

## ارائه مدلی برای سنجش پیش‌بینی‌کنندگی شاخص سرریز و ارتباط بین بازدهی شاخص سهام و جریان سرمایه‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری

احسان طیبی ثانی<sup>۱</sup>، سعید فلاح‌پور<sup>۲</sup>

**چکیده:** در این پژوهش رابطه دینامیک میان بازدهی سهام و جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری در ایران، از خرداد سال ۱۳۹۲ تا مرداد سال ۱۳۹۵، با استفاده از مدل VAR تعمیم‌یافته بررسی شده است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد که تکانه‌های سرریز جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و تکانه‌های سرریز بازدهی سهام در مجموع بخش کمی از مجموع واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی سهام و جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهند. در ادامه پژوهش نسبت به استخراج یک شاخص سرریز از تکانه‌های جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص سهام اقدام و قدرت پیش‌بینی‌کنندگی شاخص یاد شده در پیش‌بینی بازدهی شاخص سهام بررسی می‌شود و در پایان معناداری آماری شاخص سرریز با استفاده از آماره FQGLS در رگرسیون مربوطه برای دوره مورد نظر تأیید می‌گردد.

واژه‌های کلیدی: خودرگرسیون برداری، اثر سرریز، صندوق‌های سرمایه‌گذاری.

JEL: G17, G23

۱. دکترای مدیریت مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

۲. استادیار گروه مدیریت مالی، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۱۱

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۱۷

E-mail: ehsantaieby@ut.ac.ir

نویسنده مسئول: احسان طیبی ثانی

نحوه استناد به این مقاله: طیبی ثانی، ا.، و فلاح‌پور، س. (۱۳۹۶). ارائه مدلی برای سنجش پیش‌بینی‌کنندگی شاخص سرریز و ارتباط بین بازدهی شاخص سهام و جریان سرمایه‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری. فصلنامه مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۲(۳)، ۳۱۹-۲۹۷.

**مقدمه**

صنعت صندوق سرمایه‌گذاری در طی دو دهه اخیر رشد چشم‌گیری داشته است. صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بسیاری از کشورهای جهان تبدیل به عمده‌ترین مقصد سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران خرد شده‌اند. از آنجا که هدف بیشتر سرمایه‌گذاران در صندوق‌ها فراهم آوردن سرمایه کافی برای تحصیل فرزندان در آینده یا مستمری دوران بازنشستگی است، عملکرد صندوق‌ها تأثیر مهمی در رفاه شهروندان خواهد داشت. بنابراین کیفیت تصمیمات سرمایه‌گذاری در صندوق‌ها علاوه بر سرمایه‌گذاران برای کلیت اقتصاد نیز مهم است. با در نظر داشتن این اهمیت، بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در صندوق‌های سرمایه‌گذاری حوزه مهمی برای پژوهش‌های مالی فراهم آورده است. با توجه به اینکه بیشتر واحدهای سرمایه‌گذاری در اختیار افراد و سرمایه‌گذاران خرد است، جریان پول به صندوق‌های سرمایه‌گذاری می‌تواند آشکارکننده نوع تصمیمات سرمایه‌گذاران و انتظارات آن‌ها از روند قیمت‌ها در آینده باشد (ناریان، ناریان و پرابیش، ۲۰۱۴).

این موضوع که تا چه اندازه بازده بازار بر تقاضای واحدهای سرمایه‌گذاری اثر گذاشته و تا چه حدی این تقاضا می‌تواند محرک تغییرات بازده سهام باشد، مفهومی اساسی برای حفظ تعادل بازار سهام است. حجم بالای سرمایه‌گذاری صندوق‌ها و فعال شدن این منابع در بازار سرمایه نوظهور ایران، بر اهمیت توجه به تأثیرات متقابل جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و بازده بازار سهام می‌افزاید. در بررسی اثرات متقابل جریان سرمایه به صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازده بازار، پژوهشگران اغلب دو رویکرد را در پیش گرفته‌اند.

رویکرد اول مبتنی بر دیدگاه خرد است که صندوق‌ها را به صورت منفرد مورد بررسی قرار می‌دهد. سیری و توفانو (۱۹۹۳)، پاتل، زکخسار و هنریک (۱۹۹۴) در پژوهش‌های خود برای مقایسه عملکرد صندوق‌ها از لحاظ سودآوری یا تأثیر جریان سرمایه بر بازده صندوق از داده‌های روزانه برای نمایش واکنش مثبت سرمایه‌گذاران به عملکرد مطلوب و واکنش منفی به عملکرد ضعیف صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده کرده‌اند. این پژوهشگران به نتایج قابل توجهی برای تأیید تأثیر مثبت جریان سرمایه روی عملکرد صندوق‌ها نرسیدند.

رویکرد دوم مبنی بر دیدگاه کلان است که تمرکز اصلی بر رابطه جریان سرمایه صندوق‌ها و بازده بازار است. توضیحات نظری مختلفی در این زمینه موجود است. از آن جمله می‌توان به افزایش تقاضای سهم توسط مدیران صندوق‌ها با افزایش جریان ورودی سرمایه به صندوق‌ها اشاره نمود. توضیح دیگر در این رابطه عبارت از این است که افزایش ورودی سرمایه، حاوی پیامی مبنی بر وجود قیمت‌های زیر ارزش ذاتی است. وجود چنین شرایطی موجبات رشد قیمت‌ها

را فراهم می‌کند. علاوه بر این موارد، احساسات سرمایه‌گذاران به‌عنوان یکی از عوامل تأثیرگذار در جریان یافتن سرمایه و نیز حرکت کلی بازار سهام شناخته شده است. به‌طوری‌که از جریان سرمایه به صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌عنوان یکی از شاخص‌های اصلی ارزیابی احساسات بازار یاد می‌شود. در واقع سرمایه‌گذارانی که اطلاعات اندکی دارند به‌احتمال زیاد بر اساس احساسات، اقدام به سرمایه‌گذاری جدید یا خروج از سرمایه‌گذاری قبلی می‌کنند. اگر ثابت شود که جریان گفته شده حاوی اطلاعاتی در مورد بازدهی آتی بازار است، می‌توان از این شاخص در تنظیم سیاست‌های سرمایه‌گذاری در بازار اوراق بهادار استفاده نمود. از سوی دیگر برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهند، بازده بازار می‌تواند محرکی برای جریان سرمایه باشد (الساکیس، نیارکس و پوشکول، ۲۰۰۵).

در این رابطه دو تئوری مطرح است که از یک‌طرف مطابق با نظریه فشار قیمت<sup>۱</sup>، افزایش جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام، باعث تحریک تقاضای سرمایه‌گذاران غیر نهادی به نگهداری سهام و در نتیجه افزایش قیمت سهام و بازده بازار می‌شود و از سویی بر اساس تئوری افشای اطلاعات<sup>۲</sup>، اگر سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری افرادی مطلع و باتجربه باشند، افزایش خرید سهام به‌وسیله آن‌ها، می‌تواند حاوی این پیام برای سرمایه‌گذاران کم‌تجربه‌تر باشد که قیمت جاری سهام، پایین‌تر از ارزش ذاتی آن است؛ در نتیجه، افزایش قیمت سهام را در پی خواهد داشت. در این رویکرد فرض می‌شود که بازار به این پیام واکنش مثبت نشان می‌دهد. برخلاف این نظریه که بین مجموع جریان سرمایه صندوق‌ها و بازده بازار سهام همبستگی مثبت وجود دارد، پاسخ این سؤال که آیا مجموع جریان سرمایه صندوق‌ها، محرک تغییرات بازده بازار سهام است یا برعکس، مشخص نیست؛ زیرا نظریه‌های مالی تاکنون پاسخ روشنی برای اینکه آیا تغییر در جریان‌های نقدی سرمایه‌گذاری می‌تواند ارزش دارایی‌ها را تحت تأثیر قرار دهند و از این طریق بر بازده بازار مؤثر باشند، ارائه نکرده‌اند.

به‌رحال این واقعیت که جریان سرمایه و بازده بازار دارای همبستگی مثبت هستند، به معنی وجود رابطه علی و معلولی بین آن‌ها نیست. شاید توضیح دیگری برای این پدیده وجود داشته باشد یا رابطه آن‌ها دوطرفه باشد یا حتی ممکن است عامل سومی بر آن دو تأثیرگذار. پژوهش‌های فراوانی در این زمینه به‌طور عمده در آمریکا و برخی از کشورهای از جمله کره جنوبی، ژاپن و یونان انجام شده و نتایج این پژوهش‌ها، متفاوت و در برخی موارد متناقض است (جوہانسون، ۱۹۹۱).

- 
1. Price Pressure
  2. Information Disclosure

در اين پژوهش رابطه جريان سرمايه در صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى مشترك و بازدهى شاخص كل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل خودرگرسيون بردارى تعميم‌يافته (GVAR) بررسى مى‌شود. سپس اهميت نسبي تكانه‌هاى هريك از متغيرهاى مدل در توضيح واريانس خطاى پيش‌بينى بررسى شده و در نهايت تخمين سرريزهاى وابسته به زمان و استفاده از آن براى پيش‌بينى بازدهى شاخص كل انجام خواهد شد. با توجه به توضيحات بررسى مى‌نماييم كه آيا شاخص سرريز<sup>۱</sup> توان پيش‌بينى بازدهى شاخص كل را دارد يا خير؟

ساختار مقاله بدين صورت است كه پس از مقدمه، در قسمت دوم پيشينه پژوهش، در قسمت سوم روش‌شناسى پژوهش همراه با معرفى داده‌ها و متدولوژى مورد استفاده بيان مى‌شود، در قسمت چهارم يافته‌هاى پژوهش و در قسمت پنجم نتيجه‌گيرى و پيشنهاده‌ها بيان خواهد شد.

### **پيشينه پژوهش**

وارتر (۱۹۹۵) در پژوهش خود به بررسى رابطه ميان بازدهى تجمعى سهام و جريان نقدى صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى پرداخته است و نتايج نشان از ارتباط ميان بازدهى تجمعى سهام با جريان غير منتظره سرمايه صندوق‌ها و همچنين عدم ارتباط ميان جريان جارى سرمايه صندوق‌ها با بازدهى تجمعى سهام دارد. همچنين جريان سرمايه صندوق‌ها با بازدهى سهام داخل پرتفوى هر صندوق داراى ارتباط است اما با بازدهى ساير سهام موجود در بازار كه خارج از پرتفوى صندوق است ارتباطى مشاهده نشد.

بوير و لوژنگ (۲۰۰۹) در پژوهش خود به بررسى ارتباط ميان بازدهى تجمعى بازار سهام و جريان نقدى (خالص خريد سهام) از سوى دامنه وسيعى از سرمايه‌گذاران در ايالات متحده براى دوره ۱۹۵۲ تا ۲۰۰۴ پرداختند. نتايج حاصل نشان از خودهمبستگى شديد در جريان سرمايه فصلى دارد. همچنين وجود رابطه مثبت معنادار ميان جريان سرمايه صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى و بازدهى شاخص سهام را نيز تأييد نمودند.

فرازينى و لمانت (۲۰۰۸) در پژوهش خود از جريان سرمايه صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى به‌عنوان شاخص اقبال بازار (سرمايه‌گذاران حقيقى) به سهام مختلف استفاده نمودند و نتايج حاصل نشان از رابطه معكوس ميان اقبال بازار يا سرمايه‌گذاران حقيقى و بازدهى سهام موجود است. در اصل جريان سرمايه صندوق‌ها را به‌عنوان پول غيرهوشمند<sup>۲</sup> شناسايى مى‌نمايند كه با تخصيص موجود از طريق صندوق‌ها موجب کاهش بازدهى اين سرمايه‌گذاران در بلندمدت

1. Spillover Index  
2. Dumb Money

می‌شود. اثر پول غیرهوشمند در ارتباط با اثر سهام ارزش است به عبارت دیگر سهام مورد اقبال بازار سهام رشدی هستند.

راکوسکی و وانگ (۲۰۰۹) به بررسی پویایی جریان روزانه صندوق‌های سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند. مدل خودرگرسیون برداری (VAR) جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی سهام نشان از سازگاری بیشتر رفتار سرمایه‌گذاران صندوق‌ها با تئوری حرکت معکوس نسبت به تئوری شتاب دارد. جریان سرمایه صندوق‌ها در گذشته اثر مثبتی در بازدهی آتی صندوق با تسلط اثر اطلاعاتی روی نظریه فشار قیمتی دارد. الگوهای فصلی مانند آخرین روز هفته و یا ماه موجود است و سری زمانی بازدهی روزانه این صندوق‌ها دارای بازگشت به میانگین هست. رگرسیون پربایت<sup>۱</sup> تغییر مقطعی در الگوهای رفتاری جریان سرمایه را هدف سرمایه‌گذاری صندوق‌ها، خط‌مشی بازاریابی آن‌ها و سطح مدیریت فعال پرتفوی در آنها به تصویر می‌کشد. همچنین نتایج پژوهش‌های آن‌ها با تغییر نحوه محاسبه جریان سرمایه روزانه ورودی به صندوق‌ها یکسان است.

سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) روابط متقابل مجموع جریان سرمایه به صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازده بازار را بررسی کردند. بر اساس این پژوهش، جریان سرمایه به نوزده صندوق سرمایه‌گذاری در طول دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ به صورت ماهانه و هفتگی، به سه بخش صدور، ابطال و خالص جریان تقسیم‌بندی شده است. در این پژوهش، برای بررسی اثرات جاری متغیرها بر یکدیگر، از رگرسیون معمولی استفاده شده و برای تأثیر وقفه‌های پیشین، روش خودرگرسیون برداری VAR به کار رفته است. نتایج پژوهش نشان می‌دهد، بر اساس اطلاعات ماهانه، ارزش جاری صدور و خالص وجه نقد بر بازده بازار اثرگذار است، ولی بر اساس اطلاعات هفتگی، تأثیری تأیید نشد. با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و بر اساس اطلاعات هفتگی، وقفه اول بازده بازار بر خالص وجه نقد مؤثر است. همچنین وقفه اول بازده بازار بر ارزش جاری صدور و وقفه دوم بازده بازار بر ارزش جاری ابطال، اثرگذار است، اما بر اساس اطلاعات ماهانه، هیچ‌یک از وقفه‌ها توان توضیحی متغیرهای پژوهش را ندارند.

حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) به بررسی رابطه جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی فروردین ۱۳۸۷ تا بهمن ۱۳۹۱ با استفاده از اطلاعات ۶۵ صندوق سرمایه‌گذاری مشترک تأسیس شده و فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی این دوره پرداختند. در این پژوهش از تغییرات روزانه مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و همچنین تغییرات روزانه

ارزش مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، به‌منزله معیاری برای خالص جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده شده است. نتایج آزمون یوهانسون نشان می‌دهد، سری‌های مورد بررسی هم‌انباشته هستند و رابطه مجموع جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در بلندمدت معنادار است. پس از بررسی آزمون علیت گرانجر، یافته‌ها نشان می‌دهد که میان تغییرات مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران و همچنین تغییرات ارزش مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس، رابطه علیت دوطرفه وجود دارد.

### مدل مفهومی

با توجه به آنچه گفته شد، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)، اثر تکانه‌های هر یک از متغیرهای مدل (بازدهی سهام و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری) در تشریح واریانس خطای پیش‌بینی، بررسی می‌شود. سپس بر مبنای تابع کنش و واکنش<sup>۱</sup> مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته مطابق پژوهش کوپ، پسران و سایمون (۱۹۹۶) سرریزهای تکانه ناشی از هر یک از متغیرهای مدل تخمین زده می‌شود.

