فصلنامه علمی پژوهشی
دانش مالی تحلیل اوراق بهادار
سال هفتم، شماره بیست و دوم
تابستان ۱۳۹۳

بررسی رفتار دوره‌ای بازدهی ماهانه سهام در بورس تهران (روش بلوک متحرک بوت‌استرپ)

علیرضا عرفانی[۱]
سولماز صفری[۲]

تاریخ دریافت: ۹۲/۹/۲ تاریخ پذیرش: ۹۲/۱۰/۱۵

چکیده

بی‌قاعدگیهای تقویمی الگوهایی دوره‌ای در بازده‌های سهام می‌باشد که آنها را نمی‌توان توسط عوامل اساسی توضیح داد. یکی از مهمترین بی‌قاعدگیها ،اثرات ماههای سال است که کشف آن، مقابل تئوری کارایی بازار قرار می‌گیرد. بنابرین هدف از این مقاله، بررسی بی‌قاعدگی ماهانه سهام در بازده شاخص کل قیمت بورس تهران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ توسط روش بلوک متحرک بوت‌استرپ و ارائه فواصل اطمینان صدکی است. نتایج نشان می‌دهد که متوسط بازدهی ماه فروردین مثبت، معنی‌دار و بالاترین بازده را دارد. بر این اساس اثر نقدینگی و فرضیه حساب‌آرایی می‌تواند توجیهی مناسب برای وجود اثرات مثبت و معنی‌دار ماه فروردین در بورس تهران و در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ باشد.

واژه‌های کلیدی: بی‌قاعدگی‌های تقویمی، اثرات ماه، بلوک متحرک بوت استرپ، اثر نقدینگی.

۱- استادیار گروه اقتصاد دانشگاه سمنان aerfani@semnan.ac.ia
۲- دانشجوی دکترا اقتصاد دانشگاه سمنان (مسئول مکاتبات) safari.solmaz@yahoo.com

۱- مقدمه

اثرات تقویمی به بی‌قاعدگیهای دوره‌ای در بازده-های سهام گفته می‌شود، جاییکه در آن، دوره‌ها بر اساس سال تقویمی می‌باشد. تلاشهای بسیار زیادی برای بررسی معنی‌داری این اثرات شده ولیکن هنوز ادبیات کاملی در مورد آن وجود ندارد. یکی از دلایل آن می‌تواند گزارش این اثرات در نتایج حاصل از داده‌کاوی[1] باشد. حتی اگر هیچ نوع اثر تقویمی وجود نداشته باشد، با یک تحقیق گسترده بر روی کلیه اثرات تقویمی ممکن است موفق به کشف بی-قاعدگی بصورت تصادفی شویم. تئوری بازار کآرا یک فرضیه مشهور در ارتباط با اثرات تقویمی می-باشد و نشان می‌دهد که چگونه قیمت یک دارایی انعکاس تمام اطلاعات در دسترس است و این قیمتها از گام تصادفی در بازارهای سرمایه پیروی می‌کنند. فرضیه بازار کآرا توسط ساموئلسون (۱۹۶۵) و فاما (۱۹۶۵) تقریبا در یک زمان ارائه شد و یک تئوری پایه و رهبر در قیمت‌گذاری دارایی می‌باشد.

این تئوری بیان می‌کند، زمانی که اطلاعات جدید به بازار می‌رسد، قیمتهای دارایی تغییر خواهند کرد که در نتیجه، قیمت‌های تغییر یافته و جدید انعکاس این اطلاعات می‌باشند. در یک بازار کاملا کآرا هیچ‌گونه قیمت‌گذاری نادرستی وجود ندارد. بنابراین امکان اینکه بازده‌های غیرنرمال تولید شود وجود نخواهد داشت. بازده‌های غیرنرمال، بازده‌های واقعی منهای بازده‌های نرمال می‌باشند. بازده‌های نرمال با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی همانند مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه، تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ و مدل سه عاملی محاسبه می-شوند. بی‌قاعدگی‌ها نتایج تجربی هستند که بنظر می‌رسد که با تئوریهای موجود قیمت‌گذاری دارایی ناسازگار باشند. وجود آنها بیانگر عدم کارایی بازار (فرصت کسب سود غیرنرمال) یا نارسایی در مدل قیمت‌گذاری دارایی تحت بررسی می‌باشد. اگر بازده یک دارایی الگوی منظمی داشته باشد که توسط عوامل بنیادی نتوان آن را توضیح داد بنابراین بدان بی‌قاعدگی یا بی‌نظمی می‌گویند. بر طبق تئوری بازار کآرا این نمی‌تواند بوقوع بپیوندد، به دلیل اینکه قیمت‌ها باید انعکاس تمام اطلاعات موجود در دسترس باشند. اگر این حالت اتفاق نیافتد، سرمایه-گذار باید بتواند از این اطلاعات استفاده کند و بنابراین این الگو ناپدید خواهد شد. بنابراین سوالی که در اینجا مطرح می‌شود اینست که اگر رفتار افراد منطقی نباشد آیا باز هم بازارهای سرمایه کآرا خواهند بود؟ برای مثال اگر اطلاعات برای کلیه سرمایه‌گذاران، غیراریب، بدون هزینه و ارزشمند باشند ولی بیش از حد به آنها اعتماد شود در آنصورت چه اتفاقی خواهد افتاد؟ آیا قیمتهای فعلی بازار خیلی افزایش می‌یابد؟ اگر اینچنین حالتی رخ دهد آیا فرایند یادگیری که باعث شود بازار به حالت تعادل منطقی برگردد وجود خواهد داشت؟ فاما (۱۹۷۰) به منظور عملیاتی نمودن مفهوم کارآیی بازار سرمایه سه شکل کارآیی را تعریف کرد: الف) شکل ضعیف بازار کارآ که اطلاعات مربوط به قیمتها و بازده‌های گذشته برای دستیابی به بازده بیشتر کارساز نخواهد بود. ب) شکل نیمه قوی بازار کارآ که در آن هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند با استفاده از روشهای خرید و فروش مبتنی بر هرگونه اطلاعات عمومی موجود، به بازده بیشتری دست یابد. ج) شکل قوی بازار کارآ که در آن هیچ سرمایه‌گذاری نمی‌تواند با استفاده از هر گونه اطلاعاتی اعم از عمومی یا غیر-عمومی به بازده مازاد دست یابد. چنانچه بازارها در شکل قوی خود کارآ باشند در آن صورت قیمتها

کاملا بیانگر کلیه اطلاعات موجود خواهند بود. ولیکن هرگونه الگوی قابل پیش‌بینی در بازده دارایی‌ها قابل بهره‌برداری است و در نتیجه ممکن است شاهدی بر شکل ضعیف کارآیی بازار باشد. حتی اگر آن الگو به خاطر هزینه‌های معاملاتی بازدارنده، مستقیما قابل استفاده نباشد ممکن است افراد را در دستیابی به بازده بیشتر در پرتفوی‌ها یاری نماید. دو الگوی مهم آماری در بازده بازار سهام تاثیر روزهای هفته و ماه‌های سال می‌باشد که ازبین روزهای هفته تاثیر پایان هفته (اثر دوشنبه) و ماههای سال، تاثیر پایان سال (اثر ژانویه) مهمترین آنها می‌باشد. بنابراین هدف از این مقاله بررسی رفتار بازدهی شاخص کل قیمت سهام تهران در دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ می‌باشد. روشهای بسیار متفاوت برای این بررسی‌ها تا کنون ارائه شده ولیکن همانگونه که در ابتدای این بخش اشاره شد، در خصوص بی‌قاعدگیهای سهام و توضیحات تئوری آنها در ابتدا شواهد تجربی بر اساس روشهای داده کاوی کشف و گزارش شده و بعد از آن تئوری آنها شکل گرفته است. بنابراین اگر بر روی روش داده کاوی مورد نظر کنترل کمی داشته باشیم احتمال اینکه یک بی‌قاعدگی واقعی معنی‌دار نشود و یا اینکه نادرست گزارش شود وجود خواهد داشت. پس استفاده از یک روش مناسب برای مطالعه تجربی که هیچ تئوری از قبل برای آن وجود ندارد بسیار حیاتی است. مشکلی که در بازده‌های سهام وجود دارد اینست که شواهد تجربی بیان می‌کنند، توزیع بازده‌های سهام انحراف قابل توجهی از توزیع نرمال دارند (فاما ۱۹۶۵). بنابراین نمی‌توانیم مطمئن باشیم که برآورد میانگین‌های ماهانه بازده‌ها آیا واقعا تفاوت معنی‌داری از صفر دارند. بر این اساس از استنباط بوت‌استرپ در فواصل اطمینان استفاده می‌کنیم. بنابراین در این مطالعه برای بررسی رفتار میانگین بازدهی‌های ماهیانه بورس تهران در فاصله سال‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۱،از بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت استرپ و ارائه فواصل اطمینان صدکی استفاده می‌کنیم. در واقع در این مطالعه به دنبال این می‌باشیم که آیا واقعا متوسط بازدهی ماهانه محاسبه شده از لحاظ آماری معنی‌دار می‌باشد؟ به منظور بررسی معنی‌داری آنها از روش بلوک متحرک بوت استرپ که تا کنون در بورس تهران انجام نشده ، استفاده می‌کنیم. برای دستیابی به هدف فوق مقاله در پنج بخش سازماندهی می‌شود. بعد از این بخش، در بخش دوم مروری بر پیشینه تحقیق و مطالعات قبلی می‌باشد. در بخش ۳ به توضیح روش تحقیق پرداخته شده است. بخش ۴ داده‌ها و نتایج تجربی مطالعه آورده شده و نتیجه‌گیری آخرین بخش مقاله می‌باشد.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

شواهد تجربی در راستای تایید یا رد اثرات تقویمی در بازارهای سرمایه شامل روشهای متفاوت و انواع گوناگون اثرات تقویمی می‌باشد. بنابراین با توجه به اینکه در این مطالعه به بررسی اثر تقویمی ماههای سال پرداخته شده است، فقط به مطالعات تجربی مربوط به این نوع بی‌قاعدگی اشاره می‌شود.

۲-۱- اثرات ماه‌های سال

این اثر بیان می‌کند که بازده‌های انتظاری یا استاندارد شده، برای تمام ماه‌های سال یکسان نمی‌باشد. در بین اثرات ماه‌ها مشهورترین آنها اثر پایان سال می‌باشد. الگوی تاثیر پایان سال توسط دی (۱۹۷۳)، برنچ (۱۹۷۷)، کیم (۱۹۸۳)، رینگام (۱۹۸۳)، رول (۱۹۸۳) و گالتکین (۱۹۸۳) ارائه شده

است. کاهش بازده سهام در ماه دسامبر هر سال (آخرین ماه میلادی)، مخصوصا در خصوص شرکت‌های کوچک و شرکت‌هایی که قیمت آنها در طول سال کاهش یافته است به‌چشم می‌خورد و سپس از ماه ژانویه شروع به افزایش می‌کند. رول (۱۹۸۳) بیان می‌کند که برای ۱۸ سال متوالی از ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۰، متوسط بازده شرکتهای کوچک در اولین روز سال تقویمی بیشتر از متوسط بازده شرکتهای بزرگ بوده است. اختلاف متوسط بازده بین این شرکتها در طول ۱۸ سال، بطور متوسط ۱/۱۶٪ و اختلاف t- آماری آنها ۸/۱۸ بوده است.

رول(۱۹۸۳) میگوید: در خصوص تاثیر پایان سال، اختلاف بازده سالانه بین شاخصهای سهام NYSE و AMEX در بین سالهای ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۰ در حدود ۹/۳۱٪ بود. در طول همان سالها، متوسط بازده ۵ روز پایان سال (آخرین روز دسامبر و ۵ روز اول ژانویه) در حدود ۳/۴۵٪ است. بنابراین در حدود ۳۷٪ اختلاف سالانه فقط بخاطر ۵ روز معاملاتی و ۶۷٪ اختلاف سالانه بخاطر ۲۰ روز معاملاتی اول ژانویه، به‌اضافه آخرین روز دسامبر بوده است. محتمل‌ترین علت بوجود آمدن اثر پایان سال، فروش اوراق بهادار بمنظور کاهش مالیات است. تقریبا همبستگی معنی‌داری میان نرخ بازده محقق شده در طول سال و میزان پوشش قیمتی در پایان سال وجود دارد. اولین محققی که اثر ژانویه را بررسی کرد واچتل (۱۹۴۲) بود که اشاره نمود، بازده‌های سهام در ماه ژانویه نسبت به دیگر ماههای سال بالاتر می‌باشد. از جمله پژوهشگران دیگر که اثر ژانویه را گزارش نمودند: آفیسر (۱۹۷۵)، گالتکین (۱۹۸۳)، واندن‌برگ و وسل (۱۹۸۵)، برگس و همکاران (۱۹۸۵)، رینگانم و شاپیر (۱۹۸۷)، هو (۱۹۹۰)، ونگ و همکاران (۱۹۹۰) و هاگن و جورین (۱۹۹۶) و کملی و زمبا (۲۰۰۰) می‌باشند. مهدین و پری (۲۰۰۲) و جیو (۲۰۰۳) ادعا نمودند که اثر ژانویه ناپدید شده است. هر دو از داده‌های ماهانه برای بررسی مجدد اثر ژانویه در آمریکا استفاده نمودند. آنها برای بعد از سال ۱۹۸۷ بازده-هایی مثبت ماه ژانویه که معنی‌دار نبود، پیدا کردند. از مهمترین دلایلی که پژوهشگران برای بوجود آمدن اثر ژانویه بیان نمودند بصورت زیر می‌باشد:

۲-۲- انتشار قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهاد فروش[۲]

قیمت بسته شدن بازار، قیمت روزانه سهام در پایگاه داده‌ها می‌باشد. بعبارتی دیگر قیمت روزانه یک سهم، آخرین قیمت معاملات روز می‌باشد. آخرین معاملات روز در تعدادی از بازارها انعکاس قیمت‌های واقعی نمی‌باشد. اگر الگویی وجود داشته باشد که بسته شدن بازار همراه با قیمت پیشنهادی فروشنده و یا خریدار باشد، ممکن است خطای اندازه‌گیری رخ دهد. خطاهای اندازه‌گیری شده برای سهامی که دارای نقدشوندگی کمی است، بزرگتر می‌باشد به‌دلیل اینکه انتشار این قیمتهای پیشنهادی درصد بزرگتری از قیمت سهام را شامل می‌شود. کیم (۱۹۸۹) نشان داد که در ماه دسامبر قیمت بسته شدن بازار، بیشتر قیمت پیشنهادی خرید است. در حالیکه در شروع ماه ژانویه قیمت پیشنهادی فروشنده مسلط می‌باشد، در نتیجه این موضوع منجر به بازده مثبت در ماه ژانویه می‌گردد حتی اگر قیمت سهام تغییر نکند.

۲-۳- حساب آرایی[۳]

حساب‌آرایی توسط هاگن و لاکونیشت (۱۹۸۷) بیان شد. مدیران مالی برای نمایش عملکرد بهتر، سهام زیان ده را می‌فروشند و سهام سودده می‌خرند.

هاگن و لاکونیشت (۱۹۸۷) ۷۶۹ صندوق بازنشستگی را که سهام آنها خرید و فروش می‌شد بررسی کردند. آنها بیان نمودند که صندوقها در هر فصل، سهام نامناسب را که دارای عملکرد بد می-باشد فروخته و سهامی با عملکرد خوب خواهند خرید. فروش سهام بد در ۴ ماه آخر سال و جایگزینی آن با سهام خوب و مناسب در اوایل سال بسیار قوی می‌باشد. این موضوعی است که فرضیه حساب‌آرایی بیان می‌کند.

سهام کوچک در مقابل سهام بزرگ و اقدام به-فروش برای فرار از مالیات[۴]

لاکونیشت و اسمیت (۱۹۸۶) نشان دادند که اثر ژانویه برای شرکتهای بزرگ وجود دارد. رینگام (۱۹۸۳) نشان داد که بازده‌های ژانویه تنها بصورت غیر نرمالی برای سهم های کوچکی که قیمتشان در دوره بعد کاهش می‌یابد بالا می‌باشد. یکی از رایج‌ترین توضیحات برای اثر ژانویه، اقدام به فروش برای فرار از مالیات است که توسط واچتل (۱۹۴۲) ارائه شد. دیل (۱۹۷۷) و رینگام (۱۹۸۳) بیان کردند که سرمایه‌گذاران آمریکا زیان را در ماه دسامبر برای یک حمایت مالیاتی در آخر سال تحمل کرده تا اینکه بتوانند در ژانویه از سرمایه‌گذاری‌شان سود ببرند. رل (۱۹۸۳) بحث می‌کند که اگر بقیه سرمایه-گذاران از موضوع اقدام به‌فروش برای فرار از مالیات آگاه شوند، بنابراین در دسامبر اقدام به خرید کرده و بازده اضافی در ژانویه به دست خواهند آورد. همچنین نشان می‌دهد که سهم‌های با یک بازده منفی آخر سال، در ژانویه یک میانگین بازده بالاتر دارند نسبت به سهم‌هایی که بازده منفی در آخر سال ندارند. اسچلتز (۱۹۸۵) و جانز، جنز، لی و همکاران (۱۹۹۱) بیان نمودند که اثر ژانویه قبل از ۱۹۱۷ وجود ندارد. یک قانون مالیات بر درآمد در ۱۹۱۷ تصویب شد که نرخ درآمد مالیاتی را از ۱۵ درصد به ۶۷ درصد افزایش داد. بعد از ۱۹۴۷، زمانیکه مالیات بر درآمد افزایش یافت، در هر دو تحقیق اثرات ژانویه پیدا شد. چن، نرنها و سینگال (۲۰۰۴) ۴ دلیل اصلی مهم برای وجود اثر ژانویه را آزمون کردند: اقدام به فروش برای فرار از مالیات، حساب‌آرایی، فرضیه اطلاعات و انتشار قیمت پیشنهادی خرید و قیمت پیشنهادی فروش. آنها گزارش نمودند که اقدام به فروش برای فرار از مالیات اصلی‌ترین دلیل و نیروی محرکه‌ای برای بوجود آمدن اثر ژانویه می-باشد. علاوه بر آن نشان دادند که سرمایه‌گذاران فروش سهم‌های پر منفعتشان را تا ژانویه به تاخیر انداخته و بنابراین مالیات بر افزایش ارزش سرمایه خود را برای یک سال به تعویق می‌اندازند.

برقراری فرضیه اقدام به فروش برای فرار از مالیات در سطح بین‌المللی مشکل است. طبق تحقیقات کاتو (۱۹۸۵) در ژاپن هیچ مالیات بر افزایش ارزش سرمایه یا حمایت مالیاتی وجود ندارد، اما اثر ژانویه مشاهده شده است. تحقیقات رینگانمن و شاپیر ۱۹۸۷ در انگلیس و براون، کیم و همکاران ۱۹۸۳ در استرالیا نشان می‌دهد که همانند آمریکا مالیات سالیانه برای سرمایه‌گذار فردی تا انتهای ۳۱ ام دسامبر وجود ندارد اما در ۵ آپریل وجود دارد. با این وجود اثر ژانویه و همچنین اثر آپریل مشاهده شده است. باید در نظر داشت که این امکان نیز وجود دارد که مالیات بر افزایش ارزش سرمایه آمریکا بر بازارهای خارجی اثر بگذارد. و این بدان معنی است که بازارهای سرمایه بین‌المللی پیچیده هستند. پیچیدگی بازارهای سرمایه نیز، بحثی مقابل فرضیه اقدام به فروش برای فرار از مالیات خواهد بود، به دلیل اینکه سرمایه‌گذارانی که در

کشوری زندگی می‌کنند که هیچ مالیات بر افزایش ارزش سرمایه یا موارد دیگر از این نوع وجود ندارد باید از اثر ژانویه سود ویژه ببرند.

از جمله آخرین تحقیقات در زمینه اثرات ژانویه می‌توان به جیوانیس (۲۰۰۸) اشاره نمود. جیوانیس اثرات ماههای سال را برای بازار سهام یونان با استفاده از شبکه عصبی بررسی نمود و اثر بالاتر دسامبر را گزارش کرد. جیوانیس (۲۰۰۹) اثرات ماههای سال را با استفاده از انواع مدلهای گارچ در بازار سهام ۵۵ کشور مورد بررسی قرار داد و وجود اثرات ژانویه را به‌دلیل اینکه فقط در ۷ کشور مشاهده شدند، رد کرد. وی اثرات معنی‌دار و بالاتر را برای ماه دسامبر در ۱۲ کشور یافت. زابارف و زیمبا (۲۰۱۰) نشان دادند که اثر ژانویه به دسامبر منتقل شده است. سان و تانگ (۲۰۱۰) نیز نشان دادند که اثر ژانویه بیشتر به دلیل جبران بالاتر برای ریسک (پاداش ریسک) در ماه می‌باشد. الاجیده (۲۰۱۳) وجود اثرات ماه را با استفاده از مدلهای گارچ ، در بازار سهام آفریقا مورد بررسی قرار داد. وی وجود اثرات مثبت و معنی‌دار را برای اتیوپی، نیجریه و زیمبابوه، بازده‌های بالاتر فوریه را برای کنیا و آفریقای جنوبی گزارش نمود. راعی و شیرزادی (۱۳۸۷)، برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۷۱ در بازار سهام تهران و با استفاده از رگرسیون با متغیرهای مجازی، نتیجه گرفتند که در اسفند ماه در بورس اوراق بهادار تهران، سرمایه‌گذاران شاهد پدیده غیر-عادی در این ماه نیستند. در تیر ماه نیز حجم معاملات را نسبت به سایر ماههای سال کمتر گزارش کرده ولیکن بیان نمودند که تاثر این ماه بر بازدهی ماهانه بازار اثری معنی‌دار نبوده و نمی توان آنرا تایید نمود و نیز بازده ماه فروردین در بورس ایران را خلاف اثر ژانویه، منفی اعلام کردند. راعی و باجلان (۱۳۸۷) با استفاده از مدلهای گارچ و برای دوره زمانی ۱۳۸۴-۱۳۸۰ اثرات ماههای اسفند و مهر را منفی و معنی دار گزارش نمودند.

۳- روش‌شناسی پژوهش

مطالعات بی‌قاعدگیهای بازار سهام را بر اساس روش بکار برده شده می‌توان در ۴ گروه تقسیم‌بندی کرد. گروه اول از مطالعات، میانگین و واریانس بازده‌ها را بصورت ماهانه و یا روزانه به‌ترتیب برای هر ماه از سال و هر روز از هفته محاسبه کرده و سپس یک رگرسیون ساده (حداقل مربعات معمولی) با متغیر مجازی را برآورد می‌کنند. در نهایت با استفاده از آزمونهای t و F و یا تحلیل واریانس معنی‌دار بودن میانگین بازده‌ها را بدون توجه به خصوصیات سری زمانی تحت بررسی، مشخص می‌نمایند. مراجعه شود به فرنچ ۱۹۸۰، گیبونز و هس ۱۹۸۱ . فرایند تولید داده‌ها و اثرات عدم تصریح قابلیت اعتماد اینگونه مدل‌ها را زیر سوال می‌برد. گروه دوم از مطالعات همانند گروه اول از رگرسیون حداقل مربعات معمولی استفاده می‌کنند. ولیکن آزمونها را با استفاده از وجود ناهمسانی خطای استاندارد محاسبه می‌کنند. این گروه نیز با وجود اینکه خصوصیات توزیعی داده‌ها را تحت بررسی قرار می‌دهند، اعتبار مدلشان مورد بحث می‌باشد. در گروه سوم نرمال بودن بازده‌ها با استفاده از آزمون کلموگروف مورد بررسی قرار می‌گیرد. اگر مشخص شد که بازده‌ها نرمال می‌باشند آزمون t و یا تحلیل واریانس مورد استفاده قرار می‌گیرد، در غیراینصورت از روشهای ناپارامتری برای بررسی وجود بی-قاعدگیها استفاده می‌کنند. گروه آخر مطالعات با گزارشی از آماره‌های توصیفی همانند چولگی،

کشیدگی و... از خصوصیات توزیعی سری بازده مورد بررسی شروع کرده و اگر این آماره‌ها نشان دهند که داده‌ها در مقایسه با توزیع نرمال کشیده‌تر می‌باشند، از مدلهای گارچ برای بررسی بی‌قاعدگیها استفاده می‌کنند.

این مطالعه گروه سوم از مطالعات را گسترش می‌دهد. بعبارتی دیگر برای بررسی معنی‌دار بودن متوسط بازدهی‌های ماهانه در بورس تهران از استنباط بلوک متحرک بوت‌استرپ استفاده شده است. در واقع مشکلی که در بازده‌های سهام وجود دارد اینست که شواهد تجربی بیان می‌کنند، توزیع بازدهی‌های سهام انحراف قابل توجهی از توزیع نرمال دارند(فاما ۱۹۶۵). بنابراین نمی‌توانیم مطمئن باشیم که برآورد میانگین‌های ماهانه بازده‌ها آیا واقعا تفاوت معنی‌داری از صفر دارند، و نتایجی که با استفاده از آزمونها به دست می‌آید، مورد اعتماد نمی‌باشد. بر این اساس از استنباط بوت‌استرپ در فواصل اطمینان استفاده می‌کنیم. بوت‌استرپ، در ارتباط با شبیه‌سازی است ولیکن یک فرق اساسی با شبیه‌سازی دارد. در شبیه‌سازی داده ها کاملا مصنوعی تولید می‌شوند، ولی در بوت‌استرپ خصوصیات برآوردگرها، با انجام نمونه‌گیری تصادفی ساده با جای‌گذاری از داده‌ها تولید می‌شوند (بوریس ۲۰۱۲). دو مزیت آشکار در روش بوت‌استرپ وجود دارد. اول اینکه، بوت‌استرپ به محقق اجازه می‌دهد که بدون ساختن فروض توزیعی قوی استنباط خود را انجام دهد، و دوم اینکه بوت‌استرپ نسبت به روشهای کلاسیک آماری نیرومندتر می‌باشد. بنابراین این روش می‌تواند بصورت موثری در نمونه‌های کوچک استفاده شود و از ثبات برآوردگر در دوره‌هایی که با تغییرات نوسانی پیش‌بینی نشده همراه است محافظت نماید.

افرون در سال ۱۹۷۹ روش بوت‌استرپ را برای اندازه‌های دقت یک آماره ارائه کرد. فرض می‌کنیم که $X_1,...,X_n$ متغیرهای تصادفی حقیقی–مقدار، مستقل و هم‌توزیع از توزیع نامعلوم F باشد. اگر T برآوردکننده پارامتر T=T(F) باشد هدف برآورد اندازه‌های دقت آماره‌های T است. پارامتر T ممکن است مانند میانگین ساده و یا مانند میانه، ضریب همبستگی، بزرگترین مقدار ویژه ماتریس کوریانس باشد. F تابع توزیع تجربی نمونه $X_1,...,X_n$ است که احتمال $\frac{1}{n}$ را به هر X_t نسبت می‌دهد. حال الگوریتم بوت‌استرپ استاندارد را برای برآورد اندازه‌های دقت آماره T بصورت مراحل زیر خلاصه می‌کنیم:

۱) نمونه بوت‌استرپ $\overset{*}{X}_1,...,\overset{*}{X}_n$ را به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده باجای‌گذاری از نمونه اولیه به دست می‌آوریم.

۲) آماره T را روی $\overset{*}{X}_1,...,\overset{*}{X}_n$ محاسبه کرده و آماره T^* را به دست می‌آوریم.

۳) مراحل ۱ و ۲ را B بار تکرار کرده و $\overset{*}{T}_1,...,\overset{*}{T}_B$ را به دست می‌آوریم.

۴) برآوردهای بوت‌استرپ $\hat{P}^*$,$\hat{VAR}^*$,$\hat{BIASE}^*$ را با استفاده از B آماره بوت‌استرپ بصورت زیر تقریب می‌زنیم:

$$\hat{VAR}^*(T^*)=\frac{\sum_{J=1}^{B}[T_J^*-\frac{1}{B}\sum_{J=1}^{B}T_J^*]}{B-1} \qquad \hat{BIASE}_B^*=\frac{1}{B}\sum_{J=1}^{B}T_J^*-T$$

$$P^*(T^*\le t)=\frac{\neq(T_J^*\le t, J=1,...,B)}{B}$$

با وجود همبستگی زمانی بین مشاهدات بازده، روش ناپارامتری بوت‌استرپ استاندارد نمی‌تواند استفاده شود. به‌دلیل اینکه بوت‌استرپ استاندارد

ساختار همبستگی زمانی بین داده‌ها را بهم زده و از بین می‌برد، تعدادی از پژوهشگران به روش بلوک متحرک بوت‌استرپ تاکید نموده‌اند. به‌عنوان مثال، هانسن و پرسن (۲۰۰۰)، گرافلند (۲۰۰۱)، لین و چو (۲۰۰۳)، سانفیلیپ (۲۰۰۳)، بچ (۲۰۰۷) و جان و وو (۲۰۰۸).

بصورت خلاصه، اگر $X_1,...,X_n$ نمونه ای مشاهده شده از داده‌هایی با ساختار وابسته همانند سری‌زمانی باشند، برای به دست‌آوردن نمونه بوت-استرپ، بدون نیاز به فرض معلوم بودن ساختار دقیق این وابستگی می‌توان از روش‌های باز نمونه‌گیری بلوکی استفاده نمود. در روش بوت‌استرپ بلوکی، ابتدا بلوک‌هایی از مشاهدات را در نظر گرفته، بصورتی که بلوک‌ها ساختار وابستگی را در خود حفظ کنند. سپس بلوک‌های بوت‌استرپ را با نمونه-گیری تصادفی ساده باجای‌گذاری از بلوک‌ها به دست آورده و در انتها نمونه بوت‌استرپ از بهم پیوستن بلوکهای بوت‌استرپ حاصل می‌شوند. روش بوت‌استرپ بلوکی برای داده‌های وابسته ابتدا توسط هال (۱۹۸۵) معرفی گردید. کارلستین (۱۹۸۶) روش بوت‌استرپ بلوک مجزا را ارائه نمود. کونچ (۱۹۸۹) و لیو و سینگ (۱۹۹۲) روش بوت‌استرپ بلوک متحرک را ارائه دادند. الگوریتم بوت‌استرپ بر اساس بلوک متحرک که در این مطالعه استفاده شده، بصورت مراحل زیر می‌باشد (ایران‌پناه و خباز ۱۳۹۱):

۱) توزیع حاشیه‌ای b بعدی $F_b^{(n)}$ را در نظر می-گیریم. این توزیع جرم $\frac{1}{n-b+1}$ را به هر بلوک B_t نسبت می‌دهد. با فرض اینکه $n=bk$ ، k بلوک بوت‌استرپ را بصورت iid از $F_b^{(n)}$ به دست می‌آوریم. به‌بیان ساده‌تر، $B_1^*,...,B_k^*$ را به روش نمونه‌گیری تصادفی ساده باجای‌گذاری از $B_1,...,B_{n-b+1}$ به دست می‌آوریم. بلوک‌های بوت‌استرپ را بصورت:

$$B_t^* = (X^*_{(i-1)b+1}, X^*_{(i-1)b+2},...,X^*_{ib}) \quad i=1,...,k$$

در نظر می‌گیریم. حال نمونه بوت‌استرپ را از بهم پیوستن k بلوک بوت‌استرپ بصورت $B_1^*,...,B_k^*$ به دست می‌آوریم. نمونه‌گیری از iid یک اندازه احتمال، امید، واریانس و کوریانس شرطی (به شرط $X_1,...,X_n$) بصورت P^*، E^*، Var^*، Cov^* تعریف می‌کند.

۲) آماره بوت‌استرپ T^* را به دست می‌آوریم.

مراحل ۳ و ۴ این الگوریتم مشابه مراحل ۳ و ۴ روش بوت‌استرپ در مشاهدات مستقل (بوت-استرپ استاندارد) می‌باشد. بنابراین در این مطالعه بر اساس شاخص قیمت کل ماهانه سهام و برای دوره ۱۳۷۱ تا ۱۳۹۱، بازده ماهانه سهام را از فرمول زیر به دست می‌آوریم:

$$R_t = LOG(\frac{P_t}{p_{t-1}})$$

که P_t شاخص قیمت ماهانه سهام می‌باشد. سپس میانگین ماهانه بازدهی و انحراف استاندارد آنها را محاسبه می‌کنیم. و بعد از آن می‌توانیم فاصله اطمینانی برای این میانگین‌ها به دست آوریم تا معنی‌داری این میانگین‌ها را بررسی نماییم. اما همانگونه که بیان شد توزیع بازدهی های سهام انحراف قابل توجهی از توزیع نرمال دارند، بنابراین نمی‌توانیم مطمئن باشیم که برآورد میانگین های ماهانه بازده‌ها آیا واقعا تفاوت معنی‌داری از صفر دارند. بر این اساس از استنباط بوت‌استرپ در فواصل اطمینان استفاده می‌کنیم. طبق مراحلی که توضیح داده شد، برای هر ماه بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت‌استرپ را انجام داده و برای این

مشاهدات فواصل اطمینان و خطای استاندارد را محاسبه می‌کنیم. تعداد بلوکهای بوت‌استرپ بر اساس $I = N^{\frac{1}{3}}$ محاسبه می‌شوند که N تعداد مشاهدات می‌باشد. تکرار حلقه بوت استرپ نیز ۲۰۰۰ بار می‌باشد. باید بدین نکته توجه نمود که بوت‌استرپ هرگز خطای استاندارد را کاهش نمی-دهد بلکه به‌دنبال محاسبه مقدار واقعی آن می‌باشد. فواصل اطمینان ساده بوت‌استرپ برای هر ماه با مرتب کردن ۲۰۰۰ متوسط بازدهی ماهانه در هر تکرار و به دست آوردن ۵۰ امین و ۱۹۵۰ امین متوسط بازدهی محاسبه شده به دست می‌آید.

۴- یافته های پژوهش

میانگین و انحراف معیار بازدهی‌های ماهانه در فاصله دوره‌های ۱۳۹۱-۱۳۷۱ در جدول ۱ گزارش شده‌اند.

متوسط بازدهی فروردین با مقدار ۰,۰۳۴۸۵ مثبت و از سایر ماههای سال بیشتر است. در هیچکدام از ماهها بازدهی منفی مشاهده نمی‌شود. آزمون Jarque-Bera عدم نرمال بودن بازده‌های ماهانه را در بورس تهران و در فاصله زمانی 1371-1391 نشان می‌دهد. بنابراین برای تعیین معنی‌داری متوسط ماهانه بازدهی‌ها بازنمونه‌گیری به روش بلوک متحرک بوت استرپ بصورت ماهانه انجام شده و فواصل اطمینان ۹۵٪ ارائه می‌شود. نتایج حاصل از این روش در جدول ۲ گزارش شده است.

جدول ۱. میانگین و بازدهی ماهانه

ماه	میانگین بازدهی	انحراف معیار	تعداد مشاهدات
فروردین	0.03485	0.03942191	۲۰
اردیبهشت	0.02787665	0.0537085	۲۰
خرداد	0.024415	0.04452852	۲۰
تیر	0.02437	0.06547794	۲۰
مرداد	0.0006809524	0.05790962	۲۱
شهریور	0.02404762	0.04488002	۲۱
مهر	0.009668286	0.04906519	۲۱
آبان	0.008638095	0.0436629	۲۱
آذر	0.01581943	0.05710141	۲۱
دی	0.02519524	0.04241175	۲۱
بهمن	0.006919048	0.03936301	۲۱
اسفند	0.01227	0.03628726	۲۰
آماره Jarque-Bera در بازده‌های ماهانه	p-v:0 Jarque-Bera :42.9		

جدول ۲. نتایج بلوک متحرک بوت استرپ

ماه	تعداد بلوک	انحراف معیار	فاصله اطمینان
فروردین	۳	0.01133083	0.0543]* [0.0172
اردیبهشت	۳	0.01267031	*0.0543] [0.0127
خرداد	۳	0.009321364	*0.0438] [0.0130
تیر	۳	0.01579646	*[0.0050 0.0566]
مرداد	۳	0.01367776	[-0.018 0.0268]
شهریور	۳	0.009947425	*[0.0075 0.0401]
مهر	۳	0.008980167	[-0.0072 0.0222]
آبان	۳	0.01260369	[-0.0112 0.0301]
آذر	۳	0.01363845	[-0.0109 0.0340]
دی	۳	0.009563841	*[0.0093 0.0408]
بهمن	۳	0.008587075	[-0.0064 0.0230]
اسفند	۳	0.00853948	[-0.0029 0.0252]

طبق جدول ۲ بازدهی ماه‌های فروردین، اردیبهشت، خرداد، تیر، شهریور و دی معنی‌دار و مثبت و در بین این ماهها بازدهی فروردین مثبت‌تر است. برای سایر ماههای سال نیز اثرات معنی‌داری مشاهده نمی‌شود. همچنین با توجه به جدول ۱ مشهود است که مجموع متوسط بازده‌های ۴ ماه اول سال از مجموع ۸ ماه بعدی بیشتر است. بازدهی مثبت، معنی‌دار و بالاتر ماه فروردین مطابقت با اثر مثبت ژانویه دارد. دلایل متعددی برای وجود این اثر توسط مطالعات آورده شده است، ولیکن دلیل اصلی این اثر بصورت یک معمای طولانی باقی‌مانده است. (سان و تانگ ۲۰۱۰). از جمله این دلایل می‌توان به فرضیه حساب‌آرایی اشاره نمود. پایان سال مالی اکثر شرکت‌های حاضر در بورس اسفند می‌باشد. این شرکت‌ها برای نشان دادن عملکرد خوب و بالا بردن نسبت گردش موجودی، خریدهای خود را تا اوایل سال بعد به تاخیر انداخته و از طرفی اقدام به فروش سهام‌های بد و جانشینی آن با سهام‌های خوب در اوایل سال بعد می‌نمایند. این عمل موجب پایین آمدن بازده‌ها در آخر سال و بالا رفتن آن در ماه فروردین می‌شود. از جمله دلایل دیگر توضیحات ریسک این پدیده می‌باشد. در واقع بازده‌های بالاتر در ماه فروردین می‌تواند جبران نرمال سرمایه‌گذار برای تحمل ریسک در بین ماه باشد. اثر نقدینگی نیز می‌تواند یکی از دلایل قوی در بورس تهران باشد. بطور کل سرمایه‌گذار به دلیل دریافت پاداش‌ها، حقوق و مستمرات در آخر سال نقدینگی مناسب-تری در اختیار دارد. و از آنجایی که مجمع عمومی سالیانه در ایران در اوایل تابستان برگزار می‌شود، سرمایه‌گذار با توجه به نقدینگی مناسب که در آخر سال دریافت نموده و تاریخ برگزاری مجمع سالیانه، ترجیح می‌دهد که در اوایل سال به بازار مراجعه نماید.

نکته مهمی که باید بدان توجه شود روش مورد استفاده است. بی‌قاعدگیهای موجود در بورس دارای تئوری از پیش تعیین شده نمی‌باشند و تنها بعد از

مشاهده و گزارش توسط داده‌کاوی، توجیه شده‌اند. بنابراین ممکن است در صورت استفاده نادرست از روشها و عدم کنترل بر روی آزمونها، نتایج متفاوت و بعضا نادرستی گرفته شود.

۵- نتیجه‌گیری و بحث

اثرات تقویمی به بی‌قاعدگیهای دوره‌ای در بازده-های سهام گفته می‌شود، جاییکه این سیکل بر اساس سال تقویمی می‌باشد. این بی‌قاعدگیها متفاوت و گوناگون هستند که یکی از مهمترین آنها اثرات ماههای سال و بعبارتی دیگر اثرات پایان سال (ابتدای سال) که به اثرات دسامبر و ژانویه شناخته می‌شوند، می‌باشد. هدف از این مقاله نیز بررسی رفتار متوسط بازدهی ماهانه شاخص کل قیمت بورس تهران و برای دوره زمانی ۱۳۹۱-۱۳۷۱ است. در واقع هدف پیدا کردن ماه (ماه هایی) از سال است که در آن بازده‌ها بصورت غیرنرمالی مثبت و یا منفی می‌باشند و سرمایه‌گذاران می‌توانند در این ماه‌ها به بازار وارد و یا از آن خارج شوند. برای دستیابی به این هدف، از روش بازنمونه‌گیری بلوک متحرک بوت‌استرپ و فواصل اطمینان صدکی استفاده شده است. بنابراین با استفاده از روش فوق بازدهی مثبت و معنی‌دار ماههای فروردین، اردیبهشت، خرداد، تیر و شهریور تایید می‌شود که بالاترین بازده برای ماه فروردین است. بازده مثبت فروردین مطابق با اثر ژانویه در سایر کشورها است. از دلایلی که باعث شکل گیری این اثر در بورس تهران می‌شود می‌توان به اثر نقدینگی، فرضیه حساب‌آرایی و جبران نرمال سرمایه‌گذار برای تحمل ریسک اشاره نمود. پیشنهاد می‌شود که در ادامه این مطالعه و بصورت جداگانه هر کدام از این دلایل با مدلی مناسب بررسی شوند.

بنابراین بطور خلاصه و با توجه به مشاهده رفتار مثبت و معنی‌دار بازدهی ماه فروردین می‌توان بیان داشت که در بورس اوراق بهادار تهران و طبق تقسیم‌بندی فاما (۱۹۷۶-۱۹۷۰) از بازارهای کارا، بورس تهران حتی در سطح ضعیف نیز کارا نمی‌باشد و دارای الگوهایی دوره‌ای است که سرمایه‌گذاران با کسب آگاهی می‌توانند از سود آن بهره‌مند شوند.

فهرست منابع

* ایران‌پناه ن، خباز و. (۱۳۹۱). روش بوت‌استرپ مدل آزاد در تحلیل سریهای‌زمانی، سومین کنفرانس ریاضیات مالی و کاربردها، دانشگاه سمنان، سمنان.
* راعی ر، باجلان س (۱۳۸۷). شناسایی و مدلسازی اثرات تقویمی بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از مدلهای ARCH وGARCH ، پژوهشهای اقتصادی، ۴.
* راعی ر، شیرزادی س (۱۳۸۷). بی‌قاعدگیهای تقویمی و غیرتقویمی در بازارهای مالی، فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال اول، شماره ۱، ۱۳۲-۱۰۱
* Beach, S. L. (2007). Semivariance in Asset Allocations: Longer Horizons Can Handle Riskier Holdings, Journal of Financial Planning, 20 (1), 60–69.
* Boris, R., Keim, (2012).Usefulness of Bootstrapping in Portfolio Management. Croatian Operational Research Review (CRORR), Vol. 3.
* Brown, P., Keim, D., Kleidon, A., & Marsh, T. (1983). Stock return seasonalities and the tax-loss selling hypothesis: Analysis of the arguments and Australian evidence. Journal of Financial Economics 12 , 105-128.
* Carlstein, E. (1986). The use of subseries methods for estimating the variance of a general statisticfrom a stationary time series. Annals Statistic, 14:1171–1179.

Effect Before Personal Income Taxes. The Journal of Finance Vol. 46, No. 5 (Dec., 1991) , 1909-1924.
* Kato, K., & Schallheim, J. S. (1985). Seasonal and Size Anomalies in the Japanese Stock Market. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 20 , 243-260.
* Keim, D. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points. Journal of Financial Economics 25 , 75-98.
* Kunsch, H. R. (1989). Thejackknife and thebootstrapfor general stationary observations. Annals Statistic, 17: 1217–1261.
* Lakonishok, J., & Smidt, S. (1986). Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading. The Journal of Finance Vol. 41, No. 4 (Sep., 1986) , 951-974.
* Lin, M.-C. and Chou, P.-H. (2003). The Pitfall of Using Sharpe Ratio, Finance Letters, 1, 84–89.
* Liu, R. Y. and Singh, K. Moving blocks jackknife and bootstrap capture weak dependence. In ExploringtheLimits of Bootstrap (R. Lepage and L. Billard, eds.),1992;225–248. John Wiley, New York.
* Reinganum, M. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. Journal of Financial Economics 12 , 89-104.
* Reinganum, M., & Shapiro, A. (1987). Taxes and stock return seasonality: Evidence from the London stock exchange. Journal of Business 60 (1987) , 281-295.
* Roll, R. (1983). On computing mean returns and the small firm premium. Journal of Financial Economics 12 (1983) , 371-386.
* Samuelson, P. A., Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly, Industrial Management Review, Spring 1965, 41-49.
* Schultz, P. (1985). Personal Income Taxes and the January Effect: Small Firm Stock Returns Before the War Revenue Act of 1917: A Note. The Journal of Finance Vol. 40, No. 1 (Mar., 1985) , 333-343.
* Sanfilippo, G. (2003). "Stocks, Bonds and the Investment Horizon: A Test of Time
* Chen, H., Noronha, G., & Singal, V. (2004). The Price Response to S&P 500 Index Additions and Deletions: Evidence of Asymmetry and a New Explanation. Journal of Finance 59 , 1901-1929.
* Dyl, A. (1977). Capital Gains Taxation and Year-End Stock Market Behavior. The Journal of Finance Vol. 32, No. 1 (Mar., 1977) , 165-175.
* Dzhabarov, C. and Ziemba, W. T. (2010), Do seasonal anomalies still work?, The Journal of Portfolio Management 36(3), 93–104.
* Efron, B. (2898). Bootstrap method: Another look at the jackknife. The Annals of Statistics 9:2–16
* Alagidede, P (2013), MONTH OF THE YEAR AND PRE-HOLIDAY EFFECTS in AFRICAN stock markets, Sajems ns 16 NO 1.
* Fama, E. F, Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, Journal of Finance, May 1970, 383-417.
* Fama, Eugene. F (1965). The Behavior of Stock Market Prices. Journal of Business, 38: 34-105.
* Giovanis, E. (2008). Calendar Anomalies in Athens Exchange Stock Market – An Application of GARCH Models and the Neural Network Radial Basis Function, working paper
* Giovanis, E. (2009). Calendar Effects in Fifty-five Stock Market Indices, Global Journal of Finance and Management, Vol. 1 No. 2, 75-98
* Graflund, A. (2001). Expected Real Returns from Swedish Stocks and Bonds, Working Paper, University of Lund.
* Hall, P.(1985). Resampling a coveragepattern. Stochastic Process. Applications. 21:231–246
* Hansson, B. and Persson, M. (2000). Time Diversification and Estimation Risk, Financial Analysts Journal, 56 (5), 55–62.
* Haugen, R., & Lakonishok, J. (1987). Only in January. An Investo'rs Guide to the Unsolved Mystery of the Stock Market. The Incredible January Effect. Homewood, IL: Dow Jones-Irwin, 1987, forthcoming.
* Jan, Y.-C. and Wu, Y.-L. (2008). "Revisit the Debate of Time Diversification", Journal of Money, Investment and Banking, 6, 27–33.
* Jones, S. L., Lee, W., & Apenbrink, R. (1991). New Evidence on The January

Diversification on the French Market", Quantitative Finance, 3 (4), 345–351.

* Sun, Q. and Tong, W. H. S. (2010), Risk and the January effect, Journal of Banking & Finance 34(5), 965–974.

* Wachtel, S. (1942). Certain Observations on Seasonal Movements in Stock Prices. The Journal of Business of the University of Chicago Vol. 15, No. 2 (Apr., 1942) , 184-193

یادداشت‌ها

[3]. Data mining
[4]. Bid – Ask Spread
[5]. Window Dressing theory
[6]. Small Stock versus Large Stock and tax-loss selling