، G12، E44، F31.*

واژه‌های کلیدی: *نرخ ارز، شاخص سهام، خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR)، تحریم اقتصادی.*

*** تاریخ دریافت: ۱۳۹۳/۳/۱ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۵/۲۳**

۱. مقدمه

با گسترش مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، تعیین عوامل مؤثر بر بازدهی و ریسک سهام مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته است. براساس مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[1] هر سهم با توجه به کواریانس آن با سبد دارایی بازار قیمت‌گذاری می‌شود. به تدریج و با گسترش مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی به‌ویژه نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ[2]، سایر عوامل مورد توجه واقع شده‌اند.

در دهه‌های اخیر مطالعات فراوانی به بررسی عوامل مؤثر بر بازدهی و ریسک سهام، به‌ویژه متغیرهای کلان اقتصادی، پرداخته‌اند. اما به سبب تغییر شدید شرایط اقتصاد بین‌الملل، به ویژه اقتصاد ایران، در سال‌های اخیر و، همچنین پیشرفت‌های گسترده در ابزارهای تحلیل، مطالعه مجدد اثر متغیرهای اقتصادی بر بازار سهام ضروری به نظر می‌رسد.

یکی از متغیرهای اقتصادی که رابطه تنگاتنگی با بازارهای مالی دارد، نرخ ارز است. تغییرات نرخ ارز بر ارزش دارایی‌ها و فعالیت‌های شرکت‌ها اثر می‌گذارد و بسته به اینکه شرکت صادرکننده کالا یا مصرف‌کننده نهادهای وارداتی باشد، بر حجم تولید، حاشیه سود و قیمت سهام آن اثر می‌گذارد. از سوی دیگر، افزایش بی‌سابقه نرخ ارز در سال‌های اخیر، در پی تحریم بانک مرکزی ایران از سوی سوییفت[3]، اهمیت نرخ ارز را در بازارهای مالی بیش از پیش آشکار کرد.

در این پژوهش به منظور تحلیل اثر شوک‌های ارزی بر بازارهای مالی از مدل خودرگرسیون برداری پانل (Panel VAR) و داده‌های روزانه در بازه اول ژانویه ۲۰۰۹ تا ۳۱ جولای ۲۰۱۳ م استفاده شده است. در بخش دوم مقاله به مبانی نظری و نحوه اثرگذاری نرخ ارز بر شاخص سهام پرداخته شده است. در بخش سوم پیشینه پژوهش و ضرورت انجام پژوهش و در بخش چهارم تشریح مدل خودرگرسیون برداری پانل و معرفی متغیرهای مدل آمده است. در بخش پنجم واکنش آنی از دیدگاه سرمایه‌گذاران و سیاست‌گذاران مورد تحلیل واقع شده است. سپس، به برآورد مدل‌های تحریم و انتخابات به عنوان جایگزینی برای مدل پایه پرداخته شده است. بخش ششم به نتیجه‌گیری و پیشنهادات اختصاص داده شده است.

۲. مبانی نظری

قیمت‌گذاری دارایی پل ارتباطی بین مدیریت مالی و مدیریت دارایی است. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی رابطه بین بازدهی موردانتظار و ریسک دارایی را تشریح می‌کنند (فاباتزی و پیترسون دریک[4]،

1. CAPM: Capital Asset Pricing Model
2. APT: Arbitrage Pricing Theory
3. SWIFT: Society for Worldwide Interbank Financial Telecommunication
4. Fabozzi, F.J., and Peterson Drake, P.

۲۰۰۹). عوامل ریسک به دو دسته عمده تقسیم می‌شوند: ۱) ریسک سیستماتیک و ۲) ریسک غیرسیستماتیک که دسته دوم با تنوع‌بخشی قابل حذف است (فاباتزی و پیترسون دریک، ۲۰۱۰). اولین مدل قیمت‌گذاری دارایی براساس نظریه‌های اقتصادی از سوی شارپ[1] (۱۹۶۴)، لینتنر[2] (۱۹۶۵)، ترینور[3] (۱۹۶۱) و موسین[4] (۱۹۶۶)، در قالب مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای ارائه شد. این مدل فقط یک عامل ریسک سیستماتیک، ریسک کلی بازار را مدّنظر قرار می‌دهد. ریسک بازار مربوط به سبد دارایی است که از کلیه دارایی‌های موجود در بازار تشکیل شده است. هر دارایی به صورت نسبتی از سبد دارایی بازار تعریف می‌شود. رُل[5] (۱۹۷۷) نشان داده است تا زمانی که ترکیب حقیقی سبد دارایی بازار مشخص نشود نمی‌توان مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را بدون ابهام آزمود. مدل دیگر قیمت‌گذاری دارایی را راس[6] (۱۹۷۶) معرفی کرده است که نظریه قیمت‌گذاری آربیتراژ نام دارد و فرض می‌کند که بازدهی مورد انتظار دارایی تحت تأثیر عوامل ریسک گوناگونی قرار دارد. این فرض با ریسک منفرد بازار، در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای در تناقض است هرچند از خطی بودن رابطه بازدهی دارایی با عوامل ریسک حمایت می‌کند اما این عوامل را تعیین نمی‌کند.

انتخاب عوامل مناسب به سادگی امکان‌پذیر نیست. عوامل مورد استفاده بیشتر براساس عرف و در دسترس بودن انتخاب شده‌اند و از نظریه خاصی به دست نیامده‌اند (راس و همکاران، ۲۰۰۸). هرچند کلیه عوامل باید بر مبنای یک دلیل خاص انتخاب شوند. عوامل بسیار متنوعِ عامل ریسک را می‌توان در سه دسته کلی طبقه‌بندی کرد: ۱. عوامل داخلی یا عوامل آماری، ۲. عوامل بین مقطعی[7] یا عوامل بنیادی[8] و ۳. عوامل خارجی یا عوامل اقتصاد کلان[9] (گرینولد و کان[10]، ۱۹۹۴؛ کانر[11]، ۱۹۹۵).

یکی از موضوعات متداول در مطالعات علمی پیرامون اقتصاد مالی، اثبات وجود رابطه بین نیروهای اقتصادی و بازار سهام است. این عوامل می‌تواند شامل بازدهی اوراق قرضه، تغییرات غیرمنتظره در تورم، تغییرات قیمت نفت، تغییرات نرخ ارز و تولیدات صنعتی باشد (گرینولد و کان، ۱۹۹۴). یکی از مدل‌هایی که

1. Sharpe, W.
2. Lintner, J.
3. Treynor, J.L.
4. Mossin, J.
5. Roll, R.
6. Ross, S.A.
7. Cross-sectional factor
8. Fundamental factor
9. Macroeconomic factor
10. Grinold, R., and Kahn, R.N.
11. Connor, G.

از متغیرهای اقتصادی به عنوان عوامل ریسک سیستماتیک بهره گرفته است مدل (BIRR[1]) است. متغیرهای این مدل شامل موارد زیر است: ۱. چرخه تجاری (تغییرات در تولیدات صنعتی)، ۲. نرخ بهره (تغییرات در بازدهی اوراق قرضه بلندمدت)، ۳. اطمینان سرمایه‌گذاران (تغییرات در بازدهی اوراق قرضه بنجل و ممتاز)، ۴. تورم کوتاه‌مدت (تورم نقطه به نقطه در قیمت طلا و نفت و یا شاخص قیمت مصرف‌کننده) و ۵. تورم مورد انتظار (تغییرات در نرخ بهره اسمی (بورمیستر و همکاران[2]، ۱۹۹۴). بنابراین در این پژوهش رفتار شاخص‌های مختلف سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به تغییرات نرخ ارز بررسی می‌شود.

۲-۱. ساز وکار متقابل نرخ ارز و بازار سهام

رابطه نرخ ارز و بازار سهام را می‌توان از دو جنبه نظری بررسی کرد: ۱) مدل‌های جریان‌گرا[3] و ۲) مدل-های سهام‌گرا[4] (لیانگ و همکاران[5]، ۲۰۱۳). در مدل‌های جریان‌گرا، نرخ ارز هدایت‌کننده بازار سهام است در حالی‌که در مدل‌های سهام‌گرا، بازار سهام نرخ ارز را هدایت می‌کند (چن و چن[6]، ۲۰۱۲).

براساس مدل‌های جریان‌گرا، تغییرات نرخ ارز بر رقابت‌های بین‌المللی و تراز تجاری اثر گذاشته و موجب تغییر حجم تولیدات واقعی می‌گردد که به نوبه خود بر جریان‌های نقدی شرکت‌ها و قیمت سهام آنها اثر می‌گذارد (دورنبوش و فیشر[7]، ۱۹۸۰). تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر ارزش دارایی‌ها و فعالیت‌های بین‌المللی شرکت‌ها اثر گذارد، به عنوان مثال بر اثر افزایش نرخ ارز، ارزش فعالیت‌های خارجی شرکت‌ها و یا دارایی‌های داخلی وارداتی آنها افزایش می‌یابد (اگاروال[8]، ۱۹۸۱).

از سوی دیگر، در صورت افزایش نرخ ارز ارزش فعلی هزینه استهلاک دارایی‌های شرکت‌ها نیز کاهش می‌یابد. این تغییرات به صورت سود یا زیان در ترازنامه و، به تبع آن، در حساب جاری شرکت-ها بازتاب داده می‌شود. بنابراین، با انتشار سود یا زیان شرکت‌ها، قیمت سهام آنها نیز دستخوش تغییر می‌گردد (نیه و لی[9]، ۲۰۰۱).

علاوه بر این، بسته به اینکه شرکت، یک شرکت صادرکننده باشد و یا به شدت به نهاده‌های وارداتی وابسته باشد، تغییرات نرخ ارز بر حجم تولید و قیمت سهام آن اثر می‌گذارد (گرنجر و

1. Burmeister- Ibbotson-Roll- Ross
2. Burmeister, E., et al.
3. Flow-oriented model
4. Stock-oriented model
5. Liang, C.C., et al.
6. Chen, S.W., and Chen, T.C.
7. Dornbusch, R., and Fischer, S.
8. Aggarwal, R.
9. Nieh, C.C., and Lee, C.F.

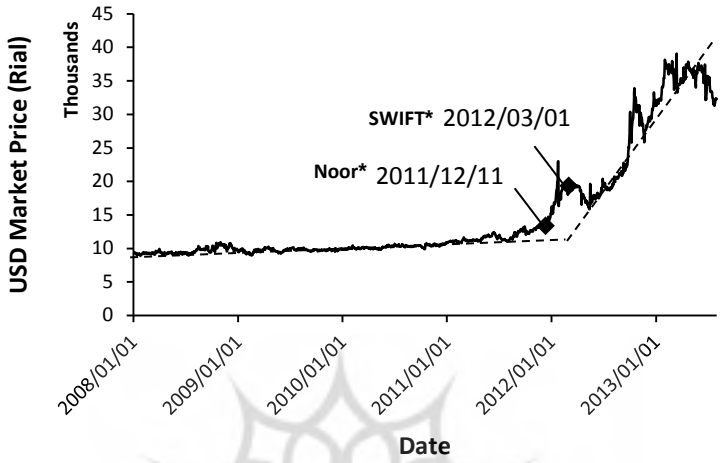
همکاران[1]، ۲۰۰۰). به عنوان مثال چنانچه شرکتی به شدت به نهاده‌های وارداتی وابسته باشد، با افزایش نرخ ارز، می‌بایست مبالغ بیشتری از نقدینگی خود را صرف واردات کند. این امر موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش حاشیه سود شرکت می‌شود که اثر منفی بر حجم تولید، توزیع سود و بازده سهام شرکت می‌گذارد. بنابراین، قیمت سهام شرکت با کاهش همراه خواهد شد.

بودنار و جنتری[2] (۱۹۹۳) اثر نرخ ارز بر قیمت سهام را با توجه به خصوصیات صنعت این‌گونه توضیح می‌دهند: تقویت پول رایج (کاهش نرخ ارز) بر جریان نقدی شامل واردکنندگان، تولیدکنندگان کالاهای غیرمبادله‌ای و مصرف‌کنندگان کالاهای بین‌المللی (مانند طلا) اثر مثبت گذاشته و در مقابل بر جریان نقدی مشتمل بر صادرکنندگان، تولیدکنندگان رقیب کالاهای وارداتی و سرمایه‌گذاران خارجی (مانند شرکت‌های چندملیتی) اثر منفی می‌گذارد و موجب تغییر قیمت سهام آنها می‌شود.

در مقابل، بر اساس مدل‌های سهام‌گرا، هرچه بازارهای سرمایه به سمت یکپارچگی حرکت کنند، تغییرات قیمت سهام و نرخ ارز بیشتر ناشی از جابه‌جایی‌های سرمایه خواهد بود تا تغییرات حساب جاری. بر اساس مدل تعادل سبد دارایی[3] برانسون و همکاران[4] (۱۹۷۷) تغییرات قیمت سهام، اثر معکوس بر نرخ ارز دارد، به گونه‌ای که کاهش قیمت سهام موجب کاهش ثروت سرمایه‌گذاران داخلی می‌شود. این مسئله موجب کاهش تقاضا برای پول و در پی آن کاهش نرخ بهره سرمایه‌گذاری می‌شود. در صورت ثابت بودن سایر شرایط، نرخ بهره پایین موجب فرار سرمایه از کشور شده که به نوبه خود پول رایج را تضعیف می‌کند یا، به عبارت دیگر، نرخ ارز را افزایش می‌دهد (برانسون، ۱۹۸۳؛ فرانکل[5]، ۱۹۸۳؛ گرنجر و همکاران، ۲۰۰۰). اثر قیمت سهام بر نرخ ارز بر اساس رویکرد سبد دارایی، به طور گسترده، از سوی دورنبوش (۱۹۷۵)، فرانکل و رودریگز[6] (۱۹۷۵)، بویر[7] (۱۹۷۷) و کروگر[8] (۱۹۸۳) توضیح داده شده است.

تحریم بانک مرکزی ایران از طرف سوییفت، در سال‌های اخیر به علت محدود نمودن سرویس‌های ارزی از جمله سوآپ[9]، نرخ ارز را در وضعیت متزلزلی قرار داد و نرخ ارز پس از یک دوره ثبات با افزایش بی‌سابقه مواجه شد (نمودار ۱).

1. Granger, C.W.J., et al.
2. Bodnar, G.M., and Gentry, W.M.
3. Portfolio-balance model
4. Branson, W., et al.
5. Frankel, J.A.
6. Frankel, J.A., and Rodriguez, C. A.
7. Boyer, R.S.
8. Krueger, A.O.
9. Swap



نمودار ۱. نمودار قیمت یک دلار آمریکا در بازار آزاد به هزار ریال

مأخذ: محاسبات تحقیق

* نقاط مشخص شده به ترتیب تحریم بانک مرکزی ایران از سوی بانک اسلامی نور امارات متحده عربی و تحریم بانک مرکزی ایران از طرف سوییفت را نشان می‌دهد.

با توجه به اینکه اغلب صنایع داخلی از تجهیزات و ماشین‌آلات وارداتی استفاده می‌کنند و واردات آنها عموماً پیش از افزایش نرخ ارز در سال‌های اخیر صورت گرفته است؛ پیش‌بینی می‌شود افزایش نرخ ارز مطابق با مدل‌های جریان‌گرا، از طریق افزایش ارزش دارایی‌ها و کاهش ارزش استهلاک، موجب افزایش سودآوری شرکت‌ها و به تبع آن افزایش قیمت سهام گردد. این در حالی است که اغلب تولیدات داخلی، به‌ویژه تولیدات با فناوری بالا، وابسته به واردات کالاهای واسطه‌ای می‌باشند. بنابراین، پیش‌بینی می‌شود که افزایش نرخ ارز مطابق با مدل‌های جریان‌گرا، موجب افزایش هزینه‌های تولید و کاهش حاشیه سود شرکت شده و، در نتیجه، قیمت سهام کاهش یابد.

بنابراین، با توجه به اثر دوگانه نرخ ارز بر قیمت سهام، لازم است نحوه واکنش قیمت سهام به شوک‌های ارزی با دقت بیشتری تبیین گردد.

۳. پیشینه پژوهش

مطالعات فراوانی به بررسی اثر متقابل نرخ ارز و بازار سهام پرداخته‌اند. پن و همکاران[1] (۲۰۰۷) با استفاده از علیت گرنجری و توابع واکنش آنی به بررسی رابطه نرخ ارز و قیمت سهام در ۷ کشور

1. Pan, M.S., et al.

آسیای شرقی در دوره ۱۹۹۸-۱۹۸۸م پرداخته‌اند. نتایج پژوهش رابطه مثبت و معنادار نرخ ارز بر قیمت سهام را در بازارهای ژاپن، مالزی، هنگ‌کنگ و تایلند پیش از بحران مالی ۱۹۹۷م نشان می‌دهد. در دوره بحران مالی هیچ‌گونه رابطه‌ای از سوی قیمت سهام به نرخ ارز وجود نداشته اما در تمامی کشورها، بجز مالزی، رابطه علّیِ نرخ ارز به قیمت سهام تأیید شده است.

لیانگ و همکاران (۲۰۱۳) رابطه بین نرخ ارز و قیمت سهام را در کشورهای ASEAN-5[1] مورد بازبینی قرار داده‌اند. نتایج مدل علیت گرنجری پانل[2] با روش حداقل مربعات پویا (DOLS[3])، رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدتِ نرخ ارز بر قیمت سهام را نشان می‌دهد.

پاترو و همکاران[4] (۲۰۱۴) اثر انتشار خبر کاهش ارزش پول رایج بر قیمت سهام را بررسی کرده‌اند. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که بازار سهام پیش از کاهش ارزش پول رایج واکنش نشان داده و به تدریج کاهش می‌یابد. قیمت سهام در کشورهای در حال توسعه بیشتر از میزان کاهش ارزش پول رایج، نزول پیدا می‌کند.

دو[5] (۲۰۱۴) اثر تغییرات مداوم نرخ ارز را بر بازدهی سهام بررسی کرده است. براساس یافته‌های این پژوهش پیشنهاد شده است که پژوهشگران به تغییرات مداوم نرخ ارز، در مقابل تغییرات موقت نرخ ارز، توجه بیشتری نشان دهند.

کریم‌زاده (۱۳۸۵) و پیرائی و شهسوار (۱۳۸۸) با استفاده از مدل خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL[6]) نشان داده‌اند که شاخص قیمت سهام با نرخ ارز رابطه منفی دارد. این درحالی است که عباسیان و همکاران (۱۳۸۷)، با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری (VECM[7]) و ابراهیمی و شکری (۱۳۹۰) با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری ساختاری (SVECM) نشان داده‌اند که شوک‌های ارزی در بلندمدت اثر مثبت بر شاخص قیمت سهام دارند.

در پژوهشی دیگر نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) با بهره‌گیری از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) و داده‌های ماهانه نشان داده‌اند که شوک‌های نرخ ارز در کوتاه‌مدت اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی بر شاخص قیمت سهام دارد. بنابراین، همان‌طور که موسایی و همکاران (۱۳۸۹) نیز تأکید

1. Association of southeast Asian
2. Panel Granger-causality
3. Dynamic ordinary least squares
4. Patro, D.K., et al.
5. Du, D.
6. Autoregressive Distributed Lag
7. Vector Error Correction Model

نموده‌اند، میزان تأثیرات نرخ ارز بر قیمت سهام به روش برآورد حساس است. با این حال، وجود رابطه تعادلی بلندمدت میان شاخص کل قیمت سهام و نرخ ارز را مورد تأیید قرار داده‌اند.

علاوه بر روش تحلیل، نوع داده‌ها نیز نتایج پژوهش را تحت تأثیر قرار می‌دهد. همان‌گونه که دی-یوریو و فاف[1] (۲۰۰۰) نشان داده‌اند استفاده از داده‌های روزانه بهتر می‌تواند ریسک نرخ ارز را نشان دهد و داده‌های روزانه واکنش‌های باوقفه را بهتر از واکنش‌های همزمان نشان می‌دهد. این درحالی است که در بیشتر مطالعات داخلی، بجز تقوی و بیابانی (۱۳۸۲)، از داده‌های فصلی یا ماهانه به منظور تحلیل استفاده شده است. البته این امر بیشتر ناشی از ماهیت متغیرهای مورد مطالعه بوده است که به صورت ماهانه یا فصلی در دسترس بوده‌اند، اما استفاده از داده‌های هموار شده موجب از دست رفتن بخشی از داده‌ها شده و، در نتیجه، نوسانات آنی را نادیده می‌گیرد. از طرف دیگر، استفاده از داده‌های هموار شده دقت مطالعه را کاهش داده و نتایج با واقعیت فاصله می‌گیرد.

از سوی دیگر در پژوهش‌های داخلی، بجز تقوی و محمدزاده (۱۳۸۱)، به تحلیل بخشی توجه نشده است و اکثر مطالعات درباب شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران، شاخص نقدی یا شاخص صنعت صورت گرفته است. بنابراین، اغلب از مدل‌های سری زمانی جهت تحلیل بهره گرفته‌اند و مدل‌های پانل دیتا[2] که از قدرت تحلیل بیشتری برخوردارند، مورد استفاده قرار نگرفته‌اند. از سوی دیگر، پسران و اسمیت[3] (۱۹۹۵) نشان داده‌اند که تخمین‌های صورت گرفته بر روی سری‌های زمانی که از میانگین‌گیری بر روی مقاطع به دست آمده‌اند با تورش همراه است. این مسئله نتایج حاصل از پژوهش‌های پیشین را با تردید مواجه می‌کند. بنابراین، مطالعه مجدد اثر نرخ ارز بر بازارهای مالی ضروری به نظر می‌رسد.

یکی از کاربردهای رایج مدل‌های خودرگرسیون برداری پانل برآورد میانگین اثر بین گروه‌های ناهمگن و تشخیص اثرات فردی متناسب با آنهاست (کانوا و سیسارلی[4]، ۲۰۱۳). مدل‌های خودرگرسیون برداری پانل مزیت‌های مدل‌های خودرگرسیون برداری (سیمز[5]، ۱۹۸۰) و مدل‌های پانل دیتا (بالتاجی[6]، ۲۰۰۵) را توأمان دارا هستند. علاوه بر آن، چنان‌چه طول سری زمانی به اندازه کافی بزرگ باشد یا، به عبارت دیگر، یک میدان داده[7] در دسترس باشد (کوا[8]، ۱۹۹۰)، مدل خودرگرسیون برداری با کنترل ناهمگنی، نامانایی و هم‌بستگی سریالی بین مقاطع، برآوردهای سازگاری را ارائه می‌کند (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵).

1. Di Iorio, A., and Faff, R.
2. Panel data
3. Pesaran, M.H., and Smith, R.
4. Canova, F., and Ciccarelli, M.
5. Sims, C.A.
6. Baltagi, B.H.
7. Data field
8. Quah, D.

مطالعات تجربی اندکی را می‌توان یافت که از مدل خودرگرسیون برداری پانل در تحلیل بازارهای سهام استفاده کرده باشند. از این میان، می‌توان روسو و واکل[۱] (۲۰۰۰)، پلتونن و همکاران[۲] (۲۰۱۱) و آگنلو و سوسا[۳] (۲۰۱۳) اشاره کرد که از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[۴]) به منظور برآورد مدل خودرگرسیون برداری پانل استفاده کرده‌اند. از سوی دیگر، برگ[۵] (۲۰۱۳) به علت بهره‌گیری از یک میدان داده به منظور برآورد مدل خودرگرسیون برداری پانل، از روش برآورد میانگین‌گروهی[۶] استفاده کرده است.

بنابراین در راستای هدف پژوهش، مبنی بر تحلیل بخشی شاخص‌های سهام، و با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده به صورت میدان داده می‌باشند، همچنین مزیت‌های مدل خودرگرسیون برداری پانل، به منظور تحلیل اثر شوک‌های ارزی بر شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران از مدل خودرگرسیون برداری پانل و روش برآورد میانگین‌گروهی بهره گرفته شده است.

۴. روش‌شناسی

روش‌های تخمین مدل خودرگرسیون برداری پانل، متناسب با ترکیب داده‌ها تغییر می‌کند. از این‌رو، می‌توان این روش‌ها را در دو دسته کلی تقسیم‌بندی نمود: ۱. داده‌های اقتصاد خرد (داده‌های پانل با N بزرگ و T کوچک) و ۲. داده‌های مالی و اقتصاد کلان (داده‌های پانل با N و T بزرگ)، که در آنها T اندازه سری زمانی و N تعداد مقاطع را نشان می‌دهد (کانوا و سیسارلی، ۲۰۱۳).

۱. داده‌های پانل با N بزرگ و T کوچک: داده‌های زیادی را در اقتصاد، به ویژه در بررسی سیاست‌گذاری‌های جدید یا در اقتصادهای نوظهور، می‌توان یافت که اندازه سری زمانی آنها کوچک - در حدود ۱۰ یا کمتر- است. در اکثر مطالعات، غالباً تأکید بر روش‌های تخمین معادله تکی بوده است در حالی‌که بسیاری از مطالعات کاربردی نیازمند استفاده از سیستم معادلات یا به طور خاص مدل خودرگرسیون برداری هستند. اولین بار هولتز- ایکن و همکاران[۷] (۱۹۸۸) مدل خودرگرسیون برداری پانل را در شرایطی که اندازه سری زمانی کوچک است، مورد بررسی قرار داده‌اند. هرچند در این مدل‌ها اندازه سری زمانی کوچک است، اما به این معنی نیست که داده‌ها نمی‌توانند نامانا یا هم‌انباشته باشند. یکی دیگر از مواردی که در بررسی این مدل‌ها نیازمند توجه است، نقض فروض سازگاری روش شبه حداکثر

1. Rousseau, P.L., and Wachtel, P.
2. Peltonen, T.A., et al.
3. Agnello, L., and Sousa, R.M.
4. Generalized Method of Moments
5. Berg, T.O.
6. Mean group estimator
7. Holtz-Eakin, D., et al.

راست‌نمایی (QML[1])، در استفاده از مدل‌های اثرثابت است (نیمن و اسکات[2]، ۱۹۴۸). به منظور غلبه بر این مشکلات روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM[3]) استاندارد (هولتز- ایکن و همکاران، ۱۹۸۸؛ آرلانو و باند[4]، ۱۹۹۱)، روش گشتاورهای تعمیم‌یافته توسعه‌یافته (آهن و اشمیت[5]، ۱۹۹۵؛ آرلانو و باور[6]، ۱۹۹۵؛ بلوندل و باند[7]، ۱۹۹۸) و روش‌های شبه حداکثر راست‌نمایی اثرثابت (FE-QML[8]) و شبه حداکثر راست-نمایی اثرتصادفی (RE-QML[9]) (بایندر[10] و همکاران، ۲۰۰۵) ارائه شده‌اند.

۲. داده‌های پانل با N و T بزرگ: بسیاری از داده‌های مالی مانند قیمت سهام، اوراق قرضه یا نرخ ارز، سری‌های زمانی با اندازه بزرگ را شامل می‌شوند. بنابراین زمانی که یک میدان داده در دسترس باشد، استفاده از رگرسیون‌های مجزا کاملاً معقول به نظر می‌رسد. در این حالت چهار روش برای تخمین میانگین اثر داده‌ها وجود دارد: الف) روش میانگین‌گروهی که در آن تخمین‌های جداگانه بر روی هر یک از مقاطع صورت گرفته و از نتایج تخمین‌ها میانگین گرفته می‌شود. ب) پشته نمودن داده‌ها و استفاده از تخمین‌زننده‌های اثرثابت یا اثرتصادفی. ج) میانگین‌گیری بین مقاطع و تخمین سری زمانی انباشته، د) میانگین‌گیری در طول زمان و تخمین داده‌های مقطعی انباشته. هر چهار روش میانگین اثر داده‌ها را محاسبه می‌کنند با این تفاوت که در روش میانگین‌گروهی میانگین‌گیری به طور صریح صورت می‌گیرد در حالی که در سایر روش‌ها میانگین‌گیری به شکل ضمنی اعمال می‌شود (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵).

وقتی که تمامی رگرسورها اکیداً برون‌زا بوده، ضرایب به صورت تصادفی باشند و توزیع رگرسورها بین مقاطع مستقل از هم باشند؛ هر چهار روشِ تخمینِ میانگین اثر داده‌ها، سازگار و بدون تورش خواهند بود (زلنر[11]، ۱۹۶۹)؛ اما در اغلب موارد این اتفاق نمی‌افتد. در حالی‌که برآوردکننده میانگین‌گروهی، ضرایب سازگاری را در شرایطی که N و T به اندازه کافی بزرگ است[12]، ارائه می‌کند؛ سایر روش‌ها در تخمین مدل‌های پویا، حتی در صورتی که $T \to \infty$ و $N \to \infty$، تخمین‌های سازگاری را نشان نمی‌دهند و تورش تخمین بسیار چشم‌گیر می‌باشد. این تورم ناشی از نادیده گرفتن ناهمگنی‌های بین مقاطع بوده که

1. Quasi Maximum Likelihood
2. Neyman, J., and Scott, E.
3. Generalized Method of Moments
4. Arellano, M., and Bond, S.R.
5. Ahn, S.C., and Schmidt, P.
6. Arellano, M., and Bover, O.
7. Blundell, R., and Bond, S.R.
8. Fixed effect- Quasi Maximum Likelihood
9. Random effect- Quasi Maximum Likelihood
10. Binder et al.
11. Zellner, A.

۱۲. در مقاله پسران و اسمیت (۱۹۹۵) ۳۸ صنعت در طول ۳۰ سال مورد بررسی قرار گرفته است و داده‌ها به صورت فصلی بوده‌اند.

موجب همبستگی سریالی بین جملات اختلال شده و، در نتیجه، برآوردهای ناسازگاری را در مدل‌های پویا ارائه می‌کند (پسران و اسمیت، ۱۹۹۵).

مزیت‌های استفاده از روش برآورد میانگین‌گروهی در تخمین مدل خودرگرسیون برداری پانل و بر روی میدان داده را می‌توان در موارد ذیل خلاصه کرد:

۱. کنترل ناهمگنی بین مقاطع: تخمین‌های مجزا برای هر مقطع، امکان تمایز بین اثرات فردی هر مقطع را فراهم می‌آورد.

۲. ارائه تخمین‌های سازگار: به علت در نظرگرفتن ناهمگنی‌های بین مقاطع، همبستگی سریالی بین جملات اختلال کاهش یافته و برآورد سازگاری را از میانگین اثر داده‌ها، در شرایطی که N و T به اندازه کافی بزرگ است، ارائه می‌کند.

۳. کنترل نامانایی سری‌های زمانی: با وجود نامانایی سری‌های زمانی هر مقطع، بر اساس قضیه حد مرکزی، برآوردهای میانگین اثر داده‌ها از توزیع نرمال پیروی می‌کنند.

بنابراین، با توجه به اینکه داده‌های مورد استفاده به صورت میدان داده می‌باشند، در تخمین مدل خودرگرسیون برداری پانل از روش برآورد میانگین‌گروهی بهره گرفته شده است.

استفاده از روش برآورد میانگین‌گروهی مستلزم برآورد مجزای مدل‌های خودرگرسیون برداری برای هر یک از شاخص‌های سهام است. بنابراین، پیش از ارائه نتایج مدل پانل، مدل‌های سری زمانی مجزا برآورد شده است. برای اینکه مدل‌های مجزا از اعتبار لازم جهت استفاده در تحلیل‌های بعدی برخوردار باشند، درجه هم‌جمعی متغیرهای مدل از طریق آزمون مانایی دیکی- فولر تعمیم‌یافته[1] تعیین شده است. چنانچه تمامی متغیرها هم‌جمع از مرتبه یک I(1) باشند، می‌بایست از تفاضل مرتبه اول متغیرها در تدوین مدل استفاده گردد؛ اما این کار موجب از دست رفتن اطلاعات بلندمدت می‌گردد. در صورتی که حداقل یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها موجود باشد امکان بررسی اثرات بلندمدت شوک‌های ارزی با استفاده از توابع واکنش آنی و تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی در سطح فراهم می‌آید (برگ، ۲۰۱۳). به منظور تعیین تعداد بردار هم‌انباشتگی از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون[2]، بهره گرفته شده است. در صورت لزوم شکست ساختاری متغیرها نیز در مدل لحاظ شده است. در نهایت با استفاده از روش برآورد میانگین گروهی، اثر شوک‌های ارزی بر شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران بررسی و تحلیل شده است.

1. ADF: Augmented Dickey-Fuller Test
2. Johansen

۴-۱. متغیرهای مدل و داده‌ها

در این پژوهش رفتار شاخص‌های مختلف سهام بازار بورس اوراق بهادار تهران نسبت به شوک‌های ارزی سنجیده می‌شود. علاوه بر آن، به منظور تکمیل مدل اخبار اقتصادی روزانه قیمت نفت (حسینی-نسب و همکاران، ۱۳۹۰؛ ابراهیمی و شکری، ۱۳۹۱؛ موهانتی و همکاران[1]، ۲۰۱۱؛ لی و همکاران[2]، ۲۰۱۲؛ فنگ و یو[3]، ۲۰۱۴) و قیمت طلا (صمدی و همکاران، ۱۳۸۶؛ وانگ و همکاران[4]، ۲۰۱۰؛ شیخ و همکاران[5]، ۲۰۱۳) نیز در مدل منظور شده‌اند. برای این منظور از داده‌های روزانه قیمت هر بشکه نفت سبد نفتی اوپک، بر حسب دلار ایالات متحده آمریکا، برگرفته از داده‌های سری زمانی اوپک[6]، قیمت هر اونس طلای ۲۴ عیار در پایان معاملات بورس طلای لندن بر حسب دلار ایالات متحده آمریکا برگرفته از داده‌های تاریخی کیتکو[7]، شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران به تفکیک صنعت برگرفته از آرشیو شاخص‌های بورس اوراق بهادار تهران[8] و نرخ دلار در بازار آزاد بر حسب تومان؛ در بازه اول ژانویه ۲۰۰۹ تا ۳۱ جولای ۲۰۱۳م استفاده شده است.

با افزایش نرخ ارز در سال‌های اخیر، به علت نبود یک مرجع رسمی، نرخ ارز دچار سه‌گانگی قیمت گردید: ۱. نرخ ارز مرجع بانک مرکزی ایران، ۲. نرخ ارز مرکز مبادلات ارزی و ۳. نرخ ارز بازار آزاد. از سوی دیگر، محدودیت‌های اعمال شده جهت استفاده از نرخ ارز مرجع یا نرخ ارز مرکز مبادلات ارزی موجب گردید تا واکنش بازار نسبت به تغییر قیمت کالاهای وارداتی مطابق با ارز تخمینی بازار آزاد صورت پذیرد. بنابراین، در این پژوهش از طلا به عنوان یک دارایی که قیمت آن به صورت بین‌المللی تعیین می‌شود و کمتر از سایر کالاها مانند موبایل، ماشین و اقلام دیگر دستخوش وضعیت بازارهای منطقه‌ای قرار می‌گیرد، به عنوان شاخص استفاده شده است و نرخ دلار بازار آزاد به عنوان نماینده‌ای از نرخ ارز بازار آزاد، با توجه به آن تخمین زده شده است. به منظور تخمین نرخ دلار بازار آزاد از رابطه (۱) استفاده شده است:

$$\mathrm{EXR_{USDMP}} = \frac{\mathrm{Gold_{IRI}} \times 999.9 \times 31.103431}{750 \times \mathrm{Gold_{LAP}}} \qquad (۱)$$

که در آن $\mathrm{EXR_{USDMP}}$ نرخ دلار بازار آزاد بر حسب تومان، $\mathrm{Gold_{IRI}}$ قیمت هر گرم طلای ۱۸ عیار (آلیاژ با خلوص ۷۵۰ گرم طلا در هر ۱۰۰۰ گرم) در پایان معاملات بازار طلای تهران بر حسب تومان و

1. Mohanty, S.K., et al.
2. Lee, B.J., et al.
3. Fang, C.R., and You, S.Y.
4. Wang, M.L., et al.
5. Sheikh, M., et al.
6. www.opec.org
7. www.kitco.com
8. www.irbourse.com

$Gold_{LAP}$ قیمت هر اونس[1] طلای ۲۴ عیار (آلیاژ با خلوص ۹۹۹,۹ گرم طلا در هر ۱۰۰۰ گرم) در پایان معاملات بورس طلای لندن بر حسب دلار ایالات متحده آمریکاست. قیمت روزانه طلا در بازار تهران از دفاتر قیمت اتحادیه طلا، جواهر، سکه و صراف تهران[2] و تارنمای www.tgju.org به دست آمده است.

از آنجا که متغیرهای مدل ترکیبی از متغیرهای منطقه‌ای و بین‌المللی است، روزهای تعطیل آنها بر هم منطبق نیست. به منظور غلبه بر این مشکل دو راه وجود دارد: ۱. حذف داده‌های مرتبط با روزهای تعطیل داخلی و بین‌المللی، ۲. توسعه داده‌ها به روزهای تعطیل و استفاده از متغیر مجازی. در صورت حذف داده‌های روزهای تعطیل دو مشکل ایجاد می‌شود: ۱. حجم داده‌ها به شدت کاهش می‌یابد و به سه روز از هفته (دوشنبه، سه‌شنبه و چهارشنبه) تقلیل می‌یابد، ۲. تفسیر متغیرهای با وقفه، با ابهام مواجه می‌گردد. این ابهام ناشی تفاوت معنای وقفه‌هاست. به همین علت در تدوین مدل از روش دوم استفاده شده است و از دو متغیر مجازی DV_t که در روزهای تعطیل داخلی مقدار یک و در سایر روزها مقدار صفر دارد و IV_t که در روزهای تعطیل بین‌المللی مقدار یک و در سایر روزها مقدار صفر دارد، استفاده شده است. روزهای تعطیل شامل کلیه تعطیلی‌های رسمی و روزهای پایانی هفته است.

۴-۲. تصریح مدل

در مدل خودرگرسیون برداری تمامی متغیرها به صورت درون‌زا در نظر گرفته می‌شوند. بردار متغیرهای درون‌زا به شکل رابطه (۲) در نظر گرفته شده است:

$$X_{lt} = [OP_t\ GP_t\ EXR_t\ II_{lt}\acute{}] \qquad (۲)$$

که در آن X_{lt} بردار سری زمانی متغیرهای درون‌زای صنعت l ام، OP_t سری زمانی قیمت یک بشکه نفت سبد نفتی اوپک به دلار ایالات متحده آمریکا، GP_t سری زمانی قیمت یک اونس طلای ۲۴ عیار در پایان معاملات بورس طلای لندن به دلار ایالات متحده آمریکا، EXR_t سری زمانی نرخ دلار بازار آزاد به تومان و II_{lt} سری زمانی شاخص سهام صنعت l ام است.

تمامی متغیرها به‌جز متغیرهای مجازی به فرم لگاریتمی در مدل لحاظ شده‌اند. استفاده از فرم لگاریتمی موجب می‌گردد ضرایب تخمینی، به علت این‌که تغییرات نسبی را نشان می‌دهند، مستقل از واحدهای اندازه‌گیری متغیرها باشند (گجراتی[3]، ۲۰۱۱). فرم لگاریتمی مدل خودرگرسیون برداری برای هر شاخص مطابق رابطه (۳) است:

---

۱. ۳۱,۱۰۳۴۳۱ گرم

2. Tehran Gold and Jewels Union
3. Gujarati, D.

$$Ln(X_{lt}) = \mathbf{A_{l1}}Ln(X_{lt-1}) + \cdots + \mathbf{A_{lp}}Ln(X_{lt-p}) + \mathbf{B_l}Z_t + U_{lt} \qquad (۳)$$

که در آن $Ln(X_{lt})$ لگاریتم بردار سری زمانی متغیرهای درون‌زای صنعت l ام، $\mathbf{A_{li}}$ ماتریس مربعی چهار بعدی از ضرایب متغیرهای درون‌زای صنعت lام با وقفه i، p طول وقفه یا مرتبه مدل، U_{lt} بردار چهار بعدی از پسماندهای صنعت l ام، $\mathbf{B_l}$ ماتریس چهار در سه از ضرایب متغیرهای برون‌زای صنعت l ام و Z_t بردار متغیرهای برون‌زاست. بردار Z_t مطابق رابطه (۴) است:

$$Z_t = [J\ DV_t\ IV_t\acute{}] \qquad (۴)$$

که در آن J برداری چهار بعدی است که تمام عناصر آن یک است، DV_t متغیر مجازی تعطیلی‌های داخلی و IV_t متغیر مجازی تعطیلی‌های بین‌المللی است.

به منظور بررسی اثرات بلندمدت شوک‌های ارزی از توابع واکنش آنی استفاده شده است. از آنجا که ترتیب مختلف متغیرها به شوک‌های مختلف می‌انجامد، جهت جلوگیری از سلیقه‌ای شدن ترتیب انتخابی متغیرها از روش واکنش آنی تعمیم‌یافته پسران و شین[1] (۱۹۹۶) استفاده شده است. در این روش اثر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر سیستم معادلات مدل خودرگرسیون برداری سنجیده می‌شود در حالی‌که هیچ‌گونه محدودیتی در شناسایی مدل اعمال نشده است.

به علت استفاده از مدل لگاریتمی اندازه شوک‌های وارده بر حسب درصد تغییر در مقدار متغیر بوده و مستقل از واحد اندازه‌گیری آنهاست. با توجه به اینکه اندازه شوک وابسته به انحراف معیار متغیر است، اندازه شوک ناشی از اختلالات متغیر شاخص سهام، متناسب با نوع صنعت تغییر می‌کند اما اندازه شوک ارزی در تمامی مدل‌ها یکسان و برابر با ۱/۷۲ درصد است.

طول دوره پیش‌بینی برابر دو سال (۷۳۰ روز) فرض شده است و فواصل اطمینان با استفاده از شبیه‌سازی مونت‌کارلو[2] با ۱۰۰۰[3] بار تکرار محاسبه شده است. در برخی از موارد فواصل اطمینانی که از روش‌های حدی استفاده می‌کنند، به علت همگرا شدن، از واقعیت فاصله می‌گیرند. به همین علت از روش‌های مبتنی بر شبیه‌سازی مانند شبیه‌سازی مونت‌کارلو یا روش‌های خودراه‌انداز[4] استفاده می‌شود (فاچین و براوتی[5]، ۱۹۹۶؛ کیلیان، ۱۹۹۸؛ کیلیان و چنگ[6]، ۲۰۰۰). چنانچه واکنش متغیرها به شوک

1. Pesaran, M.H., and Shin, Y.
2. Monte Catrlo
۳. تعداد تکرارها مطابق با پلتونن و همکاران (۲۰۱۱) انتخاب شده است.
4. Bootstrap
5. Fachin, S., and Bravetti, L.
6. Kilian, L., and Chang, P.L.

ناشی از اختلالات خودشان به صورت نزولی باشد و در بلندمدت به سمت صفر میل کند، مدل از پایداری برخوردار است. در غیر این صورت مدل واگرا بوده و از تحلیل‌های آتی حذف می‌شود.

پس از برآورد تخمین‌های مجزا برای هر یک از شاخص‌ها و محاسبه واکنش آنی آنها، از روش برآورد میانگین‌گروهی جهت محاسبه میانگین اثر شوک‌های ارزی بر شاخص‌های سهام بورس اوراق بهادار تهران استفاده شده است. بر اساس اهداف پژوهش، مدل پانل از دو دیدگاه مورد استفاده قرار گرفته است: ۱. دیدگاه سرمایه‌گذاران و ۲. دیدگاه سیاست‌گذاران بازار.

از دیدگاه سرمایه‌گذاران در صورت یکسان بودن تمامی عوامل، صرفاً اندازه شرکت ارجحیتی در انتخاب یک سهم از یک شرکت با یک سهم از شرکت دیگر ایجاد نمی‌کند. بنابراین، در استفاده از روش میانگین‌گروهی از دیدگاه سرمایه‌گذاران، از میانگین‌گیری ساده استفاده شده است. چنانچه IR_{lk} واکنش آنی شاخص سهام l ام به شوک ناشی از اختلالات متغیر k ام و L تعداد کل شاخص‌ها باشد، IR_k^{INV} میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک ناشی از اختلالات متغیر kام از دیدگاه سرمایه‌گذاران مطابق رابطه (۵) خواهد بود:

$$IR_k^{INV} = {}^{1}/_{L} \sum_{l=1}^{L} IR_{lk} \qquad (۵)$$

در نقطه مقابل، از دیدگاه سیاست‌گذاران بازار، بزرگی شرکت عرضه‌کننده سهام و سهم آن از بازار مالی دارای اهمیت است. سقوط یا رونق سهام شرکت‌های بزرگ به علت اثری که بر سبد دارایی بازار می‌گذارند می‌تواند موجب سقوط یا رونق سایر سهام‌های بازار گردد. از این رو از دیدگاه سیاست‌گذاران بازار، واکنش شرکت‌های بزرگ به شوک‌های اقتصادی از اهمیت بالاتری برخوردار است. بر این مبنا در استفاده از روش میانگین‌گروهی از دیدگاه سیاست‌گذاران بازار، از میانگین‌گیری وزنی استفاده شده است. وزن‌ها بر اساس نسبت مجموع ارزش بازار شرکت‌های تشکیل‌دهنده هر شاخص به کل ارزش بازار محاسبه شده‌اند. ارزش بازار شرکت‌ها از بانک اطلاعات شرکت‌ها (۱۳۹۲) به دست آمده است. در صورتی که IR_{lk} واکنش آنی شاخص سهام l ام به شوک ناشی از اختلالات متغیر k ام و w_l وزن شاخص سهام lام باشد، IR_k^{POL} میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک ناشی از اختلالات متغیر kام از دیدگاه سیاست‌گذاران به شکل رابطه (۶) خواهد بود:

$$IR_k^{POL} = \sum_{l=1}^{L} w_l IR_{lk}, \qquad \sum_{l=1}^{L} w_l = 1 \qquad (۶)$$

۴-۳. مدل‌های جایگزین

در این بخش دو مدل جایگزین برای مدل پایه ارائه می‌شود. هدف از ارائه این مدل‌ها بررسی اثر متغیرهای مدل بر شاخص سهام در وضعیت تحریم و امید به رفع تحریم است. این دو مدل عبارت‌اند از:

۱) مدل تحریم. در این مدل شکست ساختاری ناشی از تحریم بانک مرکزی ایران از سوی سوییفت، در اول مارس ۲۰۱۲م، با استفاده از متغیرهای مجازی شکست ساختاری با تغییر شیب، در مدل منظور شده است. به این منظور متغیرهای مجازی $D_{Sanction}$ و $t_{Sanction}$ در مدل افزوده شده است.

۲) مدل انتخابات. در این مدل شکست ساختاری ناشی از شروع فرآیند انتخابات یازدهم ریاست جمهوری در هفتم ماه مه ۲۰۱۳م/ ۱۳۹۲/۲/۱۷ش، با استفاده از متغیرهای مجازی شکست ساختاری با تغییر شیب، در مدل منظور شده است. انتخابات یازدهم ریاست جمهوری به علت تغییر وضع سیاسی کشور و احتمال پیروزی جناح رقیب دولت دهم که موجب شکل‌گیری امیدی برای رفع تحریم‌های اعمال شده بر کشور شده است، دارای اهمیت می‌باشد. مطابق با نظریه انتظارات عقلایی سرمایه‌گذاران پیش از تغییر واقعی دولت واکنش نشان می‌دهند و تمامی اخبار سیاسی از شروع فرآیند ثبت‌نام کاندیداهای ریاست جمهوری در تصمیم‌گیری آنها اثر می‌گذارد. بنابراین، شکست ساختاری ناشی از رفع تحریم در تاریخ شروع ثبت‌نام انتخابات ریاست جمهوری یازدهم در نظر گرفته شده است. به این منظور متغیرهای مجازی $D_{Election}$ و $t_{Election}$ در مدل افزوده شده است.

۵. نتایج تجربی

از آزمون مانایی دیکی- فولر تعمیم‌یافته بر روی لگاریتم متغیرها با حدود بحرانی آکایک[1] استفاده شده است. در آزمون متغیرها در سطح، روند و رانش و برای تفاضل مرتبه اول آنها صرفاً رانش در نظر گرفته شده است. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته در جدول (۱) نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود تمامی متغیرها، هم‌جمع از مرتبه یک $I(1)$ می‌باشند.

به منظور تعیین مرتبه مدل از حد بحرانی آکایک استفاده شده است که این روش در تمامی مدل‌ها چهار وقفه را پیشنهاد می‌کند (جدول ۲). با توجه به اینکه تمامی متغیرها هم‌جمع از مرتبه یک $I(1)$ هستند، ابتدا وجود بردار هم‌انباشتگی بین متغیرها، با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی یوهانسون، بررسی شده است. تعداد بردار هم‌انباشتگی با توجه به آماره‌های آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه با توجه به حدود بحرانی آکایک انتخاب شده است. نتایج آزمون هم‌انباشتگی وجود حداقل یک بردار هم-انباشتگی را در هر مدل مورد تأیید قرار می‌دهد (جدول ۲). بنابراین، می‌توان از توابع واکنش آنی برای بررسی اثرات بلندمدت شوک‌های ارزی در سطح استفاده کرد.

1. AIC: Akaike Information Criterion

جدول ۱. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم‌یافته

نام متغیر	نماد	آماره آزمون در سطح*	آماره آزمون تفاضل مرتبه اول**	نتیجه
فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای	RPPNF	0.094667	-20.67119	I(1)
ماشین‌آلات و دستگاه‌های برقی	EMA	-1.461208	-11.76387	I(1)
فلزات اساسی	BM	-2.341132	-12.41079	I(1)
ساخت محصولات فلزی	FMP	-1.482829	-12.95305	I(1)
محصولات چوبی	WP	-2.093114	-12.71630	I(1)
لاستیک و پلاستیک	RPP	1.995441	-39.15117	I(1)
استخراج کانه‌های فلزی	MOM	-2.086420	-19.63218	I(1)
رایانه و فعالیت‌های وابسته به آن	CRA	-1.102168	-19.83045	I(1)
شرکت‌های چندرشته‌ای صنعتی	DI	-2.578354	-14.99662	I(1)
محصولات شیمیایی	CP	-2.198544	-12.44395	I(1)
استخراج نفت و گاز و خدمات جنبی جز اکتشاف	OGERS	-0.751259	-20.38281	I(1)
حمل‌ونقل، انبارداری و ارتباطات	TS	-0.430131	-40.26220	I(1)
قند و شکر	SP	-3.125646	-11.86504	I(1)
سایر محصولات کانی غیرفلزی	ONMMP	3.829846	-4.917222	I(1)
ماشین‌آلات و تجهیزات	ME	-1.151196	-5.131753	I(1)
انبوه‌سازی املاک و مستغلات	REC	-3.228692	-9.548566	I(1)
مخابرات	PT	-1.428110	-35.11571	I(1)
خدمات فنی و مهندسی	TES	-1.504470	-15.30337	I(1)
بیمه و صندوق بازنشستگی به‌جز تأمین اجتماعی	IPF	-1.190395	-8.598393	I(1)
محصولات کاغذی	PP	1.594187	-11.48380	I(1)
انتشار، چاپ و تکثیر	PPRM	-1.918295	-13.10837	I(1)
ساخت دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی	RTVCE	-1.211474	-38.50919	I(1)
پیمانکاری صنعتی	IC	-2.884684	-20.88537	I(1)
زراعت و خدمات وابسته	A	-1.772600	-18.22292	I(1)
بانک‌ها و مؤسسات اعتباری	MI	-1.719256	-20.06824	I(1)
سیمان، آهک و گچ	CLP	0.756842	-7.903599	I(1)
منسوجات	T	-0.835530	-40.00307	I(1)
استخراج سایر معادن	OM	-1.798240	-14.02832	I(1)
سرمایه‌گذاری‌ها	INVC	-0.838935	-10.96528	I(1)
سایر واسطه‌گری‌های مالی	FL	-1.677501	-20.01189	I(1)
مواد و محصولات دارویی	PH	-1.382399	-5.524561	I(1)
کاشی و سرامیک	CT	-1.376190	-13.48130	I(1)
دباغی، پرداخت چرم و ساخت انواع پاپوش	TDL	-0.596867	-39.86686	I(1)
محصولات غذایی و آشامیدنی به‌جز قند و شکر	FPB	-0.984218	-7.801211	I(1)
استخراج ذغال‌سنگ	CLM	-1.741716	-33.96752	I(1)
ابزار پزشکی، اپتیکی و اندازه‌گیری	MPOI	-3.011412	-17.59339	I(1)
خودرو و ساخت قطعات	MVAP	-1.279239	-19.76550	I(1)
قیمت نفت	OP	-2.582237	-28.17882	I(1)
قیمت طلا	GP	-0.058973	-9.333368	I(1)
نرخ ارز	EXR	-1.751662	-16.77892	I(1)

* حد بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد برای متغیرها در سطح و با در نظر گرفتن روند و رانش ۳/۴۱۲۵- است.

** حد بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد برای تفاضل مرتبه اول متغیرها با در نظر گرفتن رانش ۲/۸۶۳۱- است.

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۲. مرتبه پیشنهادی مدل خودرگرسیون برداری و تعداد بردار هم‌انباشتگی

مدل	مرتبه پیشنهادی آکایک	آماره آکایک	تعداد بردار هم‌انباشتگی	شکل مدل هم‌انباشتگی
RPPNF	4	-23.65377	2	V
EMA	4	-24.01172	1	III
BM	4	-24.30550	1	III
FMP	4	-23.70704	1	III
WP	4	-23.68338	1	III
RPP	4	-23.71558	1	V
MOM	4	-23.83515	1	III
CRA	4	-23.83429	1	III
DI	4	-24.41343	1	V
CP	4	-24.63382	1	III
OGERS	4	-23.39652	1	III
TS	4	-21.72493	1	IV
SP	4	-23.89454	1	III
ONMMP	4	-24.86619	1	V
ME	4	-25.10226	1	V
REC	4	-25.09365	1	III
PT	4	-23.65870	2	III
TES	4	-23.18210	1	III
IPF	4	-24.53076	1	III
PP	4	-24.11851	1	V
PPRM	4	-22.98312*	1	V
RTVCE	4	-22.20168	1	IV
IC	4	-22.37161	1	III
A	4	-22.92202**	1	IV
MI	4	-23.50968	1	III
CLP	4	-25.31546	1	V
T	4	-23.22249	1	V
OM	4	-25.31855	1	III
INVC	4	-25.01744	1	V
FL	4	-24.04141	1	III
PH	4	-26.00826	1	III
CT	4	-24.36537	1	V
TDL	4	-21.86510	1	III
FPB	4	-24.25871	1	V
CLM	4	-22.89909	1	V
MPOI	4	-23.03834	1	III
MVAP	4	-24.07871	1	IV

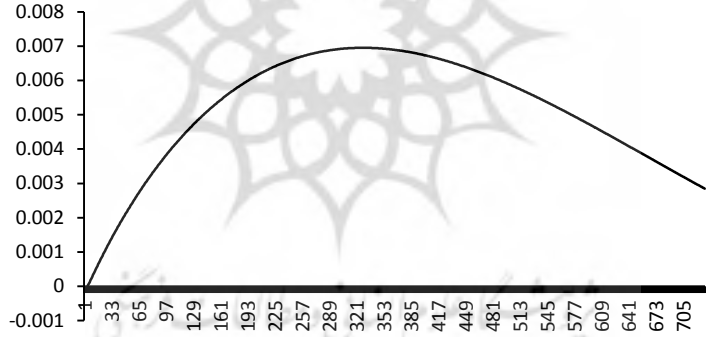
* با در نظر گرفتن شکست ساختاری در تاریخ ۲۹ آوریل ۲۰۱۳ به علت اصلاح اساسنامه شرکت افست.

** با در نظر گرفتن شکست ساختاری در تاریخ ۱۷ ژانویه ۲۰۱۲ به علت اصلاح اساسنامه شرکت مگسال و افزایش سرمایه.

مأخذ: محاسبات تحقیق

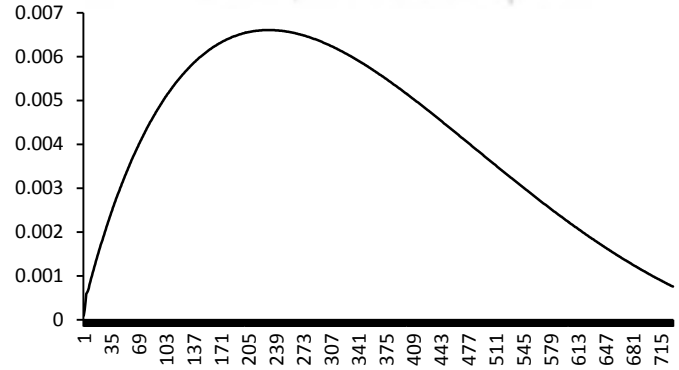
نتایج میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی از دیدگاه سرمایه‌گذاران و از دیدگاه سیاست‌گذاران بازار به ترتیب در نمودارهای (۲) و (۳) نشان داده شده است.

با توجه به نمودار (۲) واکنش شاخص‌های سهام به شوک ارزی مثبت است. شاخص سهام در واکنش به شوک ارزی به بزرگی ۱/۷۲ درصد به صورت صعودی افزایش می‌یابد تا در پایان سال اول به مقدار بیشینه ۰/۷۰ درصد می‌رسد. سپس از شدت واکنش کاسته شده و به صورت حدی به سمت صفر میل می‌کند. مقدار واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در پایان دوره بررسی ۰/۲۸ درصد است. واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مطابق مدل‌های جریان‌گراست. با افزایش نرخ ارز ارزش دارایی-های شرکت، به ویژه دارایی‌های سرمایه‌ای وارداتی مانند ماشین‌آلات، افزایش می‌یابد و در مقابل هزینه استهلاک با کاهش همراه خواهد بود. سرمایه‌گذاران نسبت به این افزایش واکنش نشان داده و شاخص سهام افزایش می‌یابد. این واکنش بر طبق نظریه انتظارات عقلایی پیش از اعمال افزایش ارزش دارایی‌ها از سوی شرکت صورت می‌پذیرد پس از اعمال افزایش ارزش دارایی‌ها از سوی شرکت در پایان سال مالی، این روند با کاهش رو به رو می‌گردد.



نمودار ۲. میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی از دیدگاه سرمایه‌گذاران

مأخذ: محاسبات تحقیق

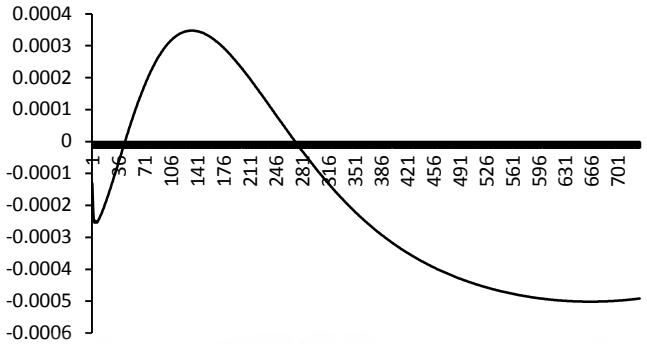


نمودار ۳. میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی از دیدگاه سیاست‌گذاران بازار

مأخذ: محاسبات تحقیق

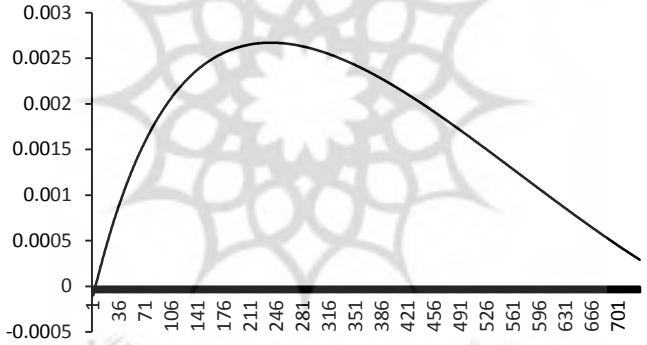
روند واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در مدل پانل وزنی نیز مشابه مدل اول است. تفاوت بین دو مدل در مقادیر واکنش و زمان رویداد آنهاست. با توجه به نمودار (۳) مقدار بیشینه واکنش مثبت در هشت ماه اول معادل ۰/۶۶ درصد است. اثر شوک در پایان دوره تعدیل شده و به صورت حدی به مقدار صفر میل می‌کند. مقدار واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در پایان دوره بررسی ۰/۰۸ درصد است. در صورت ادامه روند، واکنش شاخص سهام به شوک ارزی منفی خواهد شد. این امر می‌تواند ناشی از وابستگی تولیدات داخلی به مواد اولیه و ماشین‌آلات وارداتی باشد. این اثر در برخی از شاخص‌ها مشاهده می‌شود که عبارت‌اند از: ۱. فرآورده‌های نفتی، کک و سوخت هسته‌ای، ۲. استخراج کانه‌های فلزی، ۳. محصولات شیمیایی، ۴. استخراج نفت و گاز و خدمات جنبی جز اکتشاف، ۵. قند و شکر، ۶. بیمه و صندوق بازنشستگی بجز تأمین اجتماعی، ۷. ساخت دستگاه‌ها و وسایل ارتباطی، ۸. زراعت و خدمات وابسته، ۹. استخراج سایر معادن، ۱۰. دباغی، پرداخت چرم و ساخت انواع پاپوش و ۱۱) ابزار پزشکی، اپتیکی و اندازه‌گیری. علت کاهش شاخص سهام بیمه و صندوق بازنشستگی، بجز تأمین اجتماعی، می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های درمان، به ویژه افزایش قیمت داروهای وارداتی، باشد. این مسئله موجب کاهش سودآوری شرکت‌های بیمه‌کننده شده و شاخص سهام آنها با کاهش روبه‌رو می‌گردد. با توجه به اینکه اکثر منابع تولیدی در بخش‌های زراعت و خدمات وابسته و قند و شکر داخلی است، شوک ارزی موجب افزایش قیمت دارایی‌های آنها نمی‌شود و این بخش نمی‌تواند اثر شوک ارزی را در سهام منعکس کند. به علت سودآوری کمتر آنها، در مقایسه با سایر شاخص‌ها، تقاضا برای سهام آنها کاهش یافته و، در نتیجه، شاخص سهام آنها را با کاهش روبه‌رو می‌کند. در مقابل، در پایان دوره بررسی، به علت عدم وابستگی بخش زراعت و خدمات وابسته و قند و شکر به مواد اولیه و ماشین‌آلات وارداتی اثر شوک تعدیل شده و به سمت مقادیر مثبت متمایل می‌شود. در مورد با شاخص دباغی، پرداخت چرم و ساخت انواع پاپوش، علاوه بر دلیل ذکر شده برای شاخص زراعت و خدمات وابسته، می‌توان این کاهش را ناشی از افزایش قیمت گوشت و کاهش تقاضای آن دانست. چون بیشتر تولید چرم داخلی به عنوان کالای جنبی وابسته به مصرف گوشت است، کاهش تقاضا برای گوشت، تولید چرم را نیز با کاهش روبه‌رو می‌کند لذا سودآوری سهام آن نیز کاهش یافته و منجر به کاهش شاخص سهام آن می‌گردد.

نتایج میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی در دورهٔ تحریم و امید به رفع تحریم به ترتیب در نمودارهای (۴) و (۵) نشان داده شده است.



نمودار ۴. میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی در دورهٔ تحریم

مأخذ: محاسبات تحقیق



نمودار ۵. میانگین واکنش شاخص‌های سهام به شوک‌های ارزی در شرایط امید به رفع تحریم

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به نمودار (۴) شاخص سهام به سرعت به شوک ارزی به بزرگی ۱/۷۲ درصد در دورهٔ تحریم واکنش منفی نشان داده و در روز سوم به مقدار بیشینه ۰/۰۲۵- می‌رسد. سپس اثر شوک تعدیل شده و در روز چهل و پنجم به مقدار صفر می‌رسد. پس از این واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در شرایط تحریم مثبت بوده و در ماه چهارم به مقدار بیشینه ۰/۰۳۵ می‌رسد و بار دیگر اثر شوک تعدیل شده و در ماه نهم به مقدار صفر می‌رسد. سرانجام، واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در دورهٔ تحریم منفی بوده و در پایان دوره بررسی به مقدار ۰/۰۵- درصد می‌رسد. روند نوسانی واکنش شاخص سهام به شوک ارزی نشان‌دهنده نزاع بین اثرات مثبت و منفی نرخ ارز بر شاخص سهام است. در ابتدا شوک ارزی اثری مشابه شوک قیمت طلا بر شاخص سهام دارد. به این معنی که با افزایش نرخ ارز، بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران از سرمایه‌گذاری در ارز افزایش می‌یابد. بنابراین، سرمایه‌گذاران به

منظور کسب نقدینگی لازم جهت سرمایه‌گذاری در ارز، به عنوان دارایی رقیب، سهام خود را با قیمت پایین‌تر به فروش می‌رسانند که این امر موجب کاهش شاخص سهام می‌گردد. اما با توجه به اطمینان کمتر به سرمایه‌گذاری در ارز نسبت به سرمایه‌گذاری در طلا، این اثر مدت زیادی دوام نمی‌یابد و به سرعت تعدیل می‌گردد. سپس مشابه استدلال ذکر شده در مدل پایه، با افزایش نرخ ارز ارزش دارایی-های شرکت، به ویژه دارایی‌های سرمایه‌ای وارداتی مانند ماشین‌آلات، افزایش می‌یابد و در مقابل هزینه استهلاک با کاهش همراه خواهد بود. پس سرمایه‌گذاران نسبت به این افزایش واکنش نشان داده و شاخص سهام افزایش می‌یابد. این اثر نیز پیش از اعمال افزایش ارزش دارایی‌ها از سوی شرکت تعدیل می‌گردد. در پایان اثر منفی شوک ارزی ناشی از وابستگی تولیدات داخلی به مواد اولیه و ماشین‌آلات وارداتی شاخص سهام را پایین می‌کشد. این اثر به علت تحریم با شدت بیشتری نسبت به شرایط نبود تحریم در مدل پایه، شاخص سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. بنابراین، اثر منفی شوک ارزی بر شاخص سهام در طول دوره بررسی مشهود است. با این همه بزرگی اثر شوک ارزی بر شاخص سهام در دورهٔ تحریم کمتر از اثر آن در نبود تحریم است.

با توجه به نمودار (۵) شوک ارزی در شرایط امید به رفع تحریم نیز اثر مثبت بر شاخص سهام دارد. روند واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در شرایط امید به رفع تحریم مشابه مدل پایه و صرفاً مقادیر واکنش و دوره آنها متفاوت است. شاخص سهام در واکنش به شوک ارزی به بزرگی ۱/۷۲ درصد در ابتدا به صورت صعودی افزایش یافته تا پس از هشت ماه به مقدار بیشینه ۰/۲۷ درصد می-رسد. سپس اثر شوک تعدیل شده و به صورت حدی به سمت صفر میل می‌کند. مقدار واکنش در پایان دوره بررسی برابر ۰/۰۳ درصد است. واکنش شاخص سهام در شرایط امید به رفع تحریم را می‌توان مشابه مدل پایه تفسیر کرد. بنابراین، از تکرار آن در این بخش خودداری شده است. واکنش شاخص سهام به شوک ارزی در شرایط امید به رفع تحریم نسبت به مدل پایه کوچک‌تر است. این مسئله امید به کاهش نرخ ارز در صورت رفع تحریم‌ها را مورد تأیید قرار می‌دهد و، بنابراین، واکنش سرمایه‌گذاران به شوک موقتی نرخ ارز کمتر از واکنش آنها به شوک پایدار نرخ ارز در دورهٔ تحریم است.

۶. نتیجه‌گیری و پیشنهادات

تغییرات نرخ ارز بر ارزش و هزینه استهلاک دارایی‌های وارداتی اثر می‌گذارد. بازتاب این تغییرات در ترازنامه، سود یا زیان شرکت را تحت تأثیر قرار داده و شاخص سهام را دستخوش تغییر می‌کند. از سوی دیگر، تغییرات نرخ ارز بر هزینه مواد اولیه و تجهیزات وارداتی اثر گذاشته و هزینه تولید و به تبع آن حاشیه سود شرکت را تغییر می‌دهد.

واکنش شاخص سهام به شوک ارزی مثبت و مطابق مدل‌های جریان‌گراست. با افزایش نرخ ارز ارزش دارایی‌های شرکت، به ویژه دارایی‌های سرمایه‌ای وارداتی مانند ماشین‌آلات، افزایش می‌یابد. سرمایه‌گذاران نسبت به این افزایش واکنش نشان داده و شاخص سهام افزایش می‌یابد. این واکنش بر طبق نظریه انتظارات عقلایی پیش از اعمال افزایش ارزش دارایی‌ها از سوی شرکت صورت می‌پذیرد و پس از اعمال افزایش ارزش دارایی‌ها، در پایان سال مالی، این روند با کاهش روبه‌رو می‌شود.

در دورهٔ تحریم، در ابتدا شوک ارزی اثری مشابه شوک قیمت طلا بر شاخص سهام دارد. این مسئله نشان می‌دهد که در دورهٔ تحریم ارز نیز مشابه طلا و املاک و مستغلات، به عنوان یک دارایی واقعی، برای سرمایه‌گذاری مورد توجه واقع می‌شود. اما با توجه به اطمینان کمتر به سرمایه‌گذاری در ارز نسبت به سرمایه‌گذاری در طلا، این اثر مدت زیادی دوام نمی‌یابد و، به سرعت، تعدیل می‌گردد. در هنگام تحریم شوک ارزی در بلندمدت نیز اثر منفی بر شاخص سهام دارد که ناشی از وابستگی تولیدات داخلی به مواد اولیه و ماشین‌آلات وارداتی است. این اثر به علت تحریم با شدت بیشتری شاخص سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد.

در هنگام شوک‌های ارزی پیشنهاد می‌شود که سرمایه‌گذاران در شاخص بانک‌ها و مؤسسات اعتباری به علت سوار بودن بر شوک‌های ارزی سرمایه‌گذاری نمایند و سهم شاخص‌های استخراج سایر معادن، زراعت و خدمات وابسته و دباغی، پرداخت چرم و ساخت انواع پاپوش را در سبد دارایی خود کاهش دهند.

با توجه به اثر تورمی نرخ ارز بر شاخص سهام و قیمت کالا، پیشنهاد می‌شود اقدامات لازم برای تک‌نرخی کردن ارز رسمی صورت گیرد و اختیارات پولی به صورت تام به بانک مرکزی بازگردانده شود. این کار دو مزیت عمده در پی دارد: ۱) نابسامانی‌ها و آشفتگی بازار ارز را کاهش داده و از ریسک فعالیت‌های اقتصادی می‌کاهد؛ ۲) موجب بازگرداندن نقش اصلی ارز در اقتصاد کشور و کاهش جذابیت سوداگری آن می‌گردد.

منابع

ابراهیمی، م.؛ شکری، ن. (۱۳۹۰)، "بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی" *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، شماره ۵، دوره ۱۳، صص ۴۵-۲۳.

ـــــــــ (۱۳۹۱)، "بررسی اثرات نامتقارن تکانه قیمتی نفت بر شاخص قیمت سهام: تشکیل و مقایسه فواصل اطمینان خودراه‌انداز در توابع واکنش آنی" *فصلنامه مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، شماره ۲، صص ۱۴۴-۱۱۵.

بانک اطلاعات شرکت‌ها (۱۳۹۲)، *بورس اوراق بهادار تهران، معاونت بازار*، اداره آمار و اطلاعات.

پیرائی، خ.؛ شهسوار، م. (۱۳۸۸)، "تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار بورس ایران" *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹، دوره۱، صص ۳۸-۲۱.

تقوی، م.؛ بیابانی، ش. (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*، شماره ۱۰-۱۱، صص ۳۸-۱۳.

تقوی، م.؛ محمدزاده، الف. (۱۳۸۱)، "واکنش بازار سرمایه نسبت به متغیرهای کلان اقتصادی" *پژوهشنامه اقتصادی*، شماره ۷، صص ۶۶-۱۳.

حسینی‌نسب، س.الف.؛ خضری، م. و رسولی، االف. (۱۳۹۰)، "تعیین اثرات نوسانات قیمت نفت بر روی بازده سهام بورس اوراق بهادار تهران: آنالیز موجک و راه‌گزینی مارکف" *فصلنامه مطالعات اقتصاد انرژی*، شماره ۸، دورهٔ ۲۹، صص ۶۰-۳۱.

صمدی، س.؛ شیرانی فخر، ز.؛ داورزاده، م. (۱۳۸۶)، "بررسی میزان اثرپذیری شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران از قیمت جهانی نفت و طلا (مدل‌سازی و پیش‌بینی") *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، شماره ۴، دوره ۲، صص ۵۱-۲۵.

عباسیان، ع.؛ مرادپور اولادی، م.؛ عباسیون، و. (۱۳۸۷)، "اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران" *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۱۲، دورهٔ ۳۶، صص ۱۳۵-۱۵۲.

کریم‌زاده، م. (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 ۸، دورهٔ ۲۶، صص ۵۴-۴۱.

موسائی، م.؛ مهرگان، ن.؛ امیری، ح. (۱۳۸۹)، "رابطه بازده سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران" *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، شماره ۱۸، دورهٔ ۴۵، صص ۹۴-۷۳.

نجارزاده، ر.؛ آقایی خوندابی، م.؛ رضایی‌پور، م. (۱۳۸۸)، "بررسی تأثیر نوسانات شوک‌های ارزی و قیمتی بر شاخص قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از رهیافت خودرگرسیون بردارای" *فصلنامه پژوهش-های اقتصادی*، شماره ۹، دورهٔ ۱، صص ۱۷۵-۱۴۷.

Aggarwal, R. (1981), "Exchange rates and stock prices: a study of thee US capital markets under lfoating exchange rates ,*Akron Business and Economics Review*, Vol. 12, PP. 7–12.

Agnello, L.; Sousa, R.M. (2013), "Fiscal policy and asset prices", *Bulletin of Economic Research*, Vol. 65 (2), PP. 154-177.

Ahn, S.C.; Schmidt, P. (1995), "Efficient estimation of models for dynamic panel data", *Journal of econometrics*, Vol. 68, PP. 5-27.

Arellano, M.; Bond, S.R. (1991), "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an application to employment equations", *Review of economic studies*, Vol. 58, PP. 277-297.

Arellano, M.; Bover, O. (1995), "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of econometrics*, Vol. 68, PP. 29-51.

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data, 3rd Ed*, John Wiley and Sons Inc.

Berg, T. O. (2013), "Cross-country evidence on the relation between stock prices and the current account", *Applied Economics*, Vol. 45 (16), PP. 2267-2277.

Binder, M.; Hsiao, C.; Pesaran, M.H. (2005), "Estimation and Inference in Short Panel Vector Autoregression with Unit Roots and Cointegration", *Econometric Theory*, Vol. 21 (4), PP. 795-837.

Blundell, R.; Bond, S. R. (1998), "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of econometrics*, Vol. 87, PP. 115-143.

Bodnar, G.M.; Gentry, W.M. (1993), "Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan and the USA", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, PP. 29-45.

Boyer, R. S. (1977), "Devaluation and portfolio balance", *American Economic Review*, Vol. 67, PP. 54–63.

Branson, W. H. (1983), "Macroeconomic determinants of real exchange risk", (In: **Herring, R. J.** (1983), *Managing Foreign Exchange Rate Risk*, Cambridge University Press.

Branson, W. H.; Halttunen, H.; Masson, P. (1977), "Exchange rate in the short run: the dollar Deutsche mark rate", *European Economic Review*, Vol. 10, PP. 303–324.

Burmeister, E.; Roll, R.; Ross, S. A. (1994), "A Practitioner's Guide to Arbitrage Pricing", (In: The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts (1994), *A Practitioner's Guide to Factor Models*, The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts, Chapter 1.)

Canova, F.; Ciccarelli, M. (2013), "Panel vector autoregressive models: A survey", *Advances in econometrics*, Vol. 32, PP. 205-246.

Chen, S.W.; Chen, T.C. (2012), "Untangling the non-linear causal nexus between exchange rates and stock prices: New evidence from the OECD countries", *Journal of Economic Studies*, Vol. 39 (2), PP. 231-259.

Connor, G. (1995), "The Three Types of Factor Models: A Comparison of Their Explanatory Power", *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, PP. 42-57.

Di Iorio, A.; Faff, R. (2000), "An analysis of asymmetry in foreign currency exposure of the Australian equities market", *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 10 (2), PP. 133-159.

Dornbusch, R. (1975), "A portfolio balance model of the open economy", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 1, PP. 3–20.

Dornbusch, R.; Fischer, S. (1980), "Exchange rates and current account", *American Economic Review*, Vol. 70, PP. 960–971.

Du, D. (2014), "Persistent exchange-rate movements and stock returns", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 28 (1), PP. 36-53.

Fabozzi, F.J.; Peterson Drake, P. (2009), *Finance: Capital Markets, Financial Management, and Investment Management*. John Wiley and Sons Inc.

_____ (2010), *The basics of finance: An Introduction to Financial Markets, Business Finance, and Portfolio Management*. John Wiley and Sons Inc.

Fachin, S.; Bravetti, L. (1996), "Asymptotic normal and bootstrap inference in structural VAR analysis", *Journal of Forecasting*, Vol. 15, PP. 329–341.

Fang, C.R.; You, S.Y. (2014), "The impact of oil price shocks on the large emerging countries' stock prices: Evidence from China, India and Russia", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 29, PP. 330-338.

Frankel, J. A. (1983), "Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination", (In: **Bhandari, J.S., and Putnam, B.H.** (1983), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, MIT Press).

Frankel, J.A.; Rodriguez, C. A. (1975), "Portfolio equilibrium and the balance of payments: a monetary approach", *American Economic Review*, Vol. 65, PP. 674–688.

Granger, C.W.J.; Huangb, B.N.; Yang, C. W. (2000), "A bivariate causality between stock prices and exchange rates: Evidence from recent Asianflu", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40 (3), PP. 337-354.

Grinold, R.; Kahn, R.N. (1994), "Multiple-Factor Models for Portfolio Risk" (In: **The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts.** (1994), *A Practitioner's Guide to Factor Models*, The Research Foundation of the Institute of Chartered Financial Analysts, Chapter 3.)

Gujarati, D. (2011), *Econometrics by example*, Palgrave Macmillan.

Holtz-Eakin, D.; Newey, W.K.; Rosen, H. S. (1988), "Estimating Vector Autoregressions with panel data", *Econometrica*, Vol. 56, PP. 1371-1395.

Kilian, L. (1998), Conifdence intervals for impulse responses under departures from normality", *Econometric Reviews*, Vol. 17, PP. 1–29.

Kilian, L.; Chang, P.L. (2000), How accurate are conifdence intervals for impulse responses in large VAR models?", *Economics Letters*, Vol. 69, PP. 299–307.

Krueger, A. O. (1983), *Exchange-Rate Determination*, Cambridge University Press.

Lee, B.J.; Yang, C.W.; Huang, B.N. (2012), "Oil price movements and stock markets revisited: A case of sector stock price indexes in the G-7 countries", *Energy Economics*, Vol. 34 (5), PP. 1284-1300.

Liang, C.C.; Lin, J. B.; Hsu, H. C. (2013), "Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach", *Economic Modelling*, Vol. 32 (1), PP. 560-563.

Lintner, J. (1965), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolio and capital budgets", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47 (1), PP. 13–37.

Mohanty, S.K.; Nandha, M.; Turkistani, A.Q.; Alaitani, M.Y. (2011), "Oil price movements and stock market returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) countries", *Global Finance Journal*, Vol. 22 (1), PP. 42-55.

Mossin, J. (1966), "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, Vol. 34 (4), PP. 768–783.

Neyman, J.; Scott, E. (1948), "Consistent estimates based on partially consistent observations", *Econometrica*, Vol. 16, PP. 1-32.

Nieh, C.C.; Lee, C.F. (2001), "Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries", *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41 (4), PP. 477-490.

Pan, M.S.; Fok, R. C. W.; Liu, Y.A. (2007), "Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets", *International Review of Economics and Finance*, Vol. 16 (4), PP. 503-520.

Patro, D.K.; Wald, J.K.; Wu, Y. (2014), "Currency devaluation and stock market response: An empirical analysis", *Journal of International Money and Finance*, Vol. 40, PP. 79-94.

Peltonen, T.A.; Sousa, R.M.; Vansteenkiste, I. S. (2011), "Fundamentals, financial factors, and the dynamics of investment in emerging markets", *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 47 (SUPPL. 2), PP. 88-105.

Pesaran, M. H.; Shin, Y. (1996), "Cointegration and speed of convergence to equilibrium", *Journal of Econometrics*, Vol. 71, PP. 117–143.

Pesaran, M.H.; Smith, R. (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of econometrics*, Vol. 68, PP. 79-113.

Quah, D. (1990), "International patterns of growth: I. Persistence in cross-country disparities", *Mimeo*, Economics Department, M.I.T., Cambridge, MA. (In: **Pesaran, M.H., and Smith, R.** (1995), "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of econometrics*, Vol. 68, PP. 79-113.

Roll, R. (1977), "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests", *Journal of financial economic*, Vol. 4, PP. 129-176.

Ross, S.A. (1976), "The arbitrage theory of capital asset pricing", *Journal of economic theory*, Vol. 13, PP. 341-360.

Ross, S.A.; Westerfield, R.W.; Jaffe, J. F. (2008), *Corporate Finance, 8th Ed*, McGraw-Hill Companies Inc.

Rousseau, P.L.; Wachtel, P. (2000), "Equity markets and growth: Cross-country evidence on timing and outcomes, 1980-1995", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 24 (12), PP. 1933-1957.

Sharpe, W. F. (1964), "Capital asset prices", *Journal of Finance*, Vol. 19 (3), PP. 425–442.

Sheikh, M.; Alijani, H.; Ashiyaneh, A. (2013), "Investigating the relationship between price fluctuations of gold with stock exchange indices empirical case: Tehran stock exchange", *Life Science Journal*, Vol. 10 (SUPPL.6), PP. 791-797.

Sims, C.A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, PP. 1-48.

Treynor, J. L. (1961), "Toward a theory of market value of risky assets", *Unpublished paper*, Arthur D. Little, Cambridge, MA. (In: **Fabozzi, F.J., and Peterson Drake, P.** (2010), *The basics of finance: An Introduction to Financial Markets, Business Finance, and Portfolio Management*. John Wiley and Sons Inc.)

Wang, M.L.; Wang, C.P.; Huang, T.Y. (2010), "Relationships among oil price, gold price, exchange rate and international stock markets", *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol. 47, PP. 83-93.

Zellner, A. (1969), "On the aggregation problem: A new approach to a troublesome problem", (In: **Fox, K.A., Sengupta, J.K., and Narasimham, G.V.L.** (1969), *Economic models, estimation and risk programming: Essays in honor of Gerhard Tintner*, Springer-Verlag.)

www.irbourse.com/market/Shakhes.aspx

www.kitco.com/charts/historicalgold.html

www.opec.org/basket/basketDayArchives.xml

www.tgju.org.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی