مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۲، شمارهٔ ۳
پاییز ۱۳۹۶
ص. ۲۹۷-۳۱۹

ارائهٔ مدلی برای سنجش پیش‌بینی‌کنندگی شاخص سرریز و ارتباط بین بازدهی شاخص سهام و جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری

احسان طیبی ثانی[۱]، سعید فلاح‌پور[۲]

چکیده: در این پژوهش رابطهٔ 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 ادامهٔ 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 آمارهٔ FQGLS در رگرسیون مربوطه برای دورهٔ 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 دریافت: ۱۳۹۶/۰۳/۱۷ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۵/۱۱**

نویسندهٔ مسئول: احسان طیبی ثانی **E-mail: ehsantaieby@ut.ac.ir**

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

مقدمه

صنعت صندوق سرمایه‌گذاری در طی دو دههٔ 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 سرمایهٔ 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 حوزهٔ 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 آشکارکنندهٔ نوع تصمیمات سرمایه‌گذاران و انتظارات آن‌ها از روند قیمت‌ها در آینده باشد (ناریان، ناریان و پرابیش، ۲۰۱۴).

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

رویکرد اول مبتنی بر دیدگاه خرد است که صندوق‌ها را به‌صورت منفرد مورد بررسی قرار می‌دهد. سیری و توفانو (۱۹۹۳)، پاتل ، زکخسار و هنریک (۱۹۹۴) در پژوهش‌های خود برای مقایسهٔ عملکرد صندوق‌ها ازلحاظ سودآوری یا تأثیر جریان سرمایه بر بازدهٔ 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 قابل‌توجهی برای تأیید تأثیر مثبت جریان سرمایه روی عملکرد صندوق‌ها نرسیدند.

رویکرد دوم مبنی بر دیدگاه کلان است که تمرکز اصلی بر رابطهٔ جریان سرمایهٔ صندوق‌ها و بازدهٔ 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. درواقع 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، بازدهٔ بازار می‌تواند محرکی برای جریان سرمایه باشد (الساکیس، نیارکس و پوشکول، ۲۰۰۵).

در این رابطه دو تئوری مطرح است که ازیک‌طرف مطابق با نظریهٔ فشار قیمت[1]، افزایش جریان‌های نقدی در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک در سهام، باعث تحریک تقاضای سرمایه‌گذاران غیر نهادی به نگهداری سهام و درنتیجه افزایش قیمت سهام و بازدهٔ بازار می‌شود و از سویی بر اساس تئوری افشای اطلاعات[2]، اگر سرمایه‌گذاران صندوق‌های سرمایه‌گذاری افرادی مطلع و باتجربه باشند، افزایش خرید سهام به‌وسیلهٔ آن‌ها، می‌تواند حاوی این پیام برای سرمایه‌گذاران کم‌تجربه‌تر باشد که قیمت جاری سهام، پایین‌تر از ارزش ذاتی آن است؛ درنتیجه، 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 سرمایهٔ صندوق‌ها و بازدهٔ بازار سهام همبستگی مثبت وجود دارد، پاسخ این سؤال که آیا مجموع جریان نقدی صندوق‌ها، محرک تغییرات بازدهٔ 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 بازدهٔ بازار مؤثر باشند، ارائهٔ نکرده‌اند.

به‌هرحال این واقعیت که جریان سرمایه و بازدهٔ بازار دارای همبستگی مثبت هستند، به معنی وجود رابطهٔ علی و معلولی بین آن‌ها نیست. شاید توضیح دیگری برای این پدیده وجود داشته باشد یا رابطهٔ آن‌ها دوطرفه باشد یا حتی ممکن است عامل سومی بر آن دو تأثیرگذارد. پژوهش‌های فراوانی در این زمینه به‌طور عمده در آمریکا و برخی از کشورها ازجمله کرهٔ جنوبی، ژاپن و یونان انجام شده و نتایج این پژوهش‌ها، متفاوت و در برخی موارد متناقض است (جوهانسون،۱۹۹۱).

---

1. Price Pressure
2. Information Disclosure

در این پژوهش رابطهٔ جریان سرمایه در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و بازدهی شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته (GVAR) بررسی می‌شود. سپس اهمیت نسبی تکانه‌های هریک از متغیرهای مدل در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی بررسی شده و درنهایت تخمین سرریزهای وابسته به زمان و استفاده از آن برای پیش‌بینی بازدهی شاخص کل انجام خواهد شد. با توجه به توضیحات بررسی می‌نماییم که آیا شاخص سرریز[1] توان پیش‌بینی بازدهی شاخص کل را دارد یا خیر؟

ساختار مقاله بدین صورت است که پس از مقدمه، در قسمت دوم پیشینهٔ پژوهش، در قسمت سوم روش‌شناسی پژوهش همراه با معرفی داده‌ها و متدولوژی مورد استفاده بیان می‌شود، در قسمت چهارم یافته‌های پژوهش و در قسمت پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها بیان خواهد شد.

پیشینهٔ پژوهش

وارتر (۱۹۹۵) در پژوهش خود به بررسی رابطهٔ میان بازدهی تجمعی سهام و جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری پرداخته است و نتایج نشان از ارتباط میان بازدهی تجمعی سهام با جریان غیر منتظرهٔ سرمایهٔ صندوق‌ها و همچنین عدم ارتباط میان جریان جاری سرمایهٔ صندوق‌ها با بازدهی تجمعی سهام دارد. همچنین جریان سرمایهٔ صندوق‌ها با بازدهی سهام داخل پرتفوی هر صندوق دارای ارتباط است اما با بازدهی سایر سهام موجود در بازار که خارج از پرتفوی صندوق است ارتباطی مشاهده نشد.

بویر و لوژنگ (۲۰۰۹) در پژوهش خود به بررسی ارتباط میان بازدهی تجمعی بازار سهام و جریان نقدی (خالص خرید سهام) از سوی دامنهٔ وسیعی از سرمایه‌گذاران در ایالات متحده برای دوره ۱۹۵۲ تا ۲۰۰۴ پرداختند. نتایج حاصل نشان از خودهمبستگی شدید در جریان سرمایهٔ فصلی دارد. همچنین وجود رابطهٔ مثبت معنادار میان جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص سهام را نیز تأیید نمودند.

فرازینی و لمانت (۲۰۰۸) در پژوهش خود از جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری به‌عنوان شاخص اقبال بازار (سرمایه‌گذاران حقیقی) به سهام مختلف استفاده نمودند و نتایج حاصل نشان از رابطهٔ معکوس میان اقبال بازار یا سرمایه‌گذاران حقیقی و بازدهی سهام موجود است. در اصل جریان سرمایهٔ صندوق‌ها را به‌عنوان پول غیرهوشمند[2] شناسایی می‌نمایند که با تخصیص موجود از طریق صندوق‌ها موجب کاهش بازدهی این سرمایه‌گذاران 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 روزانهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری پرداخته‌اند. مدل خودرگرسیون برداری (VAR) جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی سهام نشان از سازگاری بیشتر رفتار سرمایه‌گذاران صندوق‌ها با تئوری حرکت معکوس نسبت به تئوری شتاب دارد. جریان سرمایهٔ صندوق‌ها درگذشته اثر مثبتی در بازدهی آتی صندوق با تسلط اثر اطلاعاتی روی نظریهٔ فشار قیمتی دارد. الگوهای فصلی مانند آخرین روز هفته و یا ماه موجود است و سری زمانی بازدهی روزانهٔ این صندوق‌ها دارای بازگشت به میانگین هست. رگرسیون پرابیت[1] 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 نحوهٔ محاسبهٔ جریان سرمایهٔ روزانهٔ ورودی به صندوق‌ها یکسان است.

سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) روابط متقابل مجموع جریان سرمایه به صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهٔ بازار را بررسی کردند. بر اساس این پژوهش، جریان سرمایه به نوزده صندوق سرمایه‌گذاری در طول دوره ۱۳۸۷ تا ۱۳۸۹ به‌صورت 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 بازدهٔ بازار اثرگذار است، ولی بر اساس اطلاعات هفتگی، تأثیری تأیید نشد. با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و بر اساس اطلاعات هفتگی، وقفهٔ اول بازدهٔ بازار بر خالص وجه نقد مؤثر است. همچنین وقفهٔ اول بازدهٔ بازار بر ارزش جاری صدور و وقفهٔ دوم بازدهٔ 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 رابطهٔ جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و شاخص بورس اوراق بهادار تهران در بازهٔ 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 روزانهٔ مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک و همچنین تغییرات روزانهٔ

1. Probit

ارزش مجموع واحدهای صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک، به‌منزلهٔ معیاری برای خالص جریان‌های نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک استفاده شده است. نتایج آزمون یوهانسون نشان می‌دهد، سری‌های مورد بررسی هم انباشته هستند و رابطهٔ 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، رابطهٔ علیت دوطرفه وجود دارد.

مدل مفهومی

با توجه به آنچه گفته شد، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری (VAR)، اثر تکانه‌های هریک از متغیرهای مدل (بازدهی سهام و جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری) در تشریح واریانس خطای پیش‌بینی، بررسی می‌شود. سپس برمبنای تابع کنش و واکنش[1] 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 سنجهٔ نوسان سرریز وابسته به زمان برمبنای تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی[2] از روی خودرگرسیون برداری[3] نمودند، در این پژوهش شاخص سرریز وابسته به زمان تعریف شده است یا به عبارت دیگر از مدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافتهٔ غلتان استفاده شده است. درنهایت از شاخص سرریز نوسان[4] 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، بدین‌صورت که مطلوبیت به‌دست آمدهٔ ناشی از مدل رگرسیون برمبنای 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 Erroe Variance Decomposition
3. Vector Autoregressions (VAR)
4. Spillover Index

برای تخمین واریانس خطای پیش‌بینی و اثرات سرریز برمبنای مدل خودرگرسیون بـرداری می‌توان از روش پیشنهادی دایبلد و ایلماز (۲۰۰۹ و ۲۰۱۲) استفاده نمود. در این پژوهش از یـک مدل خودرگرسیون برداری (VAR) دومتغیره استفاده شده است. در صورتی‌کـه Z_t بـردار حـاوی متغیرهای مدل پژوهش باشد رابطهٔ ۱، صادق است.

رابطهٔ ۱) $$Z_t = [R_t, MF_t]$$

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

MF_t: نشان‌دهندهٔ جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری است.

مدل خودرگرسیون برداری مرتبهٔ اول برای Z_t به صورت رابطهٔ ۲ است.

رابطهٔ ۲) $$Z_t = AZ_{t-1} + \kappa_t$$

در رابطهٔ ۲، A یک ماتریس ۲×۲ ضرایب است و شکل ارائهٔ میانگین متحرک Z_t به‌صـورت رابطهٔ ۳ است.

رابطهٔ ۳) $$\begin{aligned} Z_t &= B(L)\eta_t \\ B(L) &= A(L)H_t^{-1} \\ \eta_t &= H_t K_t \\ E(\eta_t \eta_t') &= I \end{aligned}$$

در رابطهٔ ۳، H_t^{-1} ماتریس پایین مثلثی عامل چولسکی[1] برای ماتریس واریانس–کوواریانس κ_t است.

دو نکتهٔ مهم در تجزیه واریانس وجود دارد.

۱. نیاز به نوآوری‌های متعامد[2].

۲. عدم وابستگی تجزیهٔ واریانس به ترتیب آن‌ها.

برای دستیابی به نوآوری‌های متعامد می‌توان از فاکتورگیری چولسکی اسـتفاده نمـود. نقـدی که به این روش وجود دارد این است که تجزیهٔ واریانس وابسته به ترتیـب متغیرهـا خواهـد بـود. یکی از روش‌های رفع این مشکل، استفاده از روش خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافتـه (GVAR) پیشنهادی کوپ ، پسران و سایمون (۱۹۹۶) و پسران و شین (۱۹۹۸) است. ویژگـی اصـلی ایـن روش استفاده از توزیع تـاریخی خطاهـا بـرای بـه‌کـارگیری تکانـه‌هـای همبسـته[3] اسـت. مـدل خودرگرسیون برداری تعمیم‌یافته (GVAR) تکانه‌ها را متعامدسازی[4] نمی‌نماید (به‌عبـارت دیگـر

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

به‌صورت اریب تکانه‌ها را حذف نمی‌نماید). در نتیجه جمع تکانه‌ها در توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی در این مدل به طور حتم برابر یک نمی‌شود.

ازاین‌رو برمبنای روش پیشنهادی دایبلد و ایلماز (۲۰۱۲)، در این پژوهش از مدل خودرگرسیون برداری (GVAR) استفاده شده است. برای نمایش مدل، حالت پیش‌بینی یک دوره‌ای در نظر گرفته می‌شود که در آن Zt+1,t=AZt است و بردار خطای پیش‌بینی یک گام جلوتر به‌صورت رابطهٔ ۴ است.

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

در رابطهٔ ۴، ماتریس واریانس- کوواریانس $E(\pi_{t+1,t}\pi'_{t+1,t}) = C_0C'_0$ و μ جزء اخلال است. واریانس خطای پیش‌بینی یک گام جلوتر[1] بازدهی سهام R_t برابر با $C^2{}_{0,11} + C^2{}_{0,12}$ و خطای پیش‌بینی یک گام جلوتر جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری MF_t برابر با $C^2{}_{0,21} + C^2{}_{0,22}$ است. اکنون بر اساس این داده‌ها می‌توان اقدام به محاسبهٔ درصدی از واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی سهام R_t ناشی از تکانه‌های خودبازدهی سهام R_t (سهم واریانس خودبازدهی سهام) و تکانه‌های جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری MF_t ناشی از سرریز واریانس جریان سرمایهٔ صندوق‌ها کرد. به‌طور مشابه می‌توان درصدی از واریانس خطای پیش‌بینی جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری MF_t ناشی از تکانه‌های خود جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاریMF_t (سهم واریانس خود جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری) و تکانه‌های بازدهی سهام R_t ناشی از سرریز واریانس بازدهی سهام را محاسبه نمود. ازاین‌رو مجموع اثر سرریز در مدل ما برابر با مجموع تکانه‌های بازدهی سهام R_t که بر روی واریانس خطای پیش‌بینی MF_t اثر می‌گذارد ($C^2{}_{0,21}$) و تکانه‌های جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری MF_t که بر روی واریانس خطای پیش‌بینی بازدهی سهام R_t اثر گذار است ($C^2{}_{0,12}$).

اکنون می‌توان اثر سرریز کلی را از مدل دومتغیرهٔ خودرگرسیون برداری استخراج نمود که برابر خواهد بود با $C^2{}_{0,21} + C^2{}_{0,12}$. دایبلد و ایلماز (۲۰۱۲) یک شاخص سرریز[2] (SOI) که برابر با نسبت سرریز کل به مجموع واریانس خطای پیش‌بینی[3] (TFEV) است را به صورت رابطهٔ ۵ طراحی کردند.

رابطهٔ ۵) $$TFEV = C^2{}_{0,21} + C^2{}_{0,22} + C^2{}_{0,11} + C^2{}_{0,12}$$

---

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

با توجه به رابطهٔ ۵، می‌توان شاخص سرریز را به‌صورت رابطهٔ ۶ نمایش داد.

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

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

پس از محاسبهٔ اثر سرریز در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی، بازدهی شاخص و جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری با استفاده از یک مدل رگرسیون برمبنای 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 رابطهٔ ۷ است.

رابطهٔ ۷)
$$Y_t = \alpha_0 + \beta_i SOI_{t-j} + \varepsilon_t$$

در رابطهٔ 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 دورهٔ 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 مورداستفاده در این پژوهش نرم‌افزار MATLAB، Stata، Eviews و Excel است.

ازآنجاکه به‌طور 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

مرتبهٔ اول هر یک از متغیرها و نتایج آزمون دیکی–فولر (ADF) که فرضیهٔ وجود ریشهٔ واحد را بررسی می‌کند مورد پژوهش قرار می‌گیرد.

درواقع آمار توصیفی با خلاصه کردن داده‌ها، ویژگی‌های مهم آن‌ها را نمایان می‌سازد تا ایده‌های لازم در ذهن پژوهشگر برای مرحلهٔ دوم یعنی تحلیل آماری (آماری استنباطی) ایجاد کند. از این‌رو پیش از آغاز تحلیل و تخمین مدل‌ها، برخی از شاخص‌ها ازجمله میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی در خصوص متغیرها ارائه می‌شود. در نمونهٔ مورد بررسی هر یک از سری‌های زمانی دارای ۷۶۸ بازدهی روزانه هستند که جزئیات مربوط به آن‌ها در جدول ۳، بیان شده است

جدول ۳. آمار توصیفی

همبستگی و کوواریانس میان بازدهی شاخص کل و جریان نقدی صندوق‌های سرمایه‌گذاری			
همبستگی (آمارهٔ t-statistics)		کوواریانس	
−۰/۷۹۳۱۵۴ (−۰/۰۲۸۶۴۶)		−۰/۰۰۰۰۰۱	
تعداد نمونه و میانه			
تعداد نمونه		میانه	
جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل
۷۶۸	۷۶۸	۰/۰۰۰۵۵۰	۰/۰۰۰۱۵۷
میانگین و انحراف معیار			
میانگین		انحراف معیار	
جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل
۰/۰۰۱۴۹۳	۰/۰۰۰۶۸۰	۰/۰۰۲۸۷۳	۰/۰۰۷۷۱۸
چولگی و کشیدگی			
چولگی		کشیدگی	
جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل
۵/۳۴۵۰۱	۰/۰۰۱۷۴	۴۶/۶۴۸۸۰	۰/۰۰۱۱۲
سازگاری و آزمون ریشه واحد			
ADF(Test) (P-value)		AR(1) Coefficient (p-value)	
جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل	جریان نقدی صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل
−۶/۷۲۴۲۲۹ (۰/۰۰۰۰)	−۱۹/۶۱۹۶۱ (۰/۰۰۰۰)	۰/۴۲۱۴۵۳ (۰/۰۰۰۰)	۰/۳۴۰۷۰۷ (۰/۰۰۰۰)

جدول۳، در ۴ قسمت به شرح زیر بیان شده است.

قسمت اول: نشان‌دهندهٔ همبستگی و کوواریانس میان سری زمانی بازدهی شاخص کل با جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری است.

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

قسمت سوم: کشیدگی و چولگی سری‌های زمانی رانشان می‌دهد.

قسمت چهارم: سازگاری[1] جریان سرمایهٔ صندوق‌ها و بازدهی شاخص کل بررسی می‌شود.

به‌طور خاص ضریب خودهمبستگی مرتبهٔ اول برای هر یک از دو متغیر، در کنار نتایج آزمون دیکی–فولر (ADF[2]) گزارش می‌شود که به‌طور ساده فرض صفر داشتن ریشه واحد بررسی می‌شود.

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

یافته‌های پژوهش

در جدول ۴، مدل VAR برای کل داده‌ها برمبنای وقفهٔ 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 آمارهٔ مربوط به AIC تغییر چندانی نخواهد نمود از این‌رو به ۴ وقفه در مدل خودرگرسیون برداری اکتفا می‌شود. نکتهٔ جالب توجه یکسان بودن R2 تعدیلی برای هر دو رگرسیون است که نشان‌دهندهٔ قدرت توضیح‌دهندگی یکسان دو رگرسیون موجود در مدل است.

جدول ۴. نتایج خودرگرسیون برداری (VAR)

داده‌ها		پس از نوسان شدید دلار	
وقفه	متغیرها	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها	بازدهی شاخص کل
۱	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها	۰/۲۱۲۷۵۶	۰/۰۳۰۱۷۲
		[۶/۰۴۶۱۸][3]	[۰/۳۲۰۰۹]
	بازدهی شاخص کل	۰/۰۰۳۷۰۶	۰/۳۲۰۰۱۳
		[۰/۲۷۳۵۸]	[۸/۸۱۹۵۳]

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

ادامهٔ جدول ۴.

داده‌ها		پس از نوسان شدید دلار	
۲	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها	۰/۱۲۸۶۰۸	−۰/۰۱۷۱۴۶
		[۳/۶۱۰۵۸]	[−۰/۱۷۹۶۹]
	بازدهی شاخص کل	−۰/۰۰۸۷۲۵	−۰/۰۰۷۴۹۱
		[−۰/۶۱۴۸۷]	[−۰/۱۹۷۰۵]
۳	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها	۰/۱۴۸۴۳۴	−۰/۰۴۷۷۹
		[۴/۱۶۷۹۰]	[−۰/۵۰۰۹۳]
	بازدهی شاخص کل	۰/۰۰۲۱۲۴	۰/۰۶۶۷۹۶
		[۰/۱۴۹۶۲]	[۱/۷۵۶۶۶]
۴	جریان سرمایهٔ صندوق‌ها	۰/۲۵۳۹۷۹	۰/۰۰۴۲۶۷
		[۷/۲۱۶۷۹]	[۰/۰۴۵۲۶]
	بازدهی شاخص کل	−۰/۰۰۳۲۷	۰/۰۶۹۰۲۷
		[−۰/۲۴۲۳۲]	[۱/۹۰۹۲۶]
Adj. R-squared		۰/۱۱۴۷۳۳	۰/۱۱۱۱۳۵
F-statistic		۱۵/۱۲۶۷۳	۱۴/۶۲۸۲۷
Akaike AIC		−۸/۹۷۴۲۶۴	−۷/۰۰۳۵۳۵
Schwarz SC		−۸/۹۲۵۶۹۳	−۶/۹۵۴۹۶۳
Akaike information criterion		−۱۵/۹۷۸۴۷	
Schwarz criterion		−۱۵/۸۸۱۳۳	

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

در جدول ۵، نتایج آزمون علیت گرانجر برای دو سری زمانی بازدهی شاخص کل و جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری با حداکثر وقفه ۳۰ نشان داده شده است. همانطورکه قابل مشاهده است در هر دو حالت (علیت گرانجر بازدهی شاخص کل برای جریان سرمایهٔ 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)			
شرح فرض صفر	آماره F-statistics	Prob	نتایج
جریان سرمایهٔ صندوق‌ها علت گرانجر بازدهی شاخص کل است	۰/۶۰۳۵۵	۰/۹۵۴۶	عدم امکان رد فرض صفر
بازدهی شاخص کل علت گرانجر جریان سرمایهٔ صندوق‌ها است	۱/۰۸۹۱۹	۰/۳۴۱۷	عدم امکان رد فرض صفر

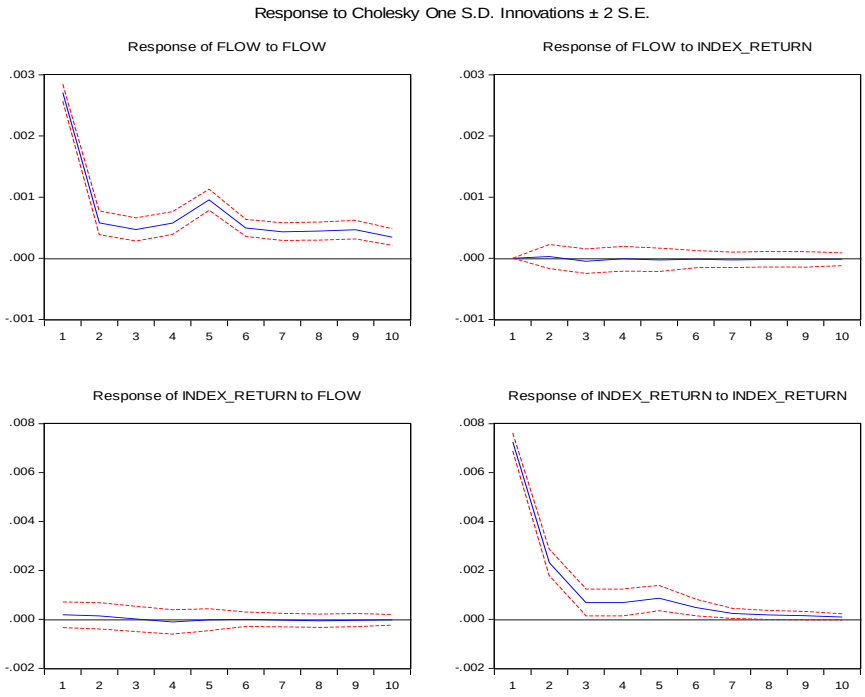
نکتهٔ مورد توجه عدم تطابق نتایج حاصل از آزمون علیت گرانجر با نتایج به‌دست آمده در پژوهش انجام شده برای بررسی ارتباط میان جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهی شاخص کل توسط حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) و سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) است. علت را می‌توان به دلیل عدم در نظر گرفتن تمامی صندوق‌ها در پژوهش‌های یاد شده و تفاوت دورهٔ مد نظر آن‌ها با دورهٔ در نظر گرفته شده در این پژوهش دانست. البته درمجموع می‌توان بیان نمود که نتایج حاصل از پژوهش حاضر از لحاظ تئوریکی 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[1] نشان می‌دهد، شوکی که از طرف تغییرات در خالص جاری جریان نقد صندوق‌ها به بازدهٔ بازار و به‌عکس وارد می‌شود، میرا[2] است یا خیر. در صورت میرا بودن شوک‌ها سری‌های زمانی پایا بوده و قادر هستند از شوک رهاشده و به پایایی[3] برسند. در این پژوهش از تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته[4] 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.

---

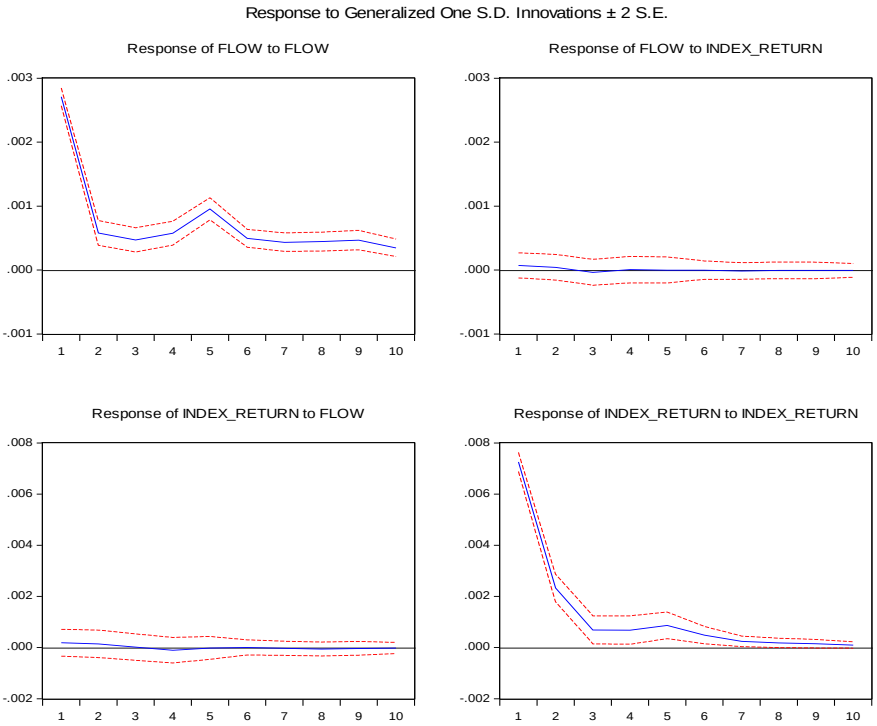
1. Impulse Response Function
2. Non-stationary
3. Stationary
4. Generalized Impulse Response Function (GIRF)



شکل۲.تابع کنش واکنش چولسکی (وقفهٔ ۴)

همانطورکه در شکل ۲، مشاهده می‌شود، اثر تکانه‌های بازدهی شاخص روی جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و به‌عکس نزدیک به صفر است. به‌عبارت دیگر از یک طرف تکانه‌های ناشی از جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری تأثیری روی بازدهی شاخص کل در دورهٔ مورد مشاهده ندارد و از طرفی تکانه‌های ناشی از بازدهی شاخص کل نیز تأثیری بر جریان سرمایهٔ 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 بازدهٔ بازار و به‌عکس در وقفهٔ ۴ با دورهٔ ۱۰ روزه ایجاد می‌شود، چه تأثیری روی یکدیگر دارند.



شکل ۳. تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته (وقفهٔ ۴)

همانطورکه در شکل ۳، مشاهده می‌شود، اثر تکانه‌های بازدهی شاخص روی جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و به‌عکس مانند تابع کنش واکنش چولسکی همچنان نزدیک به صفر است. به عبارت دیگر تکانه‌های هریک از سری‌های زمانی (شامل جریان سرمایهٔ 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[1] جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و اهمیت تکانه‌های جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی شاخص کل بورس برمبنای تجزیهٔ چولسکی[2] 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)

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

در جدول ۶، RI مخفف بازدهی شاخص کل[1] و FM مخفف جریان سرمایهٔ صندوق‌ها[2] است. همانطورکه مشاهده می‌شود، در کل نمونه تکانه‌های جریان سرمایهٔ 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 سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری را به خود اختصاص می‌دهد. نکته عدم تغییر زیاد این نسبت در وقفه‌های گوناگون است. به‌عبارت 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 این‌چنین استدلال نمود که افزایش آن ناشی از عدم توضیح‌دهندگی واریانس خود متغیر در دوره‌های پیش‌بینی بلندمدت‌تر است. درمجموع می‌توان گفت در کل نمونه هیچ‌کدام از تکانه‌های جریان سرمایهٔ 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

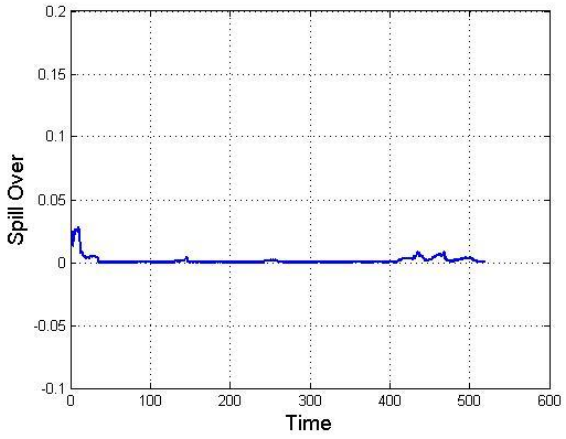
جدول ۷. نتایج برای پس از بحران (تعمیم‌یافته)

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

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

برای محاسبهٔ شاخص سرریز[1] از رابطهٔ 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 شده اند که در هر دو حالت تجزیه با توجه به مستقل بودن توضیح‌دهندگی واریانس خطای پیش‌بینی از طول وقفه‌ها و دورهٔ پیش‌بینی از دورهٔ پیش‌بینی یک‌روزه و وقفهٔ ۱۲ استفاده می‌شود. در شکل ۴، نمودار شاخص سرریز (چولسکی) ارائه شده است.

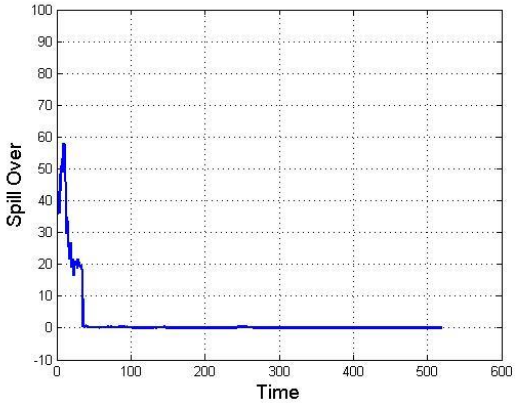
1. Spillover Index



شکل ۴. شاخص سرریز (چولسکی)

همانطورکه در شکل ۴، مشاهده می‌شود شاخص سرریز در حالت تجزیهٔ چولسکی نزدیک به صفر است، یعنی قدرت توضیح‌دهندگی نخواهد داشت. به‌عبارت دیگر در شاخص سرریز استخراجی از تجزیهٔ 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 (تعمیم‌یافته) نشان داده شده است. در این حالت از تجزیهٔ واریانس خطای پیش‌بینی تعمیم‌یافته برای محاسبهٔ شاخص سرریز استفاده می‌شود.



شکل ۵. شاخص سرریز (تعمیم‌یافته)

همانطورکه در شکل۵، مشاهده می‌شود در حالت تجزیهٔ واریانس برمبنای مدل پسران–شین در ابتدا همزمان با انتخابات ریاست جمهوری، تغییر دولت و تغییر سیاست‌های اقتصادی دولت که باعث ارتباط منطقی‌تر میان روند بازار سرمایهٔ کشور و وضعیت اقتصادی کشور شد، شاخص سرریز دارای نوسان است. با توجه به نمودار شاخص سرریز می‌توان از این شاخص برای پیش بازدهی 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 برمبنای تابع تجزیه تعمیم‌یافته و بازدهی شاخص کل برای بررسی درون‌زایی[1]، ناهمسانی واریانس[2] و پایداری[3] آن‌ها می‌شود و سپس برمبنای نتایج از تخمین زنندهٔ FQGLS برای پیش‌بینی بازدهٔ شاخص بورس برمبنای شاخص سرریز استفاده می‌شود.

برای آزمون پایداری شاخص سرریز، ضریب خودرگرسیون مرتبهٔ اول شاخص سرریز بررسی می‌شود. درصورتی‌که ضریب خودرگرسیون مرتبهٔ اول معادل یک باشد به این معنی است که سری زمانی شاخص سرریز پایدار است ازاین‌رو برای ارزیابی معناداری ضریب رگرسیون یاد شده در رابطهٔ ۴ از آزمون FQGLS استفاده می‌شود. باتوجه به ضریب ۰/۹۶۹۶ و آمارهٔ ۱۳۳/۰۳ در آزمون پایداری، پایداری شاخص سرریز از لحاظ آماری تأیید می‌شود.

به منظور ارزیابی درون‌زایی متغیرهای مدل، جزء اخلال مدل پیش‌بینی (رابطهٔ ۴) را روی جزء اخلال ناشی از خودرگرسیون مرتبهٔ اول شاخص سرریز رگرس نموده و سپس اختلاف معنادار ضریب این رگرسیون از صفر بررسی می‌شود. با توجه به ضریب رگرسیون ۰/۹۸۷۸ و آمارهٔ ۶۰/۹۶، پس از ارزیابی نتایج فرض صفر مبنی بر صفر بودن ضریب رگرسیون پذیرفته نمی‌شود بدین مضمون که متغیرهای مدل درون‌زا هستند ازاین‌رو استفاده از رگرسیون FQGLS توجیه‌پذیر است. زیرا آمارهٔ 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 باتوجه به آماره‌های ۳۶/۹۳ و ۱۸/۷۷ اثر ARCH وجود دارد یا به عبارت دیگر فرض صفر در تمامی فواصل اطمینان رد می‌شود. ازاین‌رو

---

1. Endogenity
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 آمارهٔ FQGLS استفاده می‌شود. باتوجه به آمارهٔ آزمون ۳.۱۷۶، ضریب رگرسیون از لحاظ آماری در تمام سطوح اطمینان معنادار است.

همانطورکه 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 سرمایهٔ کشور و ارتباط منطقی‌تر میان جریان سرمایهٔ صندوق‌ها با بازدهی شاخص کل در دورهٔ پژوهش دانست.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این پژوهش رابطهٔ پویای میان بازدهی شاخص کل و جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام در بازار سرمایهٔ ایران بررسی شد. از داده‌های روزانه برای محاسبهٔ ورود و خروج جریان سرمایه و بازدهی شاخص کل استفاده گردید. بر اساس نتایج بررسی رابطهٔ علیت گرانجر برای این دو سری زمانی، برخلاف پژوهش‌های پیشین که با نمونه‌گیری و برمبنای تعدادی از صندوق‌های سرمایه‌گذاری در سهام انجام شده‌اند، وجود هرگونه رابطهٔ علیت گرانجر میان دو سری زمانی رد شد. نکتهٔ جالب 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 حسینی، حسینی و جعفری باقرآبادی (۱۳۹۲) و سعیدی و سعیدی (۱۳۹۰) است،که علت را می‌توان به دلیل عدم در نظر گرفتن همهٔ صندوق‌ها در پژوهش‌های یاد شده و تفاوت دورهٔ مد نظر آن‌ها با دورهٔ در نظر گرفته شده در این پژوهش دانست. البته درمجموع می‌توان بیان کرد که نتایج حاصل از پژوهش حاضر از لحاظ تئوریکی و شرایط بازار سهام ایران از دقت بیشتری برخوردار است، زیرا همهٔ جریان‌های ورودی به همهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری را در نظر می‌گیرد.

در ادامه برای بررسی رابطهٔ 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 به‌هرحال خالص جریان با یک وقفهٔ قبل و بازدهی شاخص کل با یک وقفهٔ قبل ارتباط معنادار دارند که نتایج حاصل از مدل خودرگرسیون برداری با

نتایج حاصل از پـژوهش سـعیدی و سـعیدی (۱۳۹۰) و حسـینی، حسـینی و جعفـری باقرآبـادی (۱۳۹۲) منطبق است، اما با نتایج حاصل از پژوهش ناریان و ناریان (۲۰۱۴) کـه بـر روی جریـان سرمایهٔ صندوق‌های سـرمایه‌گـذاری در هنـد صـورت گرفتـه مطابقـت نـدارد. نتـایج حاصـل از خودرگرسیون برداری و تابع کنش واکنش برمبنای تجزیهٔ چولسکی نشان می‌دهد اثر تکانه‌هـای جریان سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری روی بازدهی شاخص کل و به‌عکس نزدیک بـه صـفر است. همچنین در صورت استفادهٔ تابع کنش واکنش تعمیم‌یافته اثر تکانـه‌هـای جریـان سـرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری روی بازدهی شاخص کل برای دورهٔ پس از بحران اختلاف معنـاداری از صفر ندارد. با توجه به نتایج حاصل از تابع کـنش واکـنش، نتـایج حاصـل از تجزیـهٔ واریـانس خطای پیش‌بینی برمبنای چولسکی و روش تعمیم‌یافته نشان‌دهندهٔ تأثیر انـدک توضـیح‌دهنـدگی واریانس خطای پیش‌بینی هر یک از سری‌های زمانی توسط دیگری اسـت، درحـالی‌کـه تجزیـه برمبنای روش تعمیم‌یافته، حاکی از افزایش چشم‌گیر قـدرت توضـیح‌دهنـدگی واریـانس خطـای پیش‌بینی است. با توجه به توضیحات فوق، یک شاخص سرریز برمبنای تجزیهٔ واریـانس خطـای پیش‌بینی و پنجرهٔ غلتان ۲۵۰ روزه محاسبه شد، سپس برمبنای سری زمانی ایجـاد شـده بـرای شاخص سرریز محاسبه شده با توجه به سه ویژگـی درون‌زایـی، پایـداری و ناهمسـانی واریـانس رابطهٔ ۴ مربوط به رگرس نمودن بازدهی شاخص کل روی شاخص سرریز، بازدهی شـاخص کـل با استفاده از رگرسیون پیشنهادی وسترلند و ناریان پیش‌بینی شد. نتایج حاصل رگرسـیون نهـایی نشان‌دهندهٔ 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 کـه مـی‌تـوان از جریان سرمایهٔ صندوق‌ها به‌عنوان متغیری تأثیرگذار در بازدهی شاخص کـل اسـتفاده نمـود. بـه همین منظور در ادامه پیشنهادهای کاربردی و پیشنهادهای مربوط بـه پـژوهش‌هـای آتـی ارائـه می‌شود. به‌عنوان یک پیشنهاد کاربردی مدیران سرمایه‌گذاری می‌توانند (بـا سـطح اطمینـان ۹۵ درصد) به منظور تصمیم‌گیری در مورد چگونگی تخصیص دارایی‌های تحت مدیریت خـود میـان بازار پول و سرمایه از اثر سرریز استفاده کنند. همچنین برای پژوهش‌های آتی می‌توان علاوه بـر جریان سرمایهٔ صندوق‌های سـرمایه‌گـذاری در سـهام، جریـان سـرمایهٔ ناشـی از صـندوق‌هـای سرمایه‌گذاری در اوراق بهادار با درآمد ثابت را نیز با تعدیلاتی در نظر گرفـت و نتـایج را گـزارش 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 سرمایهٔ صندوق‌های سرمایه‌گذاری و بازدهٔ بازار شواهدی از بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات مالی،۱۳(۳۲)، ۳۵-۵۶.

References

Alexakis, C., Niarchos, N., Patrab, 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.