با استناد به پژوهش دایبلد و ایلماز (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲) که اقدام به معرفی یک سنجه نوسان سرریز وابسته به زمان بر مبنای تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی<sup>۲</sup> از روی خودرگرسیون برداری<sup>۳</sup> نمودند، در این پژوهش شاخص سرریز وابسته به زمان تعریف شده است یا به عبارت دیگر از مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته غلطان استفاده شده است. در نهایت از شاخص سرریز نوسان<sup>۴</sup> در کنار وقفه‌های هر یک از متغیرها مطابق با پژوهش وسترلاند و نارایان (۲۰۱۲) و (۲۰۱۴) برای پیش‌بینی استفاده شده و علاوه بر بررسی معناداری آماری مدل، معناداری اقتصادی مدل با استفاده از تابع مطلوبیت میانگین-واریانس بررسی شده است، بدین صورت که مطلوبیت به‌دست آمده ناشی از مدل رگرسیون بر مبنای شاخص سرریز و وقفه‌ها با مدل خودرگرسیون ساده به میزان پرداختی که سرمایه‌گذار حاضر است برای استفاده از این مدل بپردازد، مقایسه شده است.

- 
1. Impulse Response Function
  2. Forecast Error Variance Decomposition
  3. Vector Autoregressions (VAR)
  4. Spillover Index

ارائه مدلی برای سنجش پیش‌بینی‌کنندگی شاخص سرریز... ۳۰۳

برای تخمین واریانس خطای پیش‌بینی و اثرات سرریز بر مبنای مدل خودرگرسیون برداری می‌توان از روش پیشنهادی دایبلد و ایلماز (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲) استفاده نمود. در این پژوهش از یک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) دومتغیره استفاده شده است. در صورتی که  $Z_t$  بردار حاوی متغیرهای مدل پژوهش باشد رابطه ۱، صادق است.

$$Z_t = [R_t, MF_t] \quad \text{رابطه ۱}$$

$R_t$ : بازدهی سهام که با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران محاسبه شده است.

$MF_t$ : نشان‌دهنده جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری است.

مدل خودرگرسیون برداری مرتبه اول برای  $Z_t$  به صورت رابطه ۲ است.

$$Z_t = AZ_{t-1} + \kappa_t \quad \text{رابطه ۲}$$

در رابطه ۲،  $A$  یک ماتریس  $2 \times 2$  ضرایب است و شکل ارائه میانگین متحرک  $Z_t$  به صورت رابطه ۳ است.

$$Z_t = B(L)\eta_t \quad \text{رابطه ۳}$$

$$B(L) = A(L)H_t^{-1}$$

$$\eta_t = H_t K_t$$

$$E(\eta_t \eta_t') = I$$

در رابطه ۳،  $H_t^{-1}$  ماتریس پایین مثلثی عامل چولسکی<sup>۱</sup> برای ماتریس واریانس-کوواریانس  $K_t$  است.

دو نکته مهم در تجزیه واریانس وجود دارد.

۱. نیاز به نوآوری‌های متعامد<sup>۲</sup>.

۲. عدم وابستگی تجزیه واریانس به ترتیب آن‌ها.

برای دستیابی به نوآوری‌های متعامد می‌توان از فاکتورگیری چولسکی استفاده نمود. نقدی که به این روش وجود دارد این است که تجزیه واریانس وابسته به ترتیب متغیرها خواهد بود. یکی از روش‌های رفع این مشکل، استفاده از روش خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته (GVAR) پیشنهادی کوپ، پسران و سایمون (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۸) است. ویژگی اصلی این روش استفاده از توزیع تاریخی خطاها برای به‌کارگیری تکانه‌های همبسته<sup>۳</sup> است. مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته (GVAR) تکانه‌ها را متعامدسازی<sup>۴</sup> نمی‌نماید (به عبارت دیگر

---

1. Cholesky Factor  
2. Orthogonal Innovations  
3. Correlated Shocks  
4. Orthogonalized

به صورت اريب تكانه‌ها را حذف نمى‌نمايد). در نتيجه جمع تكانه‌ها در توضيح‌دهندگى واريانس خطاى پيش‌بينى در اين مدل به طور حتم برابر يك نمى‌شود.

از اين رو بر مبناي روش پيشنهادهى دايبيلد و ايلماز (۲۰۱۲)، در اين پژوهش از مدل خودرگرسيون بردارى (GVAR) استفاده شده است. براى نمايش مدل، حالت پيش‌بينى يك دوره‌اى در نظر گرفته مى‌شود كه در آن  $Z_{t+1,t} = AZ_t$  است و بردار خطاى پيش‌بينى يك گام جلوتر به صورت رابطه ۴ است.

$$\pi_{t+1} = Z_{t+1} - Z_{t+1,t} = C_0 \mu_{t+1} = \begin{bmatrix} C_{0,11} & C_{0,12} \\ C_{0,21} & C_{0,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1,t+1} \\ \mu_{2,t+1} \end{bmatrix} \quad (\text{رابطه ۴})$$

در رابطه ۴، ماتريس واريانس-كوواريانس  $C_0 C_0'$  و  $E(\pi_{t+1,t} \pi_{t+1,t}') = C_0 C_0'$  جزء اخلاخل است. واريانس خطاى پيش‌بينى يك گام جلوتر<sup>۱</sup> بازدهى سهام  $R_t$  برابر با  $C^2_{0,11} + C^2_{0,12}$  و خطاى پيش‌بينى يك گام جلوتر جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى  $MF_t$  برابر با  $C^2_{0,21} + C^2_{0,22}$  است. اكنون بر اساس اين داده‌ها مى‌توان اقدام به محاسبه درصدى از واريانس خطاى پيش‌بينى بازدهى سهام  $R_t$  ناشى از تكانه‌هاى خودبازدهى سهام  $R_t$  (سهام واريانس خودبازدهى سهام) و تكانه‌هاى جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى  $MF_t$  ناشى از سرريز واريانس جريان سرمايه‌ صندوق‌ها كرد. به طور مشابه مى‌توان درصدى از واريانس خطاى پيش‌بينى جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى  $MF_t$  ناشى از تكانه‌هاى خود جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى  $MF_t$  (سهام واريانس خود جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى) و تكانه‌هاى بازدهى سهام  $R_t$  ناشى از سرريز واريانس بازدهى سهام را محاسبه نمود. از اين رو مجموع اثر سرريز در مدل ما برابر با مجموع تكانه‌هاى بازدهى سهام  $R_t$  كه بر روى واريانس خطاى پيش‌بينى  $MF_t$  اثر مى‌گذارد ( $C^2_{0,21}$ ) و تكانه‌هاى جريان سرمايه‌ صندوق‌هاى سرمايه‌گذارى  $MF_t$  كه بر روى واريانس خطاى پيش‌بينى بازدهى سهام  $R_t$  اثر گذار است ( $C^2_{0,12}$ ).

اكنون مى‌توان اثر سرريز كلى را از مدل دومتغيره خودرگرسيون بردارى استخراج نمود كه برابر خواهد بود با  $C^2_{0,21} + C^2_{0,12}$ . دايبيلد و ايلماز (۲۰۱۲) يك شاخص سرريز<sup>۲</sup> (SOI) كه برابر با نسبت سرريز كل به مجموع واريانس خطاى پيش‌بينى<sup>۳</sup> (TFEV) است را به صورت رابطه ۵ طراحي كردند.

$$TFEV = C^2_{0,21} + C^2_{0,22} + C^2_{0,11} + C^2_{0,12} \quad (\text{رابطه ۵})$$

- 
1. 1-step-ahead
  2. Spillover Index
  3. Total Forecast Error Variance



با توجه به رابطه ۵، می‌توان شاخص سرریز را به صورت رابطه ۶ نمایش داد.

$$SOI = \frac{C^2_{0,21} + C^2_{0,12}}{C^2_{0,21} + C^2_{0,22} + C^2_{0,11} + C^2_{0,12}} \times 100 \quad \text{رابطه ۶}$$

شاخص سرریز را می‌توان به بدین صورت تفسیر نمود که SOI برابر با ۱۰ درصد باشد. یعنی تکانه‌های بازدهی سهام و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری در مجموع ۱۰ درصد واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی سهام و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری را توضیح می‌دهد.

پس از محاسبه اثر سرریز در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی، بازدهی شاخص و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از یک مدل رگرسیون بر مبنای کار وسترلند و ناریان (۲۰۱۲، ۲۰۱۴) پیش‌بینی می‌شود و به منظور بررسی اینکه آیا افزودن شاخص سرریز به مدل خودرگرسیون می‌تواند باعث افزایش قدرت پیش‌بینی‌کنندگی مدل شود یا خیر؟ مدل مربوطه با یک مدل خودرگرسیون ساده برای هر یک از متغیرها مقایسه می‌شود.

مدل رگرسیون مورد استفاده در این پژوهش برای پیش‌بینی به صورت رابطه ۷ است.

$$Y_t = \alpha_0 + \beta_1 SOI_{t-j} + \varepsilon_t \quad \text{رابطه ۷}$$

در رابطه ۷،  $Y_t$  نماگر مربوط به بازدهی شاخص کل در پژوهش است که امکان پیش‌بینی آن‌ها در این مدل مورد ارزیابی قرار می‌گیرد و  $SOI_{t-j}$  شاخص سرریز وابسته به زمان است که با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری غلتان محاسبه شده است.

### روش‌شناسی پژوهش

در این پژوهش از تمام صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام استفاده شده است. اطلاعات مربوط به ارزش صدور و ابطال واحدهای سرمایه‌گذاری از پایگاه‌های اطلاعاتی سایت Fipiran.com و اطلاعات مربوط به بازدهی شاخص کل از سایت TSE.ir استخراج شده است. این اطلاعات دوره زمانی خرداد ماه ۱۳۹۲ تا مرداد ماه ۱۳۹۵ را در بر می‌گیرد، بنابر این تعداد مشاهدات روزانه ۷۶۸ عدد است. شایان ذکر است در این پژوهش برای تجزیه و تحلیل داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها، از روش‌های اقتصادسنجی و آماری بهره گرفته شده است. همچنین نرم‌افزارهای مورد استفاده در این پژوهش نرم‌افزار MATLAB، Stata، Eviews و Excel است.

از آنجاکه به طور معمول برای تحلیل و توصیف نمونه از آمار توصیفی استفاده می‌شود، در ابتدا توضیحاتی در مورد آمار توصیفی داده‌ها ارائه می‌شود و سپس همبستگی و کوواریانس میان داده‌های جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل و ضریب خودهمبستگی

مرتبه اول هر یک از متغیرها و نتایج آزمون دیکی-فولر (ADF) که فرضیه وجود ریشه واحد را بررسی می کند مورد پژوهش قرار می گیرد.

درواقع آمار توصیفی با خلاصه کردن داده ها، ویژگی های مهم آن ها را نمایان می سازد تا ایده های لازم در ذهن پژوهشگر برای مرحله دوم یعنی تحلیل آماری (آمار استنباطی) ایجاد کند. از این رو پیش از آغاز تحلیل و تخمین مدل ها، برخی از شاخص ها از جمله میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی در خصوص متغیرها ارائه می شود. در نمونه مورد بررسی هر یک از سری های زمانی دارای ۷۶۸ بازدهی روزانه هستند که جزئیات مربوط به آن ها در جدول ۳، بیان شده است

جدول ۳. آمار توصیفی

همبستگی و کوواریانس میان بازدهی شاخص کل و جریان نقدی صندوق های سرمایه گذاری			
همبستگی (آماره t-statistics)		کوواریانس	
-۰/۷۹۳۱۵۴ (-۰/۰۲۸۶۴۶)		-۰/۰۰۰۰۰۱	
تعداد نمونه و میانه			
تعداد نمونه		میانه	
جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل
۷۶۸	۷۶۸	۰/۰۰۰۵۵۰	۰/۰۰۰۱۵۷
میانگین و انحراف معیار			
میانگین		انحراف معیار	
جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل
۰/۰۰۱۴۹۳	۰/۰۰۰۶۸۰	۰/۰۰۲۸۷۳	۰/۰۰۷۷۱۸
چولگی و کشیدگی			
چولگی		کشیدگی	
جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل
۵/۳۴۵۰۱	۰/۰۰۱۷۴	۴۶/۶۴۸۰	۰/۰۰۱۱۲
سازگاری و آزمون ریشه واحد			
ADF(Test) (P-value)		AR(1) Coefficient (p-value)	
جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق ها	بازدهی شاخص کل
-۶/۷۲۴۲۲۹ (۰/۰۰۰۰)	-۱۹/۶۱۹۶۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۲۱۴۵۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۴۰۷۰۷ (۰/۰۰۰۰)

جدول ۳، در ۴ قسمت به شرح زیر بیان شده است.

قسمت اول: نشان دهنده همبستگی و کوواریانس میان سری زمانی بازدهی شاخص کل با جریان سرمایه صندوق های سرمایه گذاری است.

قسمت دوم: میانگین و انحراف معیار دو سری زمانی یاد شده را نشان می دهد.

قسمت سوم: کشیدگی و چولگی سری‌های زمانی را نشان می‌دهد. قسمت چهارم: سازگاری<sup>۱</sup> جریان سرمایه‌صندوق‌ها و بازدهی شاخص کل بررسی می‌شود. به‌طور خاص ضریب خودهمبستگی مرتبه اول برای هر یک از دو متغیر، در کنار نتایج آزمون دیکی-فولر (ADF)<sup>۲</sup> گزارش می‌شود که به‌طور ساده فرض صفر داشتن ریشه واحد بررسی می‌شود.

برای بررسی سازگاری دو متغیر از ضریب خودهمبستگی مرتبه اول استفاده شده است که نتایج نشان از عدم سازگاری هر دو سری زمانی دارد. در آزمون ریشه واحد برای دو متغیر نیز در همه نمونه‌ها با توجه به عدم پذیرش فرض صفر مبنی برداشتن ریشه واحد نشان می‌دهد که هر دو متغیر (سری زمانی) مانا هستند.

### یافته‌های پژوهش

در جدول ۴، مدل VAR برای کل داده‌ها بر مبنای وقفه ۴ تخمین زده می‌شود. پس از آن به توضیح نتایج حاصل از تخمین VAR برای هر یک از این دوره‌ها پرداخته می‌شود. با افزایش تعداد وقفه‌ها آماره مربوط به AIC تغییر چندانی نخواهد نمود از این‌رو به ۴ وقفه در مدل خودرگرسیون برداری اکتفا می‌شود. نکته جالب توجه یکسان بودن R<sup>2</sup> تعدیلی برای هر دو رگرسیون است که نشان‌دهنده قدرت توضیح‌دهندگی یکسان دو رگرسیون موجود در مدل است.

جدول ۴. نتایج خودرگرسیون برداری (VAR)

پس از نوسان شدید دلار		داده‌ها	
بازدهی شاخص کل	جریان سرمایه‌صندوق‌ها	متغیرها	ت
۰/۰۳۰۱۷۳	۰/۲۱۲۷۵۶	جریان سرمایه‌صندوق‌ها	۱
[۰/۳۲۰۰۹]	[۶/۰۴۶۱۸] <sup>۳</sup>		
۰/۳۲۰۰۱۳	۰/۰۳۷۰۶	بازدهی شاخص کل	
[ ۸/۸۱۹۵۳]	[ ۰/۲۷۳۵۸]		

1. Persistence
2. Augmented Dickey & Fuller
3. T-statistics

## ادامه جدول ۴.

پس از نوسان شدید دلار		داده‌ها	
-۰/۰۱۷۱۴۶	۰/۱۲۸۶۰۸	جریان سرمایه صندوق‌ها	۲
[-۰/۱۷۹۶۹]	[۳/۶۱۰۵۸]		
-۰/۰۰۷۴۹۱	-۰/۰۰۸۷۲۵	بازدهی شاخص کل	
[-۰/۱۹۷۰۵]	[-۰/۶۱۴۸۷]		
-۰/۰۴۷۷۹	۰/۱۴۸۴۳۴	جریان سرمایه صندوق‌ها	۳
[-۰/۵۰۰۹۳]	[۴/۱۶۷۹۰]		
۰/۰۶۶۷۹۶	۰/۰۰۲۱۲۴	بازدهی شاخص کل	
[۱/۷۵۶۶۶]	[۰/۱۴۹۶۲]		
۰/۰۰۴۲۶۷	۰/۲۵۳۹۷۹	جریان سرمایه صندوق‌ها	۴
[۰/۰۴۵۲۶]	[۷/۲۱۶۷۹]		
۰/۰۶۹۰۲۷	-۰/۰۰۳۳۷	بازدهی شاخص کل	
[۱/۹۰۹۲۶]	[-۰/۲۴۲۳۲]		
۰/۱۱۱۱۳۵	۰/۱۱۴۷۳۳	Adj. R-squared	
۱۴/۶۲۸۲۷	۱۵/۱۲۶۷۳	F-statistic	
-۷/۰۰۳۵۲۵	-۸/۹۷۴۲۶۴	Akaike AIC	
-۶/۹۵۴۹۶۳	-۸/۹۲۵۶۹۳	Schwarz SC	
-۱۵/۹۷۸۴۷		Akaike information criterion	
-۱۵/۸۸۱۳۳		Schwarz criterion	

با وجود معناداری کلی مدل‌ها، ضرایب وقفه‌های بازدهی شاخص کل برای جریان سرمایه و به‌عکس در هیچ‌کدام معنادار نیستند. ولی به‌هرحال خالص جریان با یک وقفه قبل و بازدهی شاخص کل با یک وقفه قبل، ارتباط معنادار دارند.

در جدول ۵، نتایج آزمون علیت گرانجر برای دو سری زمانی بازدهی شاخص کل و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری با حداکثر وقفه ۳۰ نشان داده شده است. همانطور که قابل مشاهده است در هر دو حالت (علیت گرانجر بازدهی شاخص کل برای جریان سرمایه صندوق‌ها و برعکس) نمی‌توان فرض صفر را رد کرد. به عبارت دیگر هیچ‌یک از این دو سری زمانی را نمی‌توان علت دیگری دانست.

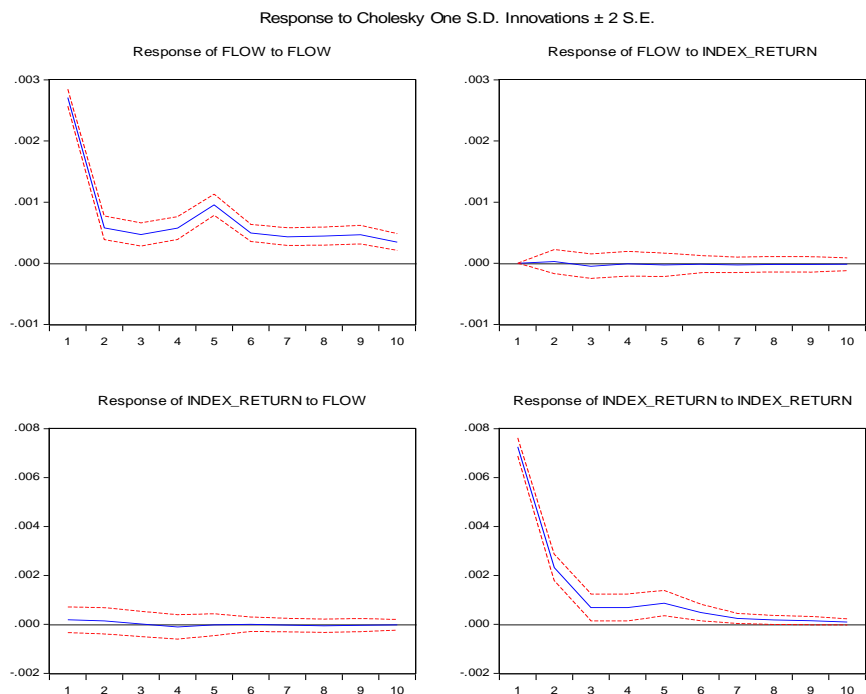
جدول ۵. نتایج آزمون علیت گرانجر

نتایج آزمون علیت گرانجر برای دورهٔ پس از نوسان شدید دلار (وقفهٔ ۳۰)			
نتایج	Prob	F-statistics	شرح فرض صفر
عدم امکان رد فرض صفر	۰/۹۵۴۶	۰/۶۰۳۵۵	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها علت گرانجر بازدهی شاخص کل است
عدم امکان رد فرض صفر	۰/۳۴۱۷	۱/۰۸۹۱۹	بازدهی شاخص کل علت گرانجر جریان سرمایهٔ صندوق‌ها است

نکتهٔ مورد توجه عدم تطابق نتایج حاصل از آزمون علیت گرانجر با نتایج به‌دست آمده در پژوهش انجام شده برای بررسی ارتباط میان جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل توسط حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) و سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) است. علت را می‌توان به دلیل عدم در نظر گرفتن تمامی صندوق‌ها در پژوهش‌های یاد شده و تفاوت دورهٔ مد نظر آن‌ها با دورهٔ در نظر گرفته شده در این پژوهش دانست. البته در مجموع می‌توان بیان نمود که نتایج حاصل از پژوهش حاضر از لحاظ تئوریک و شرایط بازار سهام ایران از دقت بیشتری برخوردار است زیرا همهٔ جریان‌های ورودی به همهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری را در نظر می‌گیرد.

نتایج تابع کنش واکنش<sup>۱</sup> نشان می‌دهد، شوکی که از طرف تغییرات در خالص جاری جریان نقد صندوق‌ها به بازدهٔ بازار و به‌عکس وارد می‌شود، میرا<sup>۲</sup> است یا خیر. در صورت میرا بودن شوک‌ها سری‌های زمانی پایا بوده و قادر هستند از شوک رهاشده و به پایایی<sup>۳</sup> برسند. در این پژوهش از تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته<sup>۴</sup> و چولسکی استفاده می‌شود. در نمودارهای شکل ۲، نتایج تابع کنش واکنش چولسکی نشان می‌دهد شوکی که از طرف تغییرات در خالص جاری جریان نقد صندوق‌ها به بازدهٔ بازار و به‌عکس در وقفهٔ ۴، با دورهٔ ۱۰ روزه ایجاد می‌شود، چه تأثیری روی یکدیگر دارند.

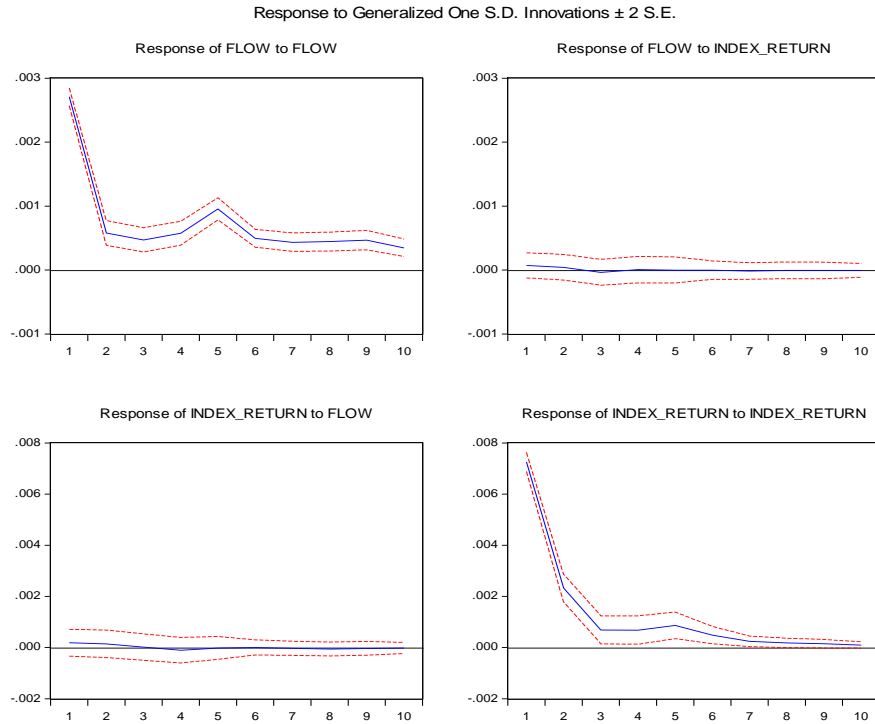
- 
1. Impulse Response Function
  2. Non-stationary
  3. Stationary
  4. Generalized Impulse Response Function (GIRF)



شکل ۲. تابع کنش واکنش چولسكى (وقفه ۴)

همانطور که در شکل ۲، مشاهده می‌شود، اثر تکانه‌های بازدهی شاخص روی جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری و به‌عکس نزدیک به صفر است. به‌عبارت دیگر از یک طرف تکانه‌های ناشی از جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری تأثیری روی بازدهی شاخص کل در دوره مورد مشاهده ندارد و از طرفی تکانه‌های ناشی از بازدهی شاخص کل نیز تأثیری بر جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری ندارد.

در نمودارهای شکل ۳، نتایج تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته نشان می‌دهد شوکی که از طرف تغییرات در خالص جاری جریان نقد صندوق‌ها به بازده بازار و به‌عکس در وقفه ۴ با دوره ۱۰ روزه ایجاد می‌شود، چه تأثیری روی یکدیگر دارند.



شکل ۳. تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته (وقفه ۴)

همانطور که در شکل ۳، مشاهده می‌شود، اثر تکانه‌های بازدهی شاخص روی جریان سرمایه‌ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و به‌عکس مانند تابع کنش واکنش چولسکی همچنان نزدیک به صفر است. به عبارت دیگر تکانه‌های هریک از سری‌های زمانی (شامل جریان سرمایه‌ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل) فقط بر روی همان سری زمانی تأثیر دارند.

در ادامه، اهمیت تکانه‌های بازدهی شاخص سهام در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی<sup>۱</sup> جریان سرمایه‌ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و اهمیت تکانه‌های جریان سرمایه‌ صندوق‌های سرمایه‌گذاری در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل بورس بر مبنای تجزیه چولسکی<sup>۲</sup> و واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته تشریح شده است.

1. Forecast Error Variance Decomposition
2. Cholesky Decomposition

برای تخمین واریانس خطای پیش‌بینی از وقفه‌های مختلف ۴ تا ۲۴ و افق‌های پیش‌بینی متفاوت ۱ تا ۳۰ استفاده شده است. جدول ۶، نتایج واریانس خطای پیش‌بینی (چولسکی) را نشان می‌دهد.

جدول ۶. نتایج واریانس خطای پیش‌بینی (چولسکی)

۳۰		۲۴		۱۲		۱		دوره پیش‌بینی	
FM	RI	FM	RI	FM	RI	FM	RI	متغیرها	شماره
۰/۱۳	۹۹/۸۷	۰/۱۳	۹۹/۸۷	۰/۱۳	۹۹/۸۷	۰/۱	۹۹/۹۰	RI	۴
۹۹/۹۳	۰/۰۷	۹۹/۹۳	۰/۰۷	۹۹/۹۴	۰/۰۶	۹۹/۹۹	۰/۰۱	FM	
۱/۰۶	۹۸/۹۴	۱	۹۹/۰۰	۰/۸۷	۹۹/۱۳	۰/۲۰	۹۹/۸۰	RI	۱۲
۹۹/۴۸	۰/۵۲	۹۹/۴۸	۰/۵۲	۹۹/۵۱	۰/۴۹	۹۹/۹۸	۰/۰۲	FM	
۲/۴۷	۹۷/۵۳	۲/۴۱	۹۷/۵۹	۱/۲۲	۹۸/۷۸	۰/۱۷	۹۹/۸۳	RI	۲۴
۹۸/۷۹	۱/۲۱	۹۸/۸۲	۱/۱۸	۹۹/۳۴	۰/۶۶	۹۹/۹۸	۰/۰۲	FM	

در جدول ۶، RI مخفف بازدهی شاخص کل<sup>۱</sup> و FM مخفف جریان سرمایه صندوق‌ها<sup>۲</sup> است. همانطور که مشاهده می‌شود، در کل نمونه تکانه‌های جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری در بهترین حالت ۲/۴۷ درصد واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل را توضیح می‌دهد. از طرف دیگر تکانه‌های بازدهی شاخص کل نیز ۱/۲۱ درصد از واریانس خطای پیش‌بینی جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص می‌دهد. نکته عدم تغییر زیاد این نسبت در وقفه‌های گوناگون است. به عبارت دیگر این نسبت‌ها با تغییر وقفه‌ها نوسان چندانی ندارند. لیکن با افزایش افق زمانی این نسبت بیشتر می‌شود که نمی‌توان با قطعیت تمام گفت که افزایش آن ناشی از توضیح‌دهندگی متغیر دیگر است زیرا می‌توان این چنین استدلال نمود که افزایش آن ناشی از عدم توضیح‌دهندگی واریانس خود متغیر در دوره‌های پیش‌بینی بلندمدت‌تر است. در مجموع می‌توان گفت در کل نمونه هیچ‌کدام از تکانه‌های جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل تأثیر قابل اتکایی روی واریانس یکدیگر ندارند. برای تخمین واریانس خطای پیش‌بینی از وقفه‌های مختلف ۴ تا ۲۴ و افق‌های پیش‌بینی متفاوت ۱ تا ۳۰ استفاده شده است. در جدول ۷، نتایج برای پس از بحران (تعمیم‌یافته) نشان داده شده است.

1. Return of index  
2. Flow of Mutual Fund

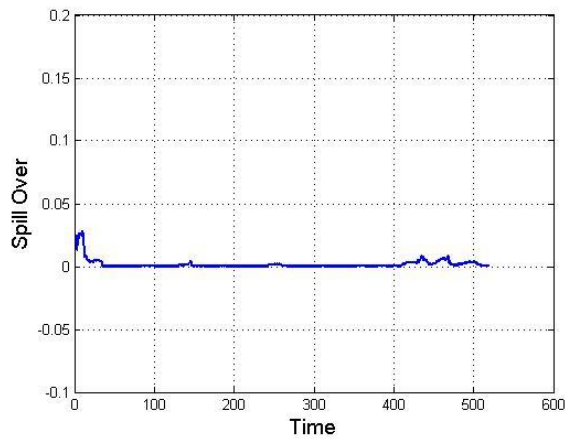


جدول ۷. نتایج برای پس از بحران (تعمیم یافته)

۳۰		۲۴		۱۲		۱		دوره پیش‌بینی	شرح
FM	RI	FM	RI	FM	RI	FM	RI	متغیرها	شماره
۰/۰۲	۹۹/۹۴	۰/۰۲	۹۹/۹۴	۰/۰۲	۹۹/۹۴	۰/۰۱	۹۹/۹۹	RI	۴
۹۹/۹۳	۰/۶۰	۹۹/۹۳	۰/۶۰	۹۹/۹۴	۰/۶۰	۹۹/۹۹	۰/۶۲	FM	
۰/۱۵	۹۹/۰۱	۰/۱۴	۹۹/۰۸	۰/۱۲	۹۹/۲۴	۰/۰۳	۹۹/۹۶	RI	۱۲
۹۹/۴۸	۵/۴۶	۹۹/۴۸	۵/۴۱	۹۹/۵۱	۴/۹۰	۹۹/۹۸	۱/۱۵	FM	
۰/۳۶	۹۷/۴۹	۰/۳۵	۹۷/۵۵	۰/۱۸	۹۸/۸۱	۰/۰۳	۹۹/۹۸	RI	۲۴
۹۸/۷۹	۹/۸۲	۹۸/۸۲	۹/۳۹	۹۹/۳۴	۵/۶۴	۹۹/۹۸	۱/۰۹	FM	

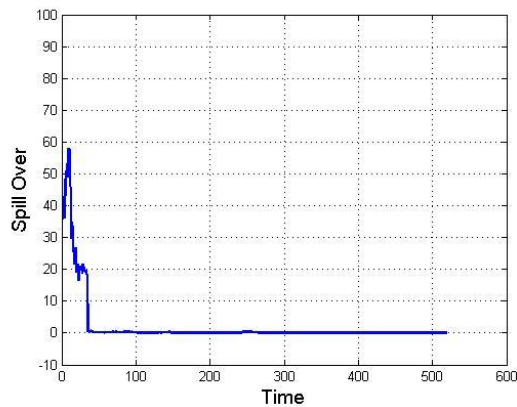
همانطور که در جدول ۷، مشاهده می‌شود بازدهی شاخص کل در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی جریان سرمایه صندوق‌ها نقش ایفا می‌نماید که البته تأثیر آن مستقل از طول وقفه‌ها است اما با افزایش دوره پیش‌بینی افزایش می‌یابد که این می‌تواند ناشی از عدم توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی جریان سرمایه صندوق‌ها توسط همان متغیر در افق‌های زمانی بلندمدت‌تر باشد. از طرف دیگر جریان سرمایه صندوق‌ها در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی شاخص کل تأثیر اندکی دارد.

برای محاسبه شاخص سرریز<sup>۱</sup> از رابطه ۷، در قسمت روش پژوهش و پنجره غلتان ۲۵۰ روزه استفاده می‌نمایم. در شکل‌های ۴ و ۵، شاخص سرریز با دو حالت تجزیه چولسکی و تجزیه برمبنای حالت تعمیم‌یافته نشان داده شده‌اند که در هر دو حالت تجزیه با توجه به مستقل بودن توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی از طول وقفه‌ها و دوره پیش‌بینی از دوره پیش‌بینی یک‌روزه و وقفه ۱۲ استفاده می‌شود. در شکل ۴، نمودار شاخص سرریز (چولسکی) ارائه شده است.



شکل ۴. شاخص سرریز (چولسکی)

همانطور که در شکل ۴، مشاهده می‌شود شاخص سرریز در حالت تجزیه چولسکی نزدیک به صفر است، یعنی قدرت توضیح‌دهندگی نخواهد داشت. به عبارت دیگر در شاخص سرریز استخراجی از تجزیه چولسکی نشان از عدم نوسان شاخص یاد شده دارد که با توجه به این موضوع امکان توضیح‌دهندگی شاخص یاد شده وجود نخواهد داشت. در شکل ۵، شاخص سرریز (تعمیم یافته) نشان داده شده است. در این حالت از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم یافته برای محاسبه شاخص سرریز استفاده می‌شود.



شکل ۵. شاخص سرریز (تعمیم یافته)

همانطور که در شکل ۵، مشاهده می‌شود در حالت تجزیه واریانس بر مبنای مدل پسران-شین در ابتدا همزمان با انتخابات ریاست جمهوری، تغییر دولت و تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت که باعث ارتباط منطقی‌تر میان روند بازار سرمایه کشور و وضعیت اقتصادی کشور شد، شاخص سرریز دارای نوسان است. با توجه به نمودار شاخص سرریز می‌توان از این شاخص برای پیش‌بازدهی شاخص کل بورس استفاده نمود. در ادامه با توجه به شرایط سری زمانی بازدهی شاخص کل و شاخص سرریز از رگرسیون FQGLS برای پیش‌بینی بازدهی شاخص کل استفاده می‌شود. در این قسمت ابتدا اقدام به آزمون آماری شاخص سرریز استخراجی بر مبنای تابع تجزیه تعمیم‌یافته و بازدهی شاخص کل برای بررسی درون‌زایی<sup>۱</sup>، ناهمسانی واریانس<sup>۲</sup> و پایداری<sup>۳</sup> آن‌ها می‌شود و سپس بر مبنای نتایج از تخمین زنده FQGLS برای پیش‌بینی بازده شاخص بورس بر مبنای شاخص سرریز استفاده می‌شود.

برای آزمون پایداری شاخص سرریز، ضریب خودرگرسیون مرتبه اول شاخص سرریز بررسی می‌شود. در صورتی که ضریب خودرگرسیون مرتبه اول معادل یک باشد به این معنی است که سری زمانی شاخص سرریز پایدار است از این رو برای ارزیابی معناداری ضریب رگرسیون یاد شده در رابطه ۴ از آزمون FQGLS استفاده می‌شود. با توجه به ضریب ۰/۹۶۹۶ و آماره ۱۳۳/۰۳ در آزمون پایداری، پایداری شاخص سرریز از لحاظ آماری تأیید می‌شود.

به منظور ارزیابی درون‌زایی متغیرهای مدل، جزء اخلاص مدل پیش‌بینی (رابطه ۴) را روی جزء اخلاص ناشی از خودرگرسیون مرتبه اول شاخص سرریز رگرسیون نموده و سپس اختلاف معنادار ضریب این رگرسیون از صفر بررسی می‌شود. با توجه به ضریب رگرسیون ۰/۹۸۷۸ و آماره ۶۰/۹۶، پس از ارزیابی نتایج فرض صفر مبنی بر صفر بودن ضریب رگرسیون پذیرفته نمی‌شود بدین مضمون که متغیرهای مدل درون‌زا هستند از این رو استفاده از رگرسیون FQGLS توجیه‌پذیر است. زیرا آماره مورد استفاده در این رگرسیون درون‌زایی متغیرها را نیز در نظر می‌گیرد.

فرض صفر مبنی بر عدم وجود ARCH در هریک از متغیرهای مدل بررسی می‌شود. برای هر دو متغیر بازدهی شاخص کل و شاخص سرریز با توجه به آماره‌های ۳۶/۹۳ و ۱۸/۷۷ اثر ARCH وجود دارد یا به عبارت دیگر فرض صفر در تمامی فواصل اطمینان رد می‌شود. از این رو

---

1. Endogeneity  
2. Heteroskedasticity  
3. Persistency

از آزمون FQGLS برای بررسی معناداری ضریب رگرسیون مدل پیش‌بینی‌کننده استفاده می‌شود.

برای سنجش آزمون معناداری ضریب رگرسیون مدل پیش‌بینی‌کننده، از آماره FQGLS استفاده می‌شود. با توجه به آماره آزمون ۳.۱۷۶، ضریب رگرسیون از لحاظ آماری در تمام سطوح اطمینان معنادار است.

همانطور که در نتایج مشهود است با توجه به معناداری آماری ضریب شاخص سرریز از آن می‌توان برای پیش‌بینی بازدهی شاخص کل استفاده کرد که دلایل این موضوع را می‌توان در ثبات بازار سرمایه کشور و ارتباط منطقی‌تر میان جریان سرمایه صندوق‌ها با بازدهی شاخص کل در دوره پژوهش دانست.

### **نتیجه‌گیری و پیشنهادها**

در این پژوهش رابطه پویای میان بازدهی شاخص کل و جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام در بازار سرمایه ایران بررسی شد. از داده‌های روزانه برای محاسبه ورود و خروج جریان سرمایه و بازدهی شاخص کل استفاده گردید. بر اساس نتایج بررسی رابطه علیت گرانجر برای این دو سری زمانی، برخلاف پژوهش‌های پیشین که با نمونه‌گیری و بر مبنای تعدادی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام انجام شده‌اند، وجود هرگونه رابطه علیت گرانجر میان دو سری زمانی رد شد. نکته جالب توجه عدم تطابق نتایج حاصل از آزمون علیت گرانجر با نتایج به‌دست آمده در پژوهش انجام شده برای بررسی ارتباط میان جریان سرمایه صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) و سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) است، که علت را می‌توان به دلیل عدم در نظر گرفتن همه صندوق‌ها در پژوهش‌های یاد شده و تفاوت دوره مد نظر آن‌ها با دوره در نظر گرفته شده در این پژوهش دانست. البته در مجموع می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل از پژوهش حاضر از لحاظ تئوریک و شرایط بازار سهام ایران از دقت بیشتری برخوردار است، زیرا همه جریان‌های ورودی به همه صندوق‌های سرمایه‌گذاری را در نظر می‌گیرد.

در ادامه برای بررسی رابطه پویا این دو سری زمانی از مدل خودرگرسیون برداری (VAR) با ۴ وقفه استفاده شد که با توجه به شاخص شوارتز گزارش نتایج تا همین وقفه کافی است. با وجود معناداری کلی مدل‌ها، ضرایب وقفه‌های بازدهی شاخص کل برای جریان سرمایه و به‌عکس در هیچ‌کدام معنادار نیستند. ولی به‌رحال خالص جریان با یک وقفه قبل و بازدهی شاخص کل با یک وقفه قبل ارتباط معنادار دارند که نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون برداری با

نتایج حاصل از پژوهش سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) و حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) منطبق است، اما با نتایج حاصل از پژوهش ناریان و ناریان (۲۰۱۴) که بر روی جریان سرمایه‌صندوق‌های سرمایه‌گذاری در هند صورت گرفته مطابقت ندارد. نتایج حاصل از خودرگرسیون برداری و تابع کنش واکنش بر مبنای تجزیه چولسکی نشان می‌دهد اثر تکانه‌های جریان سرمایه‌صندوق‌های سرمایه‌گذاری روی بازدهی شاخص کل و به‌عکس نزدیک به صفر است. همچنین در صورت استفاده تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته اثر تکانه‌های جریان سرمایه‌صندوق‌های سرمایه‌گذاری روی بازدهی شاخص کل برای دوره پس از بحران اختلاف معناداری از صفر ندارد. با توجه به نتایج حاصل از تابع کنش واکنش، نتایج حاصل از تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی بر مبنای چولسکی و روش تعمیم‌یافته نشان‌دهنده تأثیر اندک توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی هر یک از سری‌های زمانی توسط دیگری است، درحالی‌که تجزیه بر مبنای روش تعمیم‌یافته، حاکی از افزایش چشم‌گیر قدرت توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی است. با توجه به توضیحات فوق، یک شاخص سرریز بر مبنای تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی و پنجره غلتان ۲۵۰ روزه محاسبه شد، سپس بر مبنای سری زمانی ایجاد شده برای شاخص سرریز محاسبه شده با توجه به سه ویژگی درون‌زایی، پایداری و ناهمسانی واریانس رابطه ۴ مربوط به رگرسیون نمودن بازدهی شاخص کل روی شاخص سرریز، بازدهی شاخص کل با استفاده از رگرسیون پیشنهادی وسترنلند و ناریان پیش‌بینی شد. نتایج حاصل رگرسیون نهایی نشان‌دهنده معنادار بودن رگرسیون مربوطه است یعنی می‌توان از شاخص سرریز محاسبه شده در این پژوهش برای پیش‌بینی بازدهی شاخص کل استفاده نمود.

با توجه به پژوهش‌های صورت گرفته در سال‌های اخیر، مشاهده شده است که می‌توان از جریان سرمایه‌صندوق‌ها به‌عنوان متغیری تأثیرگذار در بازدهی شاخص کل استفاده نمود. به همین منظور در ادامه پیشنهادهای کاربردی و پیشنهادهای مربوط به پژوهش‌های آتی ارائه می‌شود. به‌عنوان یک پیشنهاد کاربردی مدیران سرمایه‌گذاری می‌توانند (با سطح اطمینان ۹۵ درصد) به منظور تصمیم‌گیری در مورد چگونگی تخصیص دارایی‌های تحت مدیریت خود میان بازار پول و سرمایه از اثر سرریز استفاده کنند. همچنین برای پژوهش‌های آتی می‌توان علاوه بر جریان سرمایه‌صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام، جریان سرمایه‌ناشی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت را نیز با تعدیلاتی در نظر گرفت و نتایج را گزارش نمود.

### منابع

حسینی، س. ع.، حسینی، س. ح.، و جعفری باقرآبادی، ا. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۱۵(۲)، ۲۰۱-۲۱۴.

سعیدی، ع.، و سعیدی، ح. (۱۳۹۰). ارتباط بین جریان سرمایه‌های صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازده بازار شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی، ۱۳(۳۲)، ۳۵-۵۶.

### References

- Alexakis, C., Niarchos, N., Patraba, T., & Poshakwale, S. (2005). The Dynamics between Stock Returns and Mutual Fund Flows: Empirical Evidence from the Greek Market. *International Review of Financial Analysis*, 14(5), 559-569.
- Boyer, B. & Zheng, L. (2009). Investor Flows and Stock Market Returns. *Journal of Empirical Finance*, 16(1), 87-100.
- Diebold, F. X. & Yilmaz, K. (2012). Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers. *International Journal of Forecasting*, 28(1), 57-66.
- Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2009). Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, With Application to Global Equity Markets. *Economic Journal*, 119(January), 158-171.
- Frazzini, A., & Lamont, O. A. (2008). Dumb Money: Mutual Fund Flows and the Crosssection of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 88(2), 299-322.
- Hosseini, S. A., Hosseini, S. H., & Jafari Bagherabadi, E. (2013). Investigating the Relationship between Mutual Funds Flows and the Stock Index in Tehran Stock Market. *Journal of Financial Research*, 15(2), 201-214. (In Persian)
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian vector Autoregressive Model. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Koop, G., Pesaran, H. M., & Simon, M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119-147.

- Narayan, P., Narayan, S., & Prabheesh, K. P. (2014). Stock Returns, Mutual Fund Flows, Spillover Shocks. *Pacific-Basin Finance Journal*, Elsevier, 29(C), 146-162.
- Patel, J., Zeckhauser, R. J., & Hendricks, D. (1994). Investment Flows and Performance: Evidence from Mutual Funds, Cross-Border Investments and New Issues, In R. Sato, R. Ramachandran & R. Levich (Eds.), *Japan, Europe and international financial markets: Analytical and empirical perspectives*: 51-72. Cambridge University Press.
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1998). Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- Saeedi, A., & Saeedi, H. (2012). Mutual Funds Cash Flow and Market Return: Evidences from Tehran Stock Exchange. *Journal of Financial Research*, 13(32), 35-56. (In Persian)
- Sirri, E. R., & Tufano, P. (1993). *Buying and Selling Mutual Funds: Flows, Performance, Fees, and Services*, Working paper (Harvard Business School, Cambridge, MA).
- Warther, V. A. (1995). Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns. *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), 209-235.
- Westerlund, J. & Narayan, P. (2012). Does the Choice of Estimator Matter when Forecasting Returns? *Journal of Banking & Finance*, 36(9), 2632–2640.
- Westerlund, J., & Narayan, P. (2014). Testing for Predictability in Conditionally Heteroskedastic Stock Returns. *Journal of Financial Econometrics*, 13(2), 1-34.





## ***Presenting a Model for Measuring Predictability Strength and the Relationship of Stock Index Return and Mutual Fund Flow***

***Ehsan Taiebysani<sup>1</sup>, Saeed Fallahpour<sup>2</sup>***

**Abstract:** In this Thesis we examine the dynamic relationship between stock returns and mutual fund flows in Tehran Stock Exchange (TSE) by using VAR model. Afterthat, we checked the impulse response function and forecast error variance decomposition of VAR by Cholesky and generalized function. We find that spillover shocks that is, Tehran Stock Exchange main index (TEDPIX) return shocks and mutual fund flow shocks together explain some percent of the total forecast error variance of stock returns and mutual fund flows. Base on above mentioned results we used Aritificial Neural Network (ANN) with different learning functions for exmaning the relationship between Tehran Stock Exchange main index (TEDPIX) return and mutual fund flow. For selecting the best learning function in ANN, mean square Error has been used. For statistical siginificance, T-statistical paired comparison test was used. We create a spillover index of shocks emanating from stock returns and mutual fund flows and tests whether it can actually predict Tehran returns. We find it does. Using the spillover index, we forecast TEDPIX returns. At the end because of endogeneity, persistency and heteroscedasticity of predicting regression, we used Feasible-Quasi Generalized Least Square (FQGLS) for examining the statistics significance of spillover index, which turns out to be statistically significant.

**Keywords:** *Vector Autoregression (VAR), Spillover Effect, Mutual Funds.*

**JEL:** *G17, G23*

---

1. Ph.D., Financial Management, University of Tehran, Iran

2. Associate Prof. Financial Management, university of Tehran, Iran

---

Submitted: 07 / June / 2017

Accepted: 02 / August / 2017

Corresponding Author: Ehsan Taiebysani

Email: ehsantaieby@ut.ac.ir

How to cite this paper: Taiebysani, E., & Fallahpour, S. (2017). Presenting a Model for Measuring Predictability Strength and the Relationship of Stock Index Return and Mutual Fund Flow. *Quarterly Journal of Risk Modeling and Financial Engineering*, 2(3), 297–319. (In Persian)