



رهیافت مدل سازی برای سریهای زمانی مالی براساس بازار خرد مقیاس با الگوی پرش: مطالعه موردی بازار اوراق بهادار ایران

سید فخرالدین فخرحسینی*

محمد خزائری^۱

چکیده

این پژوهش بدنبال پاسخ به این سوال است که آیا روش مدل سازی برای سریهای زمانی مالی بر اساس بازار خرد مقیاس با الگوی پرش در بازار اوراق بهادار ایران مناسب است یا خیر. لذا از جامعه آماری مورد نظر شامل تمامی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده که با روش نمونه‌گیری تصادفی در نهایت ۱۰۸ شرکت به عنوان نمونه انتخاب شد و طی دوره زمانی پنج ساله از 1389 تا 1393 استفاده شده است. مهمترین نتیجه این تحقیق آن است که روش مدل سازی به سری های زمانی مالی بر اساس مدل ساختار بازار کوچک با جهش مناسب برای استفاده در بورس اوراق بهادار می باشد.

طبقه‌بندی JEL: G10, G34

کلید واژه ها: بازار خرد مقیاس، الگوی پرش

* استادیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد ملارد، گروه حسابداری و میریت مالی، تهران، ایران پست الکترونیکی
f_fkm21@yahoo.com

^۱ کارشناس ارشد مدیریت مالی دانشگاه آزاد اسلامی واحد ملارد

۱. مقدمه

بکارگیری روش‌های سری‌های زمانی به منظور پیش‌بینی بازارهای مالی، بهبود تصمیم‌گیری‌ها و سرمایه‌گذاری‌ها به ضرورتی انکارناپذیر در دنیای امروز تبدیل شده است. پیش‌بینی سری‌های زمانی یکی از مهم‌ترین زمینه‌های پیش‌بینی است که در آن مشاهدات گذشته یک متغیر جمع-آوری و به منظوری دست آوردن روابط اساسی بین مشاهدات و تعیین یک مدل توصیفی، مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته و سپس مدل حاصله به منظور برون‌یابی سری‌های زمانی مورد استفاده قرار می‌گیرد. این روش مدل‌سازی مخصوصاً زمانی مفید است که در مورد فرایند اساسی تولید داده‌ها دانش کمی در دسترس باشد و یا هنگامی که هیچ مدل توضیحی رضایت‌بخشی که متغیر وابسته را به سایر متغیرهای توضیحی مرتبط سازد وجود نداشته باشد. (خاشعی، ۱۳۸۴).

بازار سرمایه در اقتصاد کشورها نقش مهمی ایفا می‌کند و توجه به این بازار و مبانی تصمیم‌گیری در آن ضروری می‌باشد. از آنجایی که هدف سرمایه‌گذاران کسب حداکثر ثروت می‌باشد، اگر شرکت‌ها در ایجاد ارزش موفق باشند، نه تنها سرمایه‌گذاران بلکه کل جامعه از ایجاد ارزش بهره‌مند خواهد شد. با توجه به اهمیت نقش بازار سرمایه، ارزیابی سودآوری در فرایند تصمیم‌گیری از اهمیت به‌سزایی برخوردار است؛ بنابراین کاربرد معیارهای مالی و مبتنی بر بازار به منظور ارزیابی سودآوری ضروری است. برای ارزیابی سودآوری و نقدینگی شرکت‌ها روش‌های مختلفی ارائه شده است. یکی از آن‌ها، نسبت‌های مالی است که از اوایل قرن بیستم مورد استفاده قرار گرفته است. در این میان، شاخص‌هایی که به ارزیابی وضعیت نقدینگی شرکت‌ها می‌پردازد، از دیرباز مورد توجه خاص تحلیل‌گران بوده است. این امر موجب شد تا تحلیل‌گران مالی همچون ملیک و بریتا (۱۹۷۴) ریچارد و لافلین (۱۹۸۰) و شالمن و کاکس (۱۹۸۵) با تجزیه و تحلیل معایب شاخص‌های سنتی (نسبت‌های جاری و آنی) بتوانند شاخص‌های نوینی را ارائه کنند. (خوش‌تینت و نمازی، ۲۰۰۴). شاخص‌های مزبور، ایرادهای شاخص‌های سنتی نقدینگی شامل در نظر نگرفتن درجه نقدینگی دارایی‌های جاری و زمان باز پرداخت بدهی‌های جاری و لحاظ نکردن ترکیب موجودی کالا را مورد توجه قرار می‌دهد. همچنین با توجه به اینکه مدیران می‌توانند تعهدات جاری را به وسیله شناسایی افزایش درآمد (فروش نسبی) یا به تأخیر انداختن شناسایی هزینه (ذخیره کاهش برای مطالبات) دستکاری کنند، جریان‌های نقدی نسبت به سود

¹ . Khoshtinat & Namazi

معیار بهتری برای ارزیابی عملکرد است (شایان هو، ۲۰۰۴). در این پژوهش رهیافت مدل سازی برای سریهای زمانی مالی براساس بازار خرد مقیاس با الگوی پرش: مطالعه موردی بازار اوراق بهادار ایران مورد بررسی قرار می گیرد. باتوجه به مطالبهای فوق باید به این سوال پاسخ داد: روش مدل سازی برای سری های زمانی مالی بر اساس بازار خرد مقیاس با الگوی پرش در بازار اوراق بهادار ایران رابطه وجود دارد؟

این مقاله در پنج قسمت تدوین شده است. بعد از مقدمه اشاره مختصری به ادبیات موضوع می شود. در بخش سوم به معرفی الگو تحقیق پرداخته و در بخش چهارم به تجزیه و تحلیل الگو می پردازیم و در انتها نتیجه گیری آورده شده است.

۲. پیشینه تحقیق

مارسلینو و همکاران^۱ (۲۰۰۶) پیش بینی تجربی تکراری از مدل های خود رگرسیون تک متغیره و دو متغیره را با داده های سریهای زمانی اقتصادی کشور ایالات متحده در ۱۷۰ ماه بین سالهای ۱۹۵۹ تا ۲۰۰۲ بررسی کرده اند. ایده پایداری در پیش بینی، همانند روش های مدل سازی پایدار در بسیاری از مدل های سری های زمانی قابل کاربرد می باشد. داده های پرت در پیش بینی سری های زمانی نیز میتوانند اثرات نامطلوبی را بر مدل سازی و نهایتاً پیش بینی مشاهدات بر جای گذارند و موجب پیش بینی های غیر قابل اعتمادی می شوند.

کروکس^۲ (۲۰۱۱) روش پایداری برای پیش بینی پایدار سریهای زمانی غیرایستا ارائه کرده اند. مدل استفاده شده در این رویکرد مدل رگرسیونی غیر پارامتریک بوده و با روش برآورد MM به صورت پایدار برآورد شده است. روش ارائه شده با داده های پرت خوب عمل می کند. نتایج پژوهش نوبانی و الهاجر^۳ (۲۰۰۹) نقل از نصیرزاده، رستمی (۱۳۹۱) نشان داد که مدیران با کاهش دوره تبدیل وجه نقد و دوره وصول حساب های دریافتی می توانند سودآوری (بازده فروش) و گردش وجه نقد شرکت خود را افزایش دهند. همچنین، کاهش دوره تبدیل موجودی و طولانی کردن دوره سررسید حسابهای پرداختی موجب کاهش سوددهی و گردش نقدی شرکت میشود.

1 . Shian-Hau

2 . Marcellino

3 . Croux

4 . Nobanee & AlHajjar

شارما و کومار^۱ (۲۰۱۱) نقل از نصیر زاده ، رستمی (۱۳۹۱) با بررسی ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و سودآوری به این نتیجه رسیدند که ارتباط معناداری بین دوره تبدیل وجه نقد و سودآوری (بازده داراییها) وجود ندارد.

مهدوی و براتیمهر^۲ (۲۰۱۰) نصیر زاده ، رستمی (۱۳۹۱) به بررسی کاربرد نسبتهای جریان وج و نقد در ارزیابی عملکرد مالی شرکتهای پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج پژوهش آنها نشان داد که نسبتهای تعهدی و نسبتهای حاصل از صورت جریان وجوه نقد هر کدام دارای محتوای اطلاعاتی خاصی هستند و نمیتوان این دو را جایگزین یکدیگر کرد. همچنین، ارائه آنها در کناریکدیگر میتواند به شناخت بهتر نقاط قوت و نارسایی های یک واحد تجاری کمک کند. درضمن، شاخصهای نقدی به خوبی میتواند تصویر مناسبی از سودآوری، بازده و توان پرداخت بدهی شرکتهای ارائه دهد، ولی شاخصهای مزبور در نشان دادن تصویر مناسب از نقدینگی ناتوان است.

هاوی وهمکاران^۳ (۲۰۱۵) "روش مدل سازی به سری های زمانی مالی بر اساس مدل ساختار بازار کوچک با جهش" بر اساس مدل ساختار بازار کوچک زمان گسسته ، الگوریتم تشخیص پرش بازگشتی آنلاین پیشنهاد شده است، که با توجه به ویژگی مارکوف سری زمانی مالی و قضیه بیز توسعه یافته است. شبیه سازی و مطالعات موردی نشان می دهد امکان سنجی و اثربخشی مدل و روش برآورد ارائه شده در این مقاله است.

۳. مدل تحقیق و روش تجزیه و تحلیل

۳-۱. تصریح مدل

حال به معرفی مدل این مقاله می پردازیم که برگرفته از مطالعه هاوی وهمکاران (۲۰۱۵) است. در این مطالعه روش مدل سازی به سری های زمانی مالی بر اساس مدل ساختار بازار کوچک با جهش برای بازار سهام ایران صورت می پذیرد.

1 . Sharma & Kumar

2 . Mahdavi & Barati Mehr

3 . Hui and etl.

$$\begin{cases} dP_t = \phi_t e^{\sigma_t} dt + \gamma_3 e^{\sigma_t/2} dw_{1,t} \\ d\phi_t = (\alpha_1 + \beta_1 \phi_t) dt + \gamma_1 dw_{2,t} \\ d\sigma_t = (\alpha_2 + \beta_2 \sigma_t) dt + \gamma_2 dw_{3,t} \end{cases} \quad \text{مدل (۱)}$$

$P_t =$ ورود (log) قیمت دارایی

$\phi_t =$ مازاد تقاضا

$$\phi_t = \phi_t^+ - \phi_t^-$$

e^{σ_t} = (معکوس) تقدینگی بازار

$w_{1,t}, w_{2,t}$ and $w_{3,t}$ = فرآیندهای حرکت براونی مستقل

$\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2$ and $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ = پارامترهای ثابت

ϕ_t^+ = تقاضای آنی

ϕ_t^- = عرضه لحظه به لحظه از زمانی برای دارایی

$$\begin{cases} dP_t = \phi_t e^{\sigma_t} dt + \gamma_3 e^{\sigma_t/2} dw_{1,t} + \mu_t dN_t \\ d\phi_t = (\alpha_1 + \beta_1 \phi_t) dt + \gamma_1 dw_{2,t} \\ d\sigma_t = (\alpha_2 + \beta_2 \sigma_t) dt + \gamma_2 dw_{3,t} \end{cases} \quad \text{مدل (۲)}$$

$\mu_t \sim N(0, \eta_t^2)$ = دامنه پرش تصادفی

N_t = عدم مستمر، یک بعدی

λ = فرایند استاندارد پواسون با نرخ پرش

$\alpha_1, \beta_1, \alpha_2, \beta_2$ and $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \lambda, \eta_\mu$ = در اینجا، یک فرض می شود که پارامترهای پرش

ریزش (توزیع)

$w_{1,t}, w_{2,t}, w_{3,t}$ = فرایندهای تصادفی

μ_t = روند دامنه پرش، که پرش پواسون در زمان، نیز به طور مستقل توزیع شده است.

۳-۲. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها: زنجیره مارکوف

روند مارکوف یک رویکرد زمان گسسته ی تصادفی میباشد. روند مارکوف حالت گسسته، زنجیره

مارکوف نامیده میشود. در مدل‌های حالت گسسته، معیار ارزیابی حالت مورد نظر در چند حالت

دسته بندی میشود که احتمال بودن در هر حالتی در آینده فقط به حالت فعلی وابسته بوده و ازحالتهای قبلی (روند رسیدن به حالت فعلی) مستقل میباشد.

در یک زنجیره‌ی مارکوفی n حالتی، توزیع درصدی هر حالت نسبت به کل شبکه را میتوان با یک مقدار احتمالاتی به نام بردارحالت، به شکل زیر نشان داد.

$$P(t) = [p_1^t, p_2^t, \dots, p_n^t] \quad \sum p_i^t$$

که در آن p_i^t نسبتی از کل شبکه است که در زمان t در حالت i قرار دارد. در زنجیره‌ی مارکوفی احتمال انتقال از یک حالت به حالت دیگر را احتمال انتقال مینامند. اگر احتمال انتقال از حالت i به حالت j را با p_{ij} نشان دهیم ماتریس احتمالات انتقال را برای حالت‌های وضعیت به شکل زیر خواهیم داشت: (عزیز گرمی و همکاران، ۱۳۹۱).

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1n} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{n1} & P_{n2} & \dots & P_{nn} \end{bmatrix}$$

زنجیره مارکوف

روند مارکوف یک رویکرد زمان گسسته ی تصادفی میباشد. روند مارکوف حالت گسسته، زنجیره مارکوف نامیده میشود. در مدل‌های حالت گسسته، معیار ارزیابی حالت مورد نظر در چند حالت دسته بندی میشود که احتمال بودن در هر حالتی در آینده فقط به حالت فعلی وابسته بوده و از حالت‌های قبلی (روند رسیدن به حالت فعلی) مستقل میباشد. روش مونت کارلو یک الگوریتم محاسباتی است که از نمونه گیری تصادفی برای محاسبه نتایج استفاده میکند. روش‌های مونت کارلو از علم فیزیک نشأت گرفته اند اما کاربرد این روش برای شبیه سازی سیستم های ریاضیاتی و اقتصادی نیز بسیار معمول و مطلوب میباشد. اغلب روش‌های مبتنی بر الگوی مونت کارلو از الگوریتم مشابهی استفاده میکنند، این الگو به شکل زیر میباشد:

۱. دامنه‌ای از ورودی ها تعریف میشود.
 ۲. ورودی‌های تصادفی تولید میشوند که مبتنی بر یک توزیع احتمال هستند.
 ۳. برخی محاسبات بر روی این ورودی ها اعمال میگردد.
 ۴. گامهای ۲ و ۳ بی نهایت بار تکرار (دفعات بسیار زیاد) یا تا رسیدن به همگرایی تکرار میشوند.
 ۵. همسوسازی نتایج مرحله قبل با یک محاسبه نهایی.
- نتیجه حاصل، تقریبی از یک کمیت واقعی ولی مجهول است که این همان چیزیاست.

در این مطالعات جهت محاسبه درایه های ماتریس احتمالات انتقال، از روش شبیه سازی مونت کارلو استفاده گردیده و مدلسازی و محاسبات مربوط به این روش تحت نرم افزار اکسل انجام یافته است. (عزیزی گرمی و همکاران، ۱۳۹۱).

۴. تحلیل الگوی تحقیق

روش آزمون این تحقیق به روش اقتصادسنجی مارکف^۱ و با بهره گیری از نرم افزار Eviews 7 انجام شده است.

۴-۱. آمار توصیفی

در جدول ۴-۱ کمیت های توصیفی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۴-۱. آماره های توصیفی متغیرهای پژوهش

نام متغیر	معیارهای تمرکز		معیار پراکنندگی		معیارهای توزیع	
	میانگین	میان	انحراف معیار	چولگی	برجستگی	میانگین
P	قیمت	۱/۵۲	۱/۵۲	۰/۰۰۷	۰/۰۳	۲/۰۰۷
Q	مازاد تقاضا	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۰۰۱	-۰/۱۱	۱/۸۳
LIQ	نقدینگی	۱۳۱/۳۹	۱۳۱/۵۳	۰/۴۳	-۰/۶۸	۲/۱۵

۴-۲. آزمون های مانایی و ایستایی

فرض صفر در آزمون دیکی فولر تعمیم یافته بر عدم مانایی متغیرهای مورد بررسی استوار است و فروض را چنین نوشت:

H0: متغیر مورد بررسی نامانا میباشد.

H1: متغیر مورد بررسی مانا میباشد.

برای رد فرض صفر کفایت سطح معنی داری از ۰/۰۵ کمتر باشد.

جدول ۴-۲: نتیجه آزمون مانایی دیکی فولر تعمیم یافته

متغیر	در سطح		با یک تفاضل گیری	
	آماره	معنی داری	نتیجه	نتیجه
P	-۲/۶۴	۰/۲۶	نامانا	مانا

¹ markov

Q	-۱/۷۹	۰/۶۹	نامانا	-۸/۲۳	۰/۰۰۰	مانا
LIQ	-۳/۳۳	۰/۰۷	نامانا	-۸/۰۰۲	۰/۰۰۰	مانا

با توجه به جدول ۴-۲ کلیه متغیرهای مورد بررسی با یکبار دیفرانسیل گیری مانا هستند.

۴-۳ آزمون همبستگی پیرسون

قبل از تخمین مدل نمودار همبستگی متغیرهای مدل میتواند بسیار مناسب باشد. همبستگی نمایانگر همخطی اجزای مدل میباشد، همبستگی پیرسون اگر بیش از ۰/۷ و معنی دار باشد آنگاه احتمال وجود همخطی در مدل وجود دارد. در جداول ذیل همبستگی متغیرهای مورد بررسی از روش همبستگی پیرسون آورده شده است.

جدول ۴-۳ همبستگی بین متغیرهای مدل

LIQ	P	Q	
		(----)۱/۰۰۰	Q
	(----) ۱/۰۰۰	(۰/۱۰) -۰/۲۰	P
(----) ۱/۰۰۰	(۰/۰۰۰) -۰/۶۱	(۰/۰۰۰) ۰/۴۸	LIQ

در جدول بالا میزان همبستگی در سطر اول و معنی داری همبستگی در سطر دوم نوشته شده است. در صورتی که معنی داری کمتر از ۰/۰۵ باشد همبستگی مورد نظر از نظر آماری معنی دار است.

۴-۴ بررسی مدل پژوهش

آزمون فرضیه‌های پژوهش از طریق تخمین مدل رگرسیونی انجام می‌شود. در ادامه مدل رگرسیونی مورد برازش قرار می‌گیرد و سپس فرضیه‌ها مورد بررسی قرار خواهند گرفت.

برای بررسی فرضیه‌ها مدل سازی های ذیل انجام میشود:

-مدل سازی قیمت سهام بر اساس روش مارکوف

-مدل سازی مازاد تقاضا در اساس مدل مارکوف

-مدل سازی نقدینگی بر اساس مدل مارکوف

باید توجه داشت که در معادلات و تخمین هایی که در ادامه آمده است، درجه خود رگرسیونی یا (AR) مربوط به هر متغیر با توجه به شرایط نمودار خود همبستگی نگار همان متغیر جایگذاری

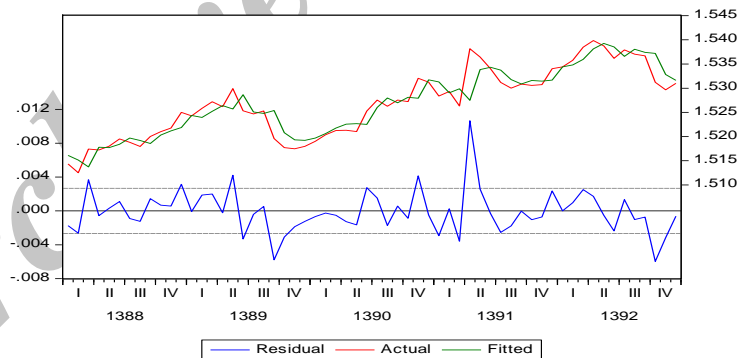
شده است. نتایج تخمین مدل به مارکف برای مدل سازی قیمت سهام در جدول ۴-۴ ارائه شده است.

جدول ۴-۴. نتایج برازش مدل رگرسیونی برای مدل سازی قیمت

رژیم اول			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۱/۵۱	۶۵۹/۱۴	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۸۵	۷/۵۲	۰/۰۰۰
رژیم دوم			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۱/۵۲	۴۴۵/۳۱	۰/۰۰۰
AR(1)	-۰/۳۴	۰/۲۶	۰/۷۸

در نمودار ۴-۱ نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی ارائه شده است.

نمودار ۴-۱. نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی اول



همانطور که در نمودار ۴-۱ ملاحظه می شود پسماند مدل رگرسیونی شکل مشخصی ندارد و این موضوع نیز مبین مناسب بودن مدل برازش یافته می باشد. در ادامه برای اطلاع از وضعیت نرمالیتی پسماندهای مدل برازش یافته از آزمون چارک- برا و نمودار هیستوگرام^۱ استفاده می شود.

^۱ Histogram

آماره جبارک برا آماره ای با توزیع خی دو و درجه آزادی دو میباشد اگر این آماره از ۵/۷ کوچکتر باشد، میتوان نتیجه گرفت که توزیع آماری مورد نظر با توجه به جدول خی دو، نرمال میباشد. جبارک برا از فرمول ذیل برای بررسی نرمال بودن استفاده میکند:

$$JB = n \left\{ \frac{(Skew)^2}{6} + \frac{(Kurt - 3)^2}{24} \right\} \quad (4-12)$$

که در آن :

SKEW: ضریب چولگی

KURT: ضریب کشیدگی

N: درجه آزادی

جدول ۴-۵. نتایج آزمون جبارک برا برای مدل

پسماند مدل	آماره آزمون	سطح معناداری	نتیجه
رگرسیون	۵۳/۲۰	۰/۰۰۰	نرمال نبودن توزیع پسماند مدل

همانطورکه در جدول ۴-۵ ملاحظه می شود سطح معناداری آزمون جبارک برا کمتر از $\alpha=0/05$ محاسبه شده لذا با اطمینان ۹۵٪ توزیع پسماندها نرمال نمیباشد. نتایج تخمین مدل به مارکف برای مدل سازی مازاد تقاضای سهام در جدول ۴-۶ ارائه شده است.

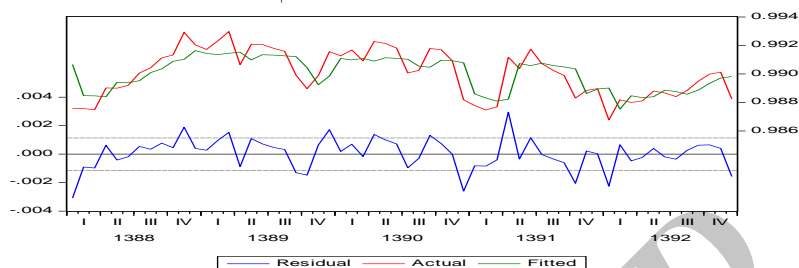
جدول ۴-۶. نتایج برازش مدل رگرسیونی برای مدل سازی مازاد تقاضا

رژیم اول			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۰/۹۹	۱۹۳۱/۵۱	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۹۲
رژیم دوم			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۰/۹۸	۱۶۴۱/۸۶	۰/۰۰۰
AR(1)	۰/۷۳	۳/۷۷	۰/۰۰۰

همانگونه که در جدول ۴-۶ ملاحظه میشود دو الگوی متفاوت برای بررسی مقدار مازاد تقاضا در بازار سهام ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

در نمودار ۲-۴ نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی دوم ارائه شده است.

نمودار ۲-۴. نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی دوم



همانطور که در نمودار ۲-۴ ملاحظه می‌شود پسماند مدل رگرسیونی شکل مشخصی ندارد و این موضوع نیز مبین مناسب بودن مدل برازش یافته می‌باشد. نتایج تخمین مدل به مارکف برای مدل سازی نقدینگی در بازار سهام در جدول ۴-۹ ارائه شده است.

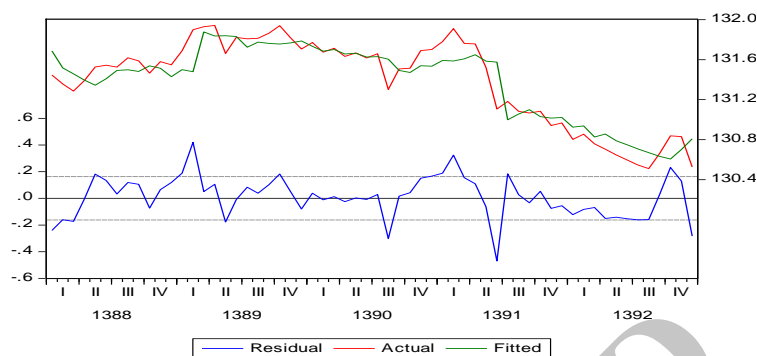
جدول ۴-۷. نتایج برازش مدل رگرسیونی برای مدل سازی نقدینگی در بازار سهام

رژیم اول			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۱۳۱/۵۱	۱۲۱۸/۶۲	۰/۰۰۰
AR(2)	۰/۶۵	۲/۴۴	۰/۰۱
رژیم دوم			
متغیر	ضریب	آماره Z	معنی داری
عرض از مبدا	۱۳۲/۰۴	۱۳۴۲/۳۸	۰/۰۰۰
AR(2)	۰/۳۵	۱/۷۱	۰/۰۰۸

همانگونه که در جدول ۴-۷ ملاحظه میشود دو الگوی متفاوت برای بررسی مقدار نقدینگی در بازار سهام ایران مورد بررسی قرار گرفته است.

در نمودار ۳-۴ نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی سوم ارائه شده است.

نمودار ۳-۴. نمودار خطی پسماند مدل رگرسیونی سوم



همانطور که در نمودار ۳-۴ ملاحظه می شود پسماند مدل رگرسیونی شکل مشخصی ندارد و این موضوع نیز مبین مناسب بودن مدل برازش یافته می باشد.

۵. نتیجه گیری

امروزه مالی رفتاری توانسته بسیاری از رفتارها را از حالت دور از انتظار خارج نماید. به بیانی دیگر شناخت این شاخه علمی جدید علوم مالی، می تواند رفتارها را تا حد قابل توجهی از حالت غیرارادی خارج نموده و باعث شود که افراد از بسیاری از اشتباهات رفتاری و تصمیمات غلط احتراز ورزند. نتایج پژوهش حاضر نیز نشان می دهد که مدل سازی زمانی بر اساس خرد مقیاس مناسب است یا خیر. بنابراین با شناخت این سوگیری و نتایج آن و نیز اصلاح و تعدیل اشتباهات حاصل از آن می توان جنبه های کنترلی مناسب بودن این روش را تقویت نمود. با توجه به اهمیت تعیین مناسب بودن این روش می توان پیشنهادات زیر را مطرح نمود:

۱- مسئولان می توانند با شناخت بیشتر این حوزه، هنگام قانون گذاری از این مدل ها برای تصمیم گیری و نیز سایر مباحث مطرح شده در مالی رفتاری را در نظر گرفته و برای رفع جنبه های منفی و تقویت جنبه های مثبت آن تدابیر قانونی اتخاذ نمایند.

۲- به سرمایه گذاران و اعتباردهندگان توصیه می شود که با توجه به مناسب بودن این روش در پیش بینی متغیرهای کلان اقتصادی را مورد بررسی قرار داده و

نتایج و تبعات این ویژگی رفتاری را در هنگام تصمیم‌گیری جهت سرمایه‌گذاری و تخصیص اعتبار در نظر بگیرند.

منابع

- رهبر صدیقه، سلیمانی اعظم (۱۳۹۲) "بررسی اثرات ریز ساختار بازار بر قیمت سهام در بورس اوراق بهادار تهران" فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه گذاری سال دوم، شماره پنجم.
- کشاورز حداد غلامرضا، بابایی آرش (۱۳۹۰) "مدلسازی تلاطم بازده نقدی در بورس سهام تهران با استفاده از داده های پانل و مدل GARCH" نشریه تحقیقات مالی، دوره ۱۳، شماره ۳۱
- ختایی، محمود و همکاران. (۱۳۷۸)، "گسترش بازارهای مالی و رشد اقتصادی"، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تهران: موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
- محرابیان، آزاده. (۱۳۸۳)، "حساسیت بازار سهام نسبت به نوسانات مالی و پولی"، پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۱۲، صص ۱۶۹-۱۸۹.

- ابونوری، اسماعیل و مشرفی، گلاره. (۱۳۸۵) " اثر شاخص اقتصاد کلان بر شاخص قیمت سهام صنعت پتروشیمی ایران با استفاده از مدل ARDL" فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، شماره ۲۱، ص ۲۰۹.
- آل عمران رویا ، آل عمران علی (۱۳۹۲)" اثرپذیری بازار سهام در نتیجه رشد نامنظم حