مدلسازی ریسک و مهندسی مالی
Journal of Risk Modeling and Financial Engineering
دانشگاه خاتم
دورهٔ ۱، شمارهٔ ۲
زمستان ۱۳۹۵
ص. ۲۲۵-۲۴۳

اثر روزهای هفته بر بازدهی معاملات دلار در ایران

سید حسین حسینی[۱]، احسان جعفری باقرآبادی[۲]

چکیده: یکی از بی‌قاعدگی‌های بازارهای مالی با عنوان اثرات تقویمی یا اثرات دوره‌های زمانی شناخته می شود. اثرات تقویمی شامل مباحث مختلفی است و در این پژوهش اثر روزهای هفته بر بازدهی نرخ مبادلهٔ دلار در برابر ریال در بازار غیر رسمی ارز در ایران طی دورهٔ ۱۳۸۹-۱۳۹۵ با استفاده از ۳ مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد. مهم‌ترین یافته‌های به دست آمده از تخمین مدل‌های ارائه شده بدین صورت است: ۱. در مدل اول نتایج حاصل شده حاکی از آن است که روز شنبه کمترین بازدهی را نسبت به روز دوشنبه به عنوان روز میانی هفته دارد، ۲. در مدل دوم در مقایسه با روز دوشنبه، کمترین بازدهی متعلق به روز سه‌شنبه است، ۳. در مدل سوم بیشترین بازدهی متعلق به پنج شنبه است و کمترین بازدهی در میان روزهای هفته در روز شنبه رویت شده است، که این روز کمترین اثر را نیز در نوسانات شرطی داشته است. افزون بر اینکه، اثر صرف ریسک در مدل سوم مثبت و معنی‌دار برآورد شده است که این مهم حاکی از نتایج منطقی مدل سوم است.

واژه‌های کلیدی: اثر روزهای هفته، بازار ارز، مالی رفتاری.

JEL: C32, F31, G14

۱. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکدهٔ حسابداری و مدیریت دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
۲. دانشجوی دکتری مدیریت مالی، دانشکدهٔ مدیریت دانشگاه تهران، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۰۷/۱۰ **تاریخ پذیرش: ۱۳۹۵/۱۰/۰۱**

نویسندهٔ مسئول: سید حسین حسینی **E-mail: h.hosseini931@atu.ac.ir**

نحوهٔ استناد به این مقاله: حسینی، س. ح.، و جعفری باقرآبادی، ا. (۱۳۹۵). اثر روزهای هفته بر بازدهی معاملات دلار در ایران. فصلنامهٔ مدلسازی ریسک و مهندسی مالی، ۱(۲)، ۲۲۵-۲۴۳.

مقدمه

طبق فرضیهٔ بازار کارا، عوامل موجود در اقتصاد عقلایی عمل می‌کنند و قیمت یک دارایی مالی برابر با ارزش ذاتی آن است. بر اساس این فرضیه، در بازار کارا، هیچ کدام از استراتژی‌های سرمایه گذاری نمی‌تواند اضافهٔ بازدهٔ تعدیل شده با ریسک حاصل کند. به عبارت دیگر، بازده‌های به دست آمده، به طور دقیق متناسب با ریسک‌شان هستند (راعی و فلاح پور،۱۳۸۳).

در اواخر دههٔ ۸۰ میلادی، کشف پدیده‌هایی که فرض رفتار عقلایی سرمایه‌گذاران به عنوان یکی از پایه‌های دانش مالی کلاسیک را به چالش می‌گیرند، پنجرهٔ جدیدی به روی پژوهش‌گران دانش مالی گشود. پژوهش های دانشگاهی در این دوره به سمت بسط مدل‌هایی که روانشناسی افراد را به بازارهای مالی ارتباط می‌دهند، سوق پیدا کرد (پویانفر،۱۳۸۳). دی بونت و تالر (۱۹۸۵)، جیگادیش و تیتمن (۱۹۹۳) و دانیل، هیرشیفلر و سابرهمانیام (۱۹۹۸) در پژوهش های خود بر حوزهٔ رفتاری سرمایه‌گذاران تمرکز کرده‌اند. کیم (۱۹۸۳) و رینگانوم (۱۹۸۳) نشان دادند که عمدهٔ بازدهٔ غیرمعمول سهام شرکت های کوچک در دو هفتهٔ اول ژانویه رخ می دهد و بدین صورت اثر آغاز سال به عنوان یک بی‌قاعدگی بازار سهام شناسایی شد. در نتیجهٔ این پژوهش ها و با ترکیب دانش مالی نئوکلاسیک و دانش روانشناسی، دانش مالی رفتاری پدید آمد. برخی پدیده‌هایی که در تقابل با کارایی بازار قرار می‌گیرند مانند حباب‌های قیمتی در بازارها، نوسانات بیش از حد در قیمت انواع دارایی‌ها به‌ویژه اوراق بهادار و واکنش بیشتر(کمتر) از اندازهٔ سرمایه‌گذاران به اطلاعات جدید، در دانش مالی رفتاری بررسی می‌شود.

اثرات دوره‌ای یا تقویمی نیز به عنوان یکی از بی‌قاعدگی‌های بازارهای مالی جزو مباحث مطرح در حوزه دانش مالی رفتاری است. بر طبق فرضیهٔ بازار کارا، بازدهٔ کسب شده توسط سرمایه‌گذاران متناسب با میزان ریسکی است که متحمل می شوند. بر این اساس، الگوی فصلی نباید اثرات معنی‌داری بر بازده داشته باشد، اما اثرات تقویمی از قبیل اثر آخر ماه، آخر سال، آخر هفته، اثر عرضهٔ اولیه سهام و ... تحت عنوان بی‌قاعدگی‌های بازار موجب ایجاد بازدهی غیر متناسب با ریسک می‌شوند. به عبارت دیگر، وجود اثرات تقویمی در تقابل با کارایی بازار قرار می‌گیرد. سرمایه‌گذاران به دنبال راه‌هایی هستند تا از این عدم تناسب بازده و ریسک سرمایه گذاری، بهره ببرند و بتوانند بدون تحمل ریسک، به سود اضافی دست یابند و در واقع از فرصت های آربیتراژ استفاده کنند. خرید و فروش در ماه‌های مختلف سال یا روزهای مختلف به امید کسب بازدهی بیشتر یکی از راه‌های استفاده از فرصت‌های آربیتراژ است (ابونوری و ایزدی، ۱۳۸۵).

اثرات دوره‌ای یا تقویمی، وجود الگوهای مشخصی در زمان‌های مختلف سال، ماه، هفته و روز را مورد تایید قرار می‌دهند. از جمله اثرات دوره‌ای یا تقویمی، اثر روزهای هفته[1] است که به توزیع نامتقارن بازدهی در روزهای مختلف هفته گفته می‌شود (آلت، فورتین و وینبرگر،۲۰۱۱).

تاکنون عمدهٔ پژوهش‌های انجام شده در مورد اثرات دوره‌ای یا تقویمی بر بازارهای سهام تمرکز یافته‌اند و دلایلی برای این بی‌قاعدگی دوره‌ای در بازارهای سهام توسط پژوهشگران ارائه شده است (ژانگ، لای و لین، ۲۰۱۷).

علاوه بر پژوهش های انجام شده روی بازار سهام، رول (۱۹۸۳) به شواهدی مبنی بر وجود اثر روزهای هفته بر معاملات آتی دست یافت، همچنین گیبسون و هس (۱۹۸۲) اثر روزهای هفته بر بازدهٔ اوراق قرضهٔ خزانه را مشخص کردند.

پژوهش‌های بی‌نظمی‌های بازار به‌ویژه اثر روزهای هفته در دههٔ اخیر به بازارهای معاملات ارز نیز گسترش یافته است (ژانگ،چوه وهواهسو، ۲۰۱۵).

بازار مبادلات ارزی به طور خاص در کشورهای در حال توسعه ای مانند ایران که درگیر تورم و کاهش ارزش پول ملی هستند، جایگزین مناسبی برای سرمایه‌گذاری و حفظ سرمایه در برابر سرمایه‌گذاری در بازار های سرمایهٔ تکامل نیافتهٔ این کشورها است. عدم وجود بازاری متمرکز و کارا برای مبادلهٔ ارز خارجی در این کشورها امکان کسب بازدهی اضافی و بدون ریسک را برای آربیتراژگران فراهم می آورد. پیشتر در پژوهش هایی اثر روزهای هفته بر بازار سهام در ایران بررسی شده است، اما تاکنون به اثر روزهای هفته در بازار معاملات دلار به عنوان یکی از بزرگترین بازارهای مالی کشور پرداخته نشده است. در این پژوهش اثرات دوره‌ای یا تقویمی و توزیع نامتقارن بازدهی معاملات دلار در روزهای مختلف هفته در بازار غیر رسمی معاملات دلار در ایران بررسی می‌شود.

بر این اساس ساختار مقاله چنین تدوین شده است؛ با ارائهٔ مقدمه‌ای،مفهوم اثرات دوره‌ای یا تقویمی بیان می‌شود. سپس پژوهش‌های پیشین در بازار سهام و ارز بررسی می‌شود و در ادامه با شرح روش پژوهش، یافته‌های پژوهش مورد بررسی قرار گرفته و در پایان نتیجه‌گیری و پیشنهادهایی برای پژوهش‌های آتی ارائه می‌شود.

1. Day of the Week Effect

پیشینهٔ پژوهش

بسیاری از پژوهش‌های انجام شده در مورد اثرات تقویمی، بر بازارهای سهام متمرکز بوده‌اند، از جمله دامودارن (۱۹۸۹) معتقد است که بیشتر، خبرهای بد در روزهای جمعه گزارش و افشا می‌شوند و به علت این تاخیر در افشای اطلاعات روزهای دوشنبه به عنوان اولین روز کاری پس از تعطیلات با کاهش ارزش سهام همراه است. اما وانگ، لی و اریکسون(۱۹۹۷) اثر روزهای دوشنبه را فقط برای دو هفتهٔ آخر هر ماه تایید و گزارش نمودند. فوستر و ویشونتان (۱۹۹۰) حجم اطلاعات بالای افشا شده در روزهای دوشنبه و نیاز به تجزیه و تحلیل این اطلاعات را دلیل بر کاهش شدت معاملات دانستند. از دیگر دلایل مطرح شده برای اثرات دوره‌ای یا تقویمی در بازار سهام، می توان ترجیحات نقدینگی متفاوت در روزهای مختلف هفته مانند اثر ژانویه، دوره‌ای بودن پردازش اخبار کلان اقتصادی، گرایش مدیران به اعلان اخبار مثبت بصورت فوری و تاخیر در ارائهٔ اخبار و اطلاعات بد تا آخر هفته و فاصلهٔ زمانی بین تاریخ‌های معامله و تصفیه را نام برد (بدری و صادقی،۱۳۸۵). نارایان، میشرا و نارایان (۲۰۱۴) و تیلیسیا و اوپرا (۲۰۱۴) نیز وجود اثر روزهای هفته بر نوسانات قیمت سهام شرکت‌ها را در بورس نیویورک و بورس اوراق بهادار رومانی تایید نموده‌اند.

همین‌طور ژانگ، لای و لین (۲۰۱۷)، ۲۸ شاخص بازار سهام در ۲۵ کشور توسعه یافته و در حال توسعه را مورد بررسی قرار داده و وجود بی‌نظمی‌های تقویمی در تعدادی از این شاخص‌ها را تایید نمودند.

در مقایسه با پژوهش‌های گسترده‌ای که به بررسی اثر روزهای هفته بر بازار سهام در کشورهای مختلف پرداخته‌اند، تاکنون توجه چندانی به این اثر تقویمی بر بازار ارز نشده است. در سال‌های اخیر اهمیت و حجم بالای معاملات در بازار ارز کشورها و از جمله نقش مهم بازارهای تبادل ارز در کشورهای در حال توسعه و بازارهای نوظهور، توجه پژوهشگران را به بررسی تاثیر روزهای هفته بر بازار تبادلات ارزی و نوسانات بازدهی در این بازارها جلب کرده است.

مک فارلند، پتیت و سانگ (۱۹۸۲) برای اولین بار اثر روزهای هفته بر بازار تبادل ارزهای خارجی را مورد تایید قرار دادند. نتایج پژوهش آن‌ها نشان داد که دوشنبه و چهارشنبه از میانگین بازدهٔ بالاتری نسبت سه‌شنبه و جمعه برخوردارند. بازدهی بالاتر روزهای چهارشنبه در پژوهش کورهی، فاطمی و طورانی راد (۱۹۹۵) بر روی شش ارز تا پیش از سال ۱۹۸۱ مورد تایید قرار گرفت اما برای دورهٔ پس از سال ۱۹۸۱ شواهدی از این اثر یافت نشد.

یاموری و موردوکو (۲۰۰۳) وجود اثر روزهای هفته بر نرخ مبادلهٔ ین و دلار آمریکا در دورهٔ ۱۹۷۳–۱۹۸۹ را تایید نمودند، اما برای دههٔ ۹۰ شواهدی از این اثر نیافتند و دلیل آنرا

مقررات‌زدایی انجام گرفته در بازارهای مالی ژاپن که منجر به افزایش کارایی این بازارها شده است، دانستند.

ایدوگان و بوت (۲۰۰۳) وجود اثر روزهای هفته بر نرخ مبادلهٔ لیر و دلار آمریکا و همچنین لیر و مارک آلمان در دورهٔ ۱۹۸۶–۱۹۹۴ را درکشور ترکیه تایید نمودند. یافته‌های آن‌ها نشان داد که بازدهٔ معاملات این دو ارز خارجی با لیر در ترکیه به طور معمول در روزهای سه‌شنبه و چهارشنبه بالاتر و در روزهای جمعه پایین‌تر است.

یاموری و کوریهارو (۲۰۰۴) شواهدی دال بر وجود اثر روزهای هفته بر معاملات ارز در ۲۹ کشور جهان در دههٔ ۸۰ یافتند در حالی که این اثر در دههٔ ۹۰ در بیشتر این ارزها در بازار مبادلات ارزی نیویورک یافت نشده است.

برومنت،کوزکان و شاهین (۲۰۰۷) به بررسی کاهش ارزش لیر ترکیه در برابر دلار آمریکا و نوسانات نرخ برابری، طی دورهٔ ۲۰۰۱–۲۰۰۵ پرداختند. شواهد پژوهش آن‌ها حاکی از بازدهٔ بیشتر روزهای پنج‌شنبه و بازدهٔ کمتر روزهای دوشنبه در مقایسه با روز چهارشنبه است.

می چو، چن و تانگ (۲۰۰۷) با بررسی اثر روزهای هفته بر بازار مبادلهٔ دلار تایوان با ۸ ارز شامل دلار استرالیا، دلار کانادا، یورو، دلار هنگ‌کنگ، ین، فرانک سوئیس، دلار آمریکا و پوند انگلستان به این نتیجه رسیدند که بازدهٔ بالاتر در سه روز اول هفته حاصل می‌شود.

ژانگ، چوه و هواهسو (۲۰۱۵) با بررسی اثر روزهای هفته بر الگوی معاملاتی معامله‌گران مطلع و غیرمطلع در بازار مبادلات دلار تایوان در برابر دلار آمریکا طی دوره ۲۰۰۱–۲۰۱۰ دریافتند بطور مشهودی تعداد معاملات معامله‌گران غیرمطلع در روزهای دوشنبه و پنج‌شنبه بالاتر از میانگین است.

کومار (۲۰۱۵) با مطالعهٔ اثر تغییر ماه بر بازدهی مبادلات روپیهٔ هند در برابر چهار ارز ین، دلار آمریکا، پوند انگلستان و یورو دریافت که طی دوره ۱۹۹۹–۲۰۰۸ برای معاملات این ارزها در مقابل روپیه، بازدهٔ روزهای منتهی به تغییر ماه به طور معنی‌دار کمتر از باقی روزهای ماه بوده است در حالی‌که برای دورهٔ پس از سال ۲۰۰۸ جز برای معاملات دلار در برابر روپیه این اثر مشاهده نشده است. همچنین پژوهش کومار (۲۰۱۶) روی بازدهی معاملات ۱۲ ارز در مقابل دلار آمریکا در دورهٔ زمانی ۱۹۸۵–۲۰۱۴ نشان داده است که بازدهٔ روزهای پنج‌شنبه و جمعه منفی و به طور معنی‌داری کمتر از بازدهٔ سه روز اول هفته است و بازدهٔ ماه ژانویه بالاتر از باقی ماه‌های سال گزارش شده است.

همهٔ پژوهش‌های داخلی مبتنی بر بررسی تاثیر روزهای هفته بر بازار سهام است و تاکنون به بررسی این اثر بر سایر بازارها، همچون بازار مبادلات غیر رسمی ارز و بازار طلا به عنوان دو بازار

مهم برای سرمایه‌گذاری و حفظ ارزش سرمایهٔ سرمایه‌گذاران در ایران به عنوان کشوری در حال توسعه انجام نگرفته است.

یحیی‌زاده فر، ابونوری و شبابی (۱۳۸۴) با بررسی اثر روزهای هفته بر بازدهٔ شاخص کل قیمت بازار سهام در بورس اوراق بهادار تهران و با استفاده از رگرسیون خطی کلاسیک و خود رگرسیون ناهمسان واریانس شرطی نشان دادند که الگوی نامتعارف بازدهٔ سهام در بورس اوراق بهادار تهران وجود دارد و این اثر در سال‌ها و دوره‌های گوناگون متفاوت است به این معنی که روزهای شنبه دارای بازدهٔ کل مثبت و معنی‌دار و روزهای یکشنبه دارای بازدهٔ کل منفی و معنی‌دار است و در سایر روزهای هفته بازدهٔ معنی‌داری وجود ندارد. در نتیجه فروش سهام در روزهای شنبه (اولین روز هفته پس از تعطیلات در ایران) و خرید آن در روزهای یکشنبه را پیشنهاد کردند. آن‌ها با مقایسهٔ این یافته‌ها با سایر بازارهای نوظهور نشان دادند که اثر روزهای هفته بر بورس اوراق بهادار متفاوت با سایر بازارهای نو ظهور است.

ابونوری و ایزدی (۱۳۸۴) فرضیهٔ معنی‌دار بودن اثر روزهای هفته بر بازدهٔ شاخص کل سهام و نیز به تفکیک برای شاخص‌های صنایع آزمون نمودند. بدین منظور از اطلاعات سری زمانی روزهای هفتهٔ شاخص کل در دورهٔ ۱۳۷۱–۱۳۸۱ (به تفکیک ۱۵ صنعت) استفاده نمودند. نتایج کل دوره حاکی از اثر منفی شنبه و چهارشنبه بوده است به این ترتیب که در زیر دورهٔ اول، اثر روز سه‌شنبه منفی ولی در زیر دورهٔ دوم اثر شنبه، یکشنبه و دوشنبه منفی بوده است. همچنین اثر روزهای هفته در نه صنعت از میان پانزده صنعت مشاهده شد. پژوهشگران نتایج این پژوهش را به عنوان نشانه‌ای از عدم وجود کارایی در بازار اوراق بهادار تهران برشمردند.

بدری و صادقی (۱۳۸۵) در پژوهشی اثر روزهای هفته در بازدهی، حجم معاملات و نوسان‌پذیری در بورس اوراق بهادار را تایید کردند. به این ترتیب که اثر چهارشنبه (اثر آخر هفته) و نیز اثر یکشنبه معنی‌دار بوده است و همچنین وجود رابطهٔ مستقیم بین بازدهی و نوسان‌پذیری روزانه، رابطهٔ معکوس بین بازدهی و حجم معاملات روزانه و نیز رابطه معکوس بین حجم معاملات و نوسان‌پذیری روزانه مورد تایید قرار گرفت. با تایید اثر روزهای هفته در این پژوهش کارایی بورس تهران در سطح ضعیف نیز به چالش کشیده شد.

روش‌شناسی پژوهش

در این مطالعه از داده‌های روزانه ۱۳۸۹/۰۷/۰۱ الی ۱۳۹۵/۰۶/۳۱ استفاده شده است. این داده‌ها از سایت اطلاعات فنی ایران[1] اخذ شده‌اند. همچنین در مدل‌های پژوهش از نرخ کاهش بهای ریال ایران در برابر دلار آمریکا که از طریق رابطهٔ زیر محاسبه می‌شود، استفاده شده است.

رابطهٔ ۱) $$R_t=(\frac{P_t}{P_{t-1}}-1)\times 100$$

که در آن P برابر است با ارزش یک دلار آمریکا به ریال ایران و R_t نرخ تغییر بهای ریال ایران است.

بیشتر پژوهش‌های صورت گرفته اثر روزهای هفته برروی پارامترهای مختلف را با به‌کارگیری مدل رگرسیونی سادهٔ رابطهٔ ۲، بررسی کرده‌اند.

رابطهٔ ۲) $$R_t=\alpha_0+\alpha_{Sa}Sa_t+\alpha_{Su}Su_t+\alpha_{Tu}Tu_t+\alpha_{We}We_t+\alpha_{Th}Th_t+e_t$$

Su و Sa : متغیرهای روزهای هفته.

α_0 : ضریب ثابت رگرسیون.

با رگرس کردن نرخ کاهش ارزش ریال بر روی متغیرهای مجازی روزهای هفته و برآورد ضرایب رگرسیونی روزها با استفاده از روش تخمین OLS و سپس آزمون معنی‌داری آن‌ها تفاوت‌های ضرایب روزهای هفته مورد بررسی قرار می‌گیرد.

توجه داشته باشید در همهٔ مدل‌ها، برای اجتناب از دام متغیرهای مجازی[2] مدل، ناگزیر از حذف یکی از متغیرهای مجازی هستیم. برای این منظور روز دوشنبه، که وسط هفته است و در سوابق پژوهش شواهدی از آثار خاص در روز میانی هفته ارائه نشده است، حذف می‌شود. بنابراین اگر ضریب روز دوشنبه معنی‌دار باشد باید آن را در جزء خطا و یا جزء ثابت مدل‌ها جستجو کرد.

این روش دو مشکل عمدهٔ خودهمبستگی اجزاء اخلال و ناهمسانی واریانس جزء خطا دارد. جزء اخلال ممکن است خودهمبستگی داشته باشد که باعث می‌شود آمارهٔ دوربین واتسون از سطح مطلوب عدد دو کمتر شود. همچنین واریانس جزء خطا ممکن است در طول زمان ثابت نباشد. برای بررسی این مورد از آزمون وایت[3] استفاده می‌شود. مشکلات فوق باعث می‌شوند که جزء اخلال شامل تعریف نوفهٔ سفید نباشد و مدل رگرسیونی حاوی شرایط لازم برای رگرسیون کلاسیک نباشد (گجراتی، ۲۰۰۴). بنابراین در این پژوهش، علاوه بر ارائهٔ نتایج روش OLS، مدل‌هایی برای بهبود استنباط‌های رگرسیون مربوط به روزهای هفته استفاده می‌شود.

---

1. www.tici.info
2. Dummy Variable Trap
3. White Hetroskedasticity

مدل اول: برای مقابله با مشکل اول یعنی خود همبستگی جزء خطا، می‌توان با استفاده از مقادیر وقفه‌ای متغیر وابسته، شرایط عدم خود همبستگی را فراهم کرد. با رعایت این شرط مدل رگرسیون به صورت رابطهٔ ۳، در می‌آید.

$$R_t=\alpha_0+\alpha_{Sa}Sa_t+\alpha_{Su}Su_t+\alpha_{Tu}Tu_t+\alpha_{We}We_t+\alpha_{Th}Th_t+\sum_{j=1}^{p}\alpha_j R_{t-j}+e_t \qquad \text{رابطهٔ ۳)}$$

R_{t-j} : متغیر وابسته با وقفهٔ j ام.

مدل دوم: برای مرتفع کردن مشکل دوم می‌توان به جزء اخلال اجازه داد که وابسته به زمان باشد و با زمان تغییر کند. بدین منظور از مدل واریانس شرطی ارائه شده توسط نلسون (۱۹۹۱) استفاده می‌کنیم که از نوع خود رگرسیون واریانس شرطی تعمیم یافتهٔ نمایی (EGARCH) است. مدل واریانس شرطی به صورت رابطهٔ ۴، است.

$$\log h_t^2=\kappa+\delta\log h_{t-1}^2+\gamma\left|\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}\right|+\chi\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}} \qquad \text{رابطهٔ ۴)}$$

مدلی که از EGARCH استفاده می‌کند دارای مزایایی است. واریانس شرطی به صورت لگاریتمی است و بنابراین h_t هرگز منفی نخواهد شد. این مدل همچنین اجازهٔ مدل‌سازی اثر اهرمی را فراهم می‌کند. اگر $x = 0$ آنگاه شوک مثبت $\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}>0$ اثری به اندازهٔ تکانهٔ منفی خواهد داشت؛ اگر $x > 0$ آنگاه یک تکانهٔ مثبت نوسانات را افزایش می‌دهد در حالی که تکانه‌های منفی سبب کاهش نوسانات خواهند شد و در نهایت اگر $x < 0$ یک تکانهٔ مثبت نوسانات را کاهش می‌دهد در حالی که تکانه‌های منفی سبب افزایش نوسانات خواهند شد. می‌توان گفت واریانس شرطی به عنوان نماینده‌ای از ریسک ممکن است بر نرخ برابری ارز اثرگذار باشد.

در این پژوهش با توجه به شرایط خاص کشور و تغییرات سیاستی صورت گرفته در بازار ارز، به عنوان یک نوآوری تلاش شده است دوره‌های زمانی مطالعه براساس دوره‌های عدم ثبات و ثبات در بازار تقسیم‌بندی شوند، زیرا در صورتی‌که سیاست دولت کنترل و مداخله در بازار ارز باشد، شرایط بازار به طور کامل متفاوت خواهد بود. از اینرو از یک متغیر دامی که تنها در دوره‌های بی‌ثباتی در بازار ارز (در نمونهٔ این پژوهش از ۱۳۹۰/۰۷/۰۱ تا انتخاب دکتر روحانی به عنوان رئیس جمهور یعنی تیرماه ۱۳۹۲) عدد یک و در غیر این صورت صفر است، استفاده شده است. یادآوری می‌شود طی این مدت ارزش دلار نسبت به ریال بیش از ۳/۵ برابر شده است.

با توجه به آنچه گفته شد، دومین مدل ارائه شده در این پژوهش به صورت رابطهٔ ۵، است.

رابطهٔ ۵)

$$R_t=\alpha_0+\alpha_{Sa}Sa_t+\alpha_{Su}Su_t+\alpha_{Tu}Tu_t+\alpha_{We}We_t+\alpha_{Th}Th_t+\beta.Inst+\sum_{j=1}^{p}\alpha_j R_{t-j}+\lambda h_t^2+e_t$$

که در رابطهٔ ۵، $\log h_t^2$ به شرح رابطهٔ ۶، محاسبه می‌شود.

رابطهٔ ۶)

$$\log h_t^2=\kappa+\delta\log h_{t-1}^2+\gamma\left|\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}\right|+\chi\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}$$

اگر λ که برآورد می‌شود، مثبت باشد نشان‌دهندهٔ این مطلب خواهد بود که فعالان بازار ارز ریسک‌گریز هستند و به منظور جبران ریسک باید به آنان پاداشی به عنوان صرف ریسک پرداخت شود.

مدل سوم: در برخی از پژوهش‌ها پیشنهاد شده است که متغیرهای برون‌زایی به معادلهٔ ARCH اضافه شود. به عنوان مثال، کارولی (۱۹۹۵) نوسانات بازدهی سهام خارجی را برای توضیح واریانس شرطی بازدهی سهام داخلی به کار گرفت. همچنین، هسیه (۱۹۸۸) اثر روزهای هفته را بر روی معادلات نوسان‌پذیری اضافه کرد و بدین ترتیب اجازه داد که نوسان‌پذیری به صورت روزانه تغییر کند. در این پژوهش با استناد به یافته‌های هسیه و کارولی، مدل سوم با افزودن اثر روزهای هفته به معادلهٔ نوسان‌پذیری و استفاده از واریانس شرطی برای کاهش ارزش ریال تبیین شده است. بدین ترتیب، به جملهٔ ثابت معادلهٔ واریانس شرطی اجازه داده می‌شود که برای هر روز مقدار متفاوتی بگیرد. بنابراین مدل آخر این پژوهش را می‌توان به صورت رابطهٔ ۷ و رابطهٔ ۸، خلاصه نمود.

رابطهٔ ۷)

$$R_t=\alpha_0+\alpha_{Sa}Sa_t+\alpha_{Su}Su_t+\alpha_{Tu}Tu_t+\alpha_{We}We_t+\alpha_{Th}Th_t+\beta.Inst+\sum_{j=1}^{p}\alpha_j R_{t-j}+\lambda h_t^2+e_t$$

رابطهٔ ۸)

$$\log h_t^2=\kappa+\beta_{Sa}Sa_t+\beta_{Su}Su_t+\beta_{Tu}Tu_t+\beta_{We}We_t+\beta_{Th}Th_t+\delta\log h_{t-1}^2+\gamma\left|\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}\right|+\chi\frac{e_{t-1}}{h_{t-1}}$$

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی: برای مشخص کردن تفاوت‌های روزهای هفته، در مرحلهٔ اول شاخص‌های مرکزیت و پراکندگی برای روزهای مختلف محاسبه شد. میانگین متغیرهای بازدهی، حداکثر وحداقل بازدهی و همچنین نوسان‌پذیری در روزهای مختلف محاسبه شده است. طبق جدول ۱، تفاوت‌های قابل ملاحظه‌ای در روزهای هفته مشهود است.

جدول ۱. آمار توصیفی

روزهای هفته	تعداد	میانگین	حداکثر	حداقل	انحراف معیار
شنبه	۲۷۴	-٪۰/۰۲	٪۴/۱۱	-٪۵/۶۶	٪۰/۹۸
یکشنبه	۲۸۳	-٪۰/۰۴	٪۹/۹۹	-٪۸/۰۱	٪۱/۳۲
دوشنبه	۲۷۸	٪۰/۱۲	٪۱۲/۹۸	-٪۷/۰۰	٪۱/۴۸
سه‌شنبه	۲۷۶	٪۰/۱۷	٪۱۷/۵۶	-٪۷/۲۹	٪۱/۷۲
چهارشنبه	۲۷۶	٪۰/۱۹	٪۱۶/۰۰	-٪۱۰/۲۲	٪۱/۸۰
پنج‌شنبه	۲۶۸	٪۰/۰۲	٪۶/۴۵	-٪۶/۹۹	٪۱/۱۶
کل روزها	۱۶۵۵	٪۰/۰۷	٪۱۷/۵۶	-٪۱۰/۲۲	٪۱/۴۴

مدل OLS و مدل اول: ابتدا با تخمین مدل OLS عدم کارایی آن بیان شده است. در جدول ۲ و ۳ نتایج مربوط به این دو مدل را می توان به صورت خلاصه مشاهده و مقایسه نمود. همانطور که گفته شد اضافه کردن وقفه‌های زمانی به مدل OLS موجب برطرف شدن مشکل خود همبستگی جملات خطا شده است و به طور کامل می توان مشاهده کرد که در مدل اول، آمارهٔ دوربین– واتسون به مقدار بهینهٔ ۲ نزدیک شده است.

با بررسی نتایج می توان گفت ضرایب همهٔ روزها به جز چهارشنبه در جدول ۱، منفی است و در سطح اطمینان ۹۰ درصد تنها ضریب روز شنبه معنی‌دار است و همچنین رابطهٔ آن با Rt منفی است.

جدول۲. تخمین مدل OLS

مدل OLS				
متغیر	**ضریب**	**St. Err**	**t-Stat.**	**Prob.**
ضریب ثابت	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۱/۳۶۱	۰/۱۷۴
شنبه	-۰.۰۰۲	۰/۰۰۱	-۲/۱۱۵	۰/۰۶۵
یکشنبه	-۰.۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۲۸۸	۰/۱۹۸
سه‌شنبه	۰.۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۴۰۲	۰/۶۸۸
چهارشنبه	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۵۹۴	۰/۵۵۳
پنج‌شنبه	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۷۶۰	۰/۴۴۷
Durbin-Watson stat				۱/۱۹۹

جدول ۳. تخمین مدل اول

مدل اول				
متغیر	**ضریب**	**St .Err**	**t-Stat.**	**Prob.**
ضریب ثابت	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۳۹۲	۰/۱۶۴
شنبه	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۹۱۰	۰/۰۶۳
یکشنبه	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۱/۳۵۲	۰/۱۷۷
سه شنبه	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	۰/۳۴۱	۰/۷۳۳
چهارشنبه	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	۰/۵۳۳	۰/۵۹۴
پنج‌شنبه	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۴۹۰	۰/۶۲۴
R_{t-1}	۰/۰۵۱	۰/۰۲۴	۲/۱۱۲	۰/۰۳۵
R_{t-2}	-۰/۱۷۱	۰/۰۲۴	-۷/۰۵۶	۰/۰۰۰
Durbin-Watson stat				۱/۹۹۳

مدل دوم و سوم: جدول‌های ۴ و ۵ نتایج مدل‌های دوم و سوم را نشان می‌دهند. هر چند بیشترضرایب این مدل‌ها معنی‌دار و کوچک هستند، این نتیجهٔ طبیعی است زیرا بازدهی دلار در بازار کشور بسیار کوچک است. در مدل دوم بالاترین ضریب را روز شنبه دارد و کمترین ضریب متعلق به سه‌شنبه است. همچنین هر دو ضریب در سطح خطای پنج درصد از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. تنها ضریب روز چهارشنبه در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار نیست. بنابراین نتایج مدل دوم نشان دهندهٔ این است که اثر روزهای هفته در بازار ارز ایران وجود دارد. از سوی دیگر، ضریب صرف ریسک از لحاظ آماری معنی‌دار نیست و این امر بیانگر آن است که فعالان این بازار صرف ریسکی بیشتری برای نگه‌داری دارایی‌های با ریسک بیشتر درخواست نمی‌کنند. که این نتیجه برخلاف انتظار و مفروضات سرمایه‌گذاری عقلائی است.

اما در مدل سوم بیشترین ضریب در میان روزها متعلق به پنج شنبه و کمترین مقدار متعلق به شنبه است. بنابراین بالاترین بازدهی در آخر هفته مشاهده شده است. در حالی که مشابه مدل قبل سه شنبه با کمترین بازدهی همراه است. هر دو ضریب از لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار هستند. پس این مدل نیز بیانگر وجود اثرات روزهای هفته است. اما بر خلاف مدل قبل صرف ریسک در سطح ۹۰ درصد معنی دار است و علامت آن مثبت است که نشان‌دهنده این امر است که فعالان این بازار ریسک‌گریز هستند. نتیجهٔ حاصل شده در این خصوص بیشتر بامنطق سرمایه‌گذاری مطابقت دارد که خود نشان دهندهٔ برتری مدل سوم نسبت به مدل دوم است. افزون بر اینکه در هر دو مدل یاد شده متغیر دامی مربوط به تفکیک دوره‌های اتخاذ سیاست

تثبیت نرخ ارز و دوره هایی که بازار بی‌ثبات بوده است به لحاظ آماری در سطح ۹۵ درصد معنی‌دار است.

جدول ۴. تخمین مدل دوم (بازدهی)

مدل دوم				
متغیر	**ضریب**	**St. Err**	**t-Stat.**	**Prob.**
صرف ریسک	۰/۰۰۰	۰/۴۶۹	۰/۰۰۰	۱/۰۰۰
ضریب ثابت	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۴/۱۵۵	۰/۰۰۰
شنبه	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	-۲/۷۰۸	۰/۰۰۷
یکشنبه	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	-۴/۸۳۸	۰/۰۰۰
سه شنبه	-۰/۰۰۴	۰/۰۰۰	-۸/۰۵۸	۰/۰۰۰
چهارشنبه	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱	-۰/۸۰۹	۰/۴۱۹
پنج‌شنبه	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۴/۱۳۹	۰/۰۰۰
بی‌ثباتی	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۲/۲۲۸	۰/۰۲۶

جدول ۵. تخمین مدل سوم (بازدهی)

مدل سوم				
متغیر	**ضریب**	**St. Err**	**t-Stat.**	**Prob.**
صرف ریسک	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۲/۰۰۶	۰/۰۹۸
ضریب ثابت	۰/۰۰۱	۰/۰۰۰	۳/۲۷۵	۰/۰۰۱
شنبه	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۴/۴۴۹	۰/۰۰۰
یکشنبه	-۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	-۲/۳۹۵	۰/۰۱۷
سه شنبه	-۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	-۵/۶۳۳	۰/۰۰۰
چهارشنبه	-۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	-۰/۷۰۸	۰/۴۷۹
پنج‌شنبه	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۴/۹۲۴	۰/۰۰۰
بی‌ثباتی	۰/۰۰۲	۰/۰۰۰	۶/۰۰۵	۰/۰۰۰

حال به بررسی تخمین معادلهٔ واریانس شرطی پرداخته می‌شود. همانطور که در جدول‌های ۶ و ۷ مشاهده می‌شود ضریب اثر اهرمی (γ) در هر دو مدل برآورد شده، مثبت و از لحاظ آماری معنی دار است. بنابراین یک تکانهٔ مثبت نوسانات را افزایش می دهد در حالی که تکانه‌های منفی سبب کاهش نوسانات خواهند شد. همچنین در مدل سوم، بیشترین واریانس را روز یکشنبه دارد و کمترین واریانس متعلق به روز پنج شنبه است. افزون بر اینکه همهٔ ضرایب به دست آمده از لحاظ آماری معنی‌دار هستند.

جدول ۶. تخمین مدل واریانس شرطی برای مدل دوم به همراه آزمون های صورت گرفته

مدل دوم				
متغیر	ضریب	St. Err	t-Stat.	Prob.
κ	-۰/۱۷۴	۰/۰۱۲	-۱۵/۰۴۵	۰/۰۰۰
γ	۰/۲۰۹	۰/۰۱۵	۱۳/۹۴۴	۰/۰۰۰
χ	۰/۰۹۳	۰/۰۱۰	۹/۷۵۵	۰/۰۰۰
δ	۰/۹۷۴	۰/۰۰۴	۲۴۳/۵۱۲	۰/۰۰۰
Ljung-Box auto-correlation test				
وقفه	AC	PAC	LB-Stat	Prob.
AR(۵)	۰/۰۰۶	۰/۰۰۶	۰/۲۹۶۷	۰/۹۹۸
AR(۱۰)	۰/۰۱۸	۰/۰۱۸	۰/۹۲۹	۱/۰۰۰
AR(۲۰)	-۰/۰۰۴	-۰/۰۰۴	۱/۲۶۹	۱/۰۰۰
AR(۳۰)	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۵	۱/۷۱۱	۱/۰۰۰
AR(۶۰)	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۴/۰۳۱	۱/۰۰۰
ARCH-LM test				
وقفه		ضریب	t-Stat.	Prob.
ARCH-LM (۵)		۰/۰۰۸	۰/۲۹۶	۰/۷۶۷
ARCH-LM(۱۰)		۰/۰۱۲	۰/۵۳۰	۰/۵۹۶
ARCH-LM(۲۰)		-۰/۰۰۲	-۰/۱۰۴	۰/۹۱۸
ARCH-LM(۳۰)		-۰/۰۱۱	-۰/۴۵۳	۰/۶۵۱
ARCH-LM(۶۰)		۰/۰۰۰	۰/۰۰۲	۰/۹۹۸

به منظور ارزیابی توانایی این دو مدل، ما از آماره‌هایی استفاده کرده‌ایم. ابتدا، آزمون خود همبستگی لیانگ- باکس برای وقفه های ۵، ۱۰، ۲۰، ۳۰، ۶۰ و با استفاده از پسماندهای استاندارد انجام گرفته است. هیچکدام از p-value ها نشانه‌ای از خود همبستگی در خود ندارند، که این مسئله اعتبار مدل ما را تایید می‌کند. بعد از آن، نوبت به آزمون ARCH-LM با وقفه‌های ۵، ۱۰، ۲۰، ۳۰، ۶۰ می رسد. مجددا از رگرسیون مربع پسماند استاندارد استفاده شده است. همانطور که نتایج در جدول ۷ درج شده است همهٔ این جملات خطا معنی‌دار هستند. p-value مربوط به این آزمون در پنج سطر آخر قابل مشاهده هستند. بنابراین فرضیه صفر را نمی توان برای این وقفه ها در سطح خطای پنج درصد رد نمود و در نتیجه از لحاظ آماری معنی‌دار هستند. پس به طور خلاصه می‌توان گفت، هر دو آزمون اعتبار مدل را مورد تایید قرار می‌دهند.

جدول ۷. تخمین مدل واریانس شرطی برای مدل سوم به همراه آزمون های صورت گرفته

مدل سوم				
متغیر	ضریب	St. Err	t-Stat.	Prob.
κ	-۳/۷۱۳	۰/۱۴۲	-۲۶/۲۲۴	۰/۰۰۰
γ	۰/۸۶۴	۰/۰۳۹	۲۲/۴۲۷	۰/۰۰۰
χ	۰/۰۲۳	۰/۰۱۳	۱/۹۸۸	۰/۰۲۳
δ	۰/۷۰۸	۰/۰۱۵	۴۸/۵۹۷	۰/۰۰۰
شنبه	۰/۵۶۲	۰/۰۹۱	۶/۱۴۶	۰/۰۰۰
یکشنبه	۱/۲۳۵	۰/۱۰۳	۱۱/۹۲۹	۰/۰۰۰
سه شنبه	۰/۷۴۲	۰/۰۸۶	۸/۶۲۳	۰/۰۰۰
چهارشنبه	۰/۹۳۰	۰/۰۸۴	۱۱/۰۲۸	۰/۰۰۰
پنج‌شنبه	-۰/۳۸۶	۰/۰۷۱	-۵/۴۴۹	۰/۰۰۰
Ljung-Box auto-correlation test				
وقفه	AC	PAC	LB-Stat	Prob.
AR(۵)	۰/۰۰۷	۰/۰۰۷	۰/۹۲۰	۰/۹۶۹
AR(۱۰)	۰/۰۲۳	۰/۰۲۴	۲/۰۰۸	۰/۹۹۶
AR(۲۰)	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	۲/۴۷۰	۱/۰۰۰
AR(۳۰)	-۰/۰۰۶	-۰/۰۰۶	۳/۹۴۱	۱/۰۰۰
AR(۶۰)	۰/۰۰۴	۰/۰۰۴	۶/۱۳۴	۱/۰۰۰
ARCH-LM test				
وقفه	ضریب		t-Stat.	Prob.
ARCH-LM (۵)	۰/۰۰۵		۰/۲۰۶	۰/۸۳۷
ARCH-LM(۱۰)	۰/۰۱۹		۰/۸۱۱	۰/۴۱۸
ARCH-LM(۲۰)	-۰/۰۰۴		-۰/۱۷۳	۰/۸۶۲
ARCH-LM(۳۰)	-۰/۰۱۴		-۰/۵۹۲	۰/۵۵۴
ARCH-LM(۶۰)	-۰/۰۰۳		-۰/۱۰۳	۰/۹۱۸

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

مطابق نظریهٔ بازار کارا سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به طور کامل عقلایی رفتار می‌کنند. بنابراین، وجود اثرات روزهای هفته به عنوان یکی از ناهنجاری‌های اصلی در یکی از بزرگترین بازارهای مالی کشور به عنوان تعارضی در مقابل نظریهٔ بازار کارا وجود دارد. به همین ترتیب، می‌توان گفت که عدم وجود اثرات روزهای هفته می‌تواند به عنوان شاهدی بر کارا بودن بازار تفسیر شود (یاموری و موردوکو، ۲۰۰۳). از اینرو در این پژوهش سعی شده است که اثر روزهای

هفته در بازار ارز کشور بررسی شود و همچنین با مدل‌های جدیدتر اثر صرف ریسک زمانی نیز در محاسبات دخیل شده است.

این پژوهش با استفاده از ۳ مدل ارائه شده مورد بررسی قرار گرفته است. اثرات روزهای هفته علاوه بر اینکه بر بازدهی ها ارزیابی شده است، در دو مدل آخر اثر آن بر نوسانات نیز دیده شده است. شواهد به دست آمده از این پژوهش به ترتیب برای مدل‌های ارائه شده بدین صورت است: ۱. با در نظر گرفتن ضریب ثابت، روز شنبه کمترین بازدهی را نسبت به روز دوشنبه دارد، ۲. نتایج مدل اول مشابه مدل قدیمی OLS است با این تفاوت که اثر خود همبستگی مرتبهٔ اول در آن با استفاده از وقفه‌های متغیر مستقل حذف شده است، ۳. در مدل دوم کمترین بازدهی در روز سه‌شنبه به وقوع پیوسته است، ۴. در مدل سوم بیشترین بازدهی متعلق به پنج شنبه است و کمترین بازدهی در میان روزهای هفته در روز شنبه رویت شده است، که این روز کمترین اثر را نیز در نوسانات شرطی داشته است.

نکتهٔ جالب توجه آن است که ضریب صرف ریسک برخلاف انتظار ما در مدل دوم معنی‌دار نیست اما مدل نهایی ارائه شده (مدل سوم) نشان‌دهندهٔ این است که فعالان این بازار ریسک‌گریز هستند یا به عبارتی به ازای پذیرفتن ریسک بیشتر بازدهی بیشتری طلب می‌نمایند. دلیل تفاوت نتایج در این مدل ها آن است که در مدل سوم اجازه داده شده است که نوسان روزهای هفته متفاوت باشد. پس می‌توان گفت نتایج ارائه شده توسط مدل سوم بیشتر از سایر مدل‌ها به انتظارات ما نزدیک است. بازدهی کمتر در روزهای اول هفته و بازدهی بالاتر در پایان هفته در پژوهش برومنت،کوزکان و شاهین (۲۰۰۷) نیز مورد تایید قرار گرفته است. در پژوهش ژانگ، چوه وهواهسو (۲۰۱۵) نیز مشاهده شده است که تعداد معاملات معامله‌گران غیر مطلع در روزهای ابتدایی و پایانی هفته بالاتر از میانگین است. همانطور که در پیشینهٔ پژوهش برشمرده شده است، اثر روزهای هفته در بیشتر پژوهش‌های پیشین اثبات شده است اما نتایج این پژوهش ها در کشورها و دوره‌های مختلف متفاوت گزارش شده است. تفاوت روزهای تعطیل هفته، تفاوت‌های فرهنگی و همچنین عادت‌های معاملاتی سرمایه‌گذاران می تواند منجر به این نتایج شده باشد.

بر مبنای یافته های این پژوهش، توصیهٔ عملی به خریداران و فعالان بازار ارز آن است که در صورت امکان خریدهای خود را در پایان هفته انجام ندهند. زیرا در روز آخر هفته به طور معمول افرادی که تقاضای فوری دارند سبب افزایش قیمت خواهند شد.

در پایان به دانش پژوهان پیشنهاد می‌شود دلایل وجود تفاوت در بازدهی در روزهای مختلف هفته و همچنین مدل‌های مربوط به ناهنجاری‌های تقویمی در سایر بازارهای مالی به‌ویژه بورس

اوراق بهادار ویا بازار معاملات سکه و طلا را مورد بررسی قرار دهند. به عنوان مثال یکی از اثرات رایج در این خصوص در بورس اوراق بهادار تهران اثر تغییر ماه[1] بر بازدهی در بازارهـای مختلـف است. یک باور وجود دارد که در پایان ماه به دلیل تسویهٔ خریدهای اعتباری به طور معمول بـازار با جوی منفی همراه است. این مهم نیازمند بررسی علمی برای تایید یا رد فرضیه است.

منابع

ابونوری، ا. س.، و ایزدی، ر. (۱۳۸۴). ارزیابی اثر روزهای هفته در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوهای آرچ و گارچ. مجله تحقیقات اقتصادی، ۴۱(۱)، ۱۹۰-۱۶۳.

بدری، ا.، و صادقی، م. (۱۳۸۵). بررسی اثر روزهای مختلف هفته بر بازدهی، نوسان‌پذیری و حجم معاملات در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامهٔ پیام مدیریت، ۵ (۱۷،۱۸)، ۵۵-۸۳.

پویانفر (تلنگی)، ا. (۱۳۸۳). تقابل نظریهٔ نوین مالی و مالی رفتاری. فصلنامهٔ تحقیقات مالی، ۶(۱)، ۲۵-۳.

راعی، ر.، و فلاح پور، س. (۱۳۸۳). مالیهٔ رفتاری، رویکردی متفاوت در حوزهٔ مالی. فصلنامهٔ تحقیقات مالی، ۶(۲)، ۱۰۶-۷۷.

یحیی‌زاده فر، م.، و ابونوری، ا.، و شبابی، ه. (۱۳۸۴). بررسی اثر روزهای هفته بر بازدهٔ سهام بورس اوراق بهادار تهران و مقایسهٔ آن با سایر بازارهای نو ظهور(تحلیل تجربی). دو فصلنامهٔ علوم اجتماعی وانسانی دانشگاه شیراز،۲۲(۲). ۱۹۵-۱۷۸.

References

Abonori, A., & Izadi, R.(2006). The Investigation of the Impact of Weekdays in TSE Market Using Arch and Garch Pattern. Journal of Economic Research, 41(1), 163-190. (In Persian).

Alt, R., Fortin, I., & Weinberger, S. (2011). The Monday Effect Revisit Alternative Testing Approach. Journal of Empirical Finance ,18(3), 447-460.

Aydogan, K., & Booth, G. (2003). Calendar Anomalies in the Turkish Exchange Markets. Applied Financial Economics, 13(5), 353-360.

Badri, A., & Sadeghi, M. (2006). The Effect of Different Days of the on the Return, Volatility and Turnover of Trades in TSE Market. Journal of Business Mnagement, 5(17,18), 55-83.(inPersian)

---

1. Turn of Month Effect

Berument, H., Coskun, N., & Sahin, A.(2007). Day of the Week Effect on Foreign Exchange Market Volatility: Evidence from Turkey. Research in International Business and Finance, 21(1), 87-97.

Corhay, A., Fatemi, A., & Tourani Rad, A. (1995). On the Presence of a Day-of-the-Week Effect in the Foreign Exchange Market. Managerial Finance, 21(8), 32-43.

Damodaran, A. (1989). The Week end Effect Information Releases:A Study of Earning Sand Dividend Announcement. Review of Financial Studies. 2(4), 607-623.

Daniel, K., Hirshlifer, D., & Subrahanyam, A. (1998). Investor Psychology and Security Market Under- and Overreactions. Journal of Finance,53(6), 1839-1885.

De Bondt, W., & Thaler, R. (1985). Does the Stock Market Overreact?. Journal of Finance. 40(3), 793-805.

Foster, D., & Vishwanathan, S. (1990). A Theory of Intraday Variations in Volume, Variance and Trading Costs in Security Markets. Review of Financial Studies. 3(4), 593-624.

Gibbons, M. R., & Hess, P.(1981). Days of the Week Effects and Asset Returns. Journal of Business. 54 (4), 579–596.

Gujarati, D. N.(2004). Basic Econometrics. (4thed.). New York: McGraw−Hill.

Hsieh, D. A. (1988). The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates. Journal of International Economic, 24(1,2), 129-145.

Jegadeesh, N., & Titman, S.(1993). Returns to Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency. Journal of Finance, 48(1), 65–91

Karolyi, A. G. (1995). A Multivariate GARCH Model of International Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada. Journal of Business and Economics, 13(1), 11-25.

Kiem, D. (1983). Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence. Journal of Financial Economics, 12(1), 13-32.

Kumar, S. (2016). Revisiting Calendar Anomalies: Three Decades of Multicurrency Evidence. Journal of Economics and Business, 86(4), 16-32.

Kumar, S. (2015). Turn-of-Month Effect in the Indian Currency Market. International Journal of Managerial Finance, 11(2), 232–243.

McFarland, J., Pettit, R., & Sung, S. (1982). Distribution of Foreign Exchange Price Changes: Trading Day Effects and Risk Measurement. Journal of Finance, 73(3), 693-715.

Mei-Chu, K., Yi-Chein, C., & Tung Liang ,L.(2007). Day-of-the-Week Effect in the Taiwan Foreign Exchange Market. Journal of Banking & Finance, 31(9), 2847–2865.

Narayana, P., Mishraa, S., & Narayanba,S.(2014). Spread Determinants and the Day-of-the-Week Effect. The Quarterly Review of Economics and Finance, 54(1) ,51– 60.

Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. Econometrica , 59(2), 347-370.

Pouyanfar (talangi), A. (2004).The Contrast of Modern Financial Theory and Behavioral Finance. Financial Research. 6(1), 3-25. (In Persian)

Raei, R., & Fallahpour, S. (2004). Behavioral Finance, A Different Approach in the Financial Sphere. Financial Research, 6(2), 77-106. (In Persian)

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(1), 89-104.

Roll, R. (1983). Orange Juice and Weather. American Economic Review, 74(5), 861-880.

Tilica, E., & Opreaa, D.(2014). Seasonality in the Romanian Stock Market: the-Day-of-the-Week Effect. Procedia Economics and Finance, 15, 704–710.

Wang, K., Li, Y., & Erickson, J. (1997). A New Look at the Monday Effect. Journal of Finance. 52(5), 2171–2186.

Yahyazade Far, M., Abonori, A., & Shbabi, H. (2004). The Effect of Day of the Week on Stock Returns in TSE Market and Its Comparison to

Other Emerging Markets (Empirical Analysis). Journal of Human and Social Sciences, 22(2), 179-195. (In Persian)

Yamori, N., & Kurihara, Y. (2004). The Day-of-the-Week Effect in Foreign Exchange Markets: Multi-Currency Evidence. International Business and Finance, 18(1), 51-57.

Yamori, N., & Mourdoukow, P. (2003). Does the Day-of the Week Effect in Foreign Currency Markets Disappear? Evidence from the Yen/Dollar Market. International Finance Revolution, 4, 447-463.

Zhang, T., Chueh, H., & Hua Hsu, Y. (2015). Day-of-the-Week Trading Patterns of Informed and Uninformed Traders in Taiwan's Foreign Exchange Market. Economic Modelling, 47, 271-279.

Zhang, J., Lai, Y., & Lin, J.(2017). The Day-of-the-Week Effects of Stock Markets in Different Countries. Finance Research Letters, 2, 47-62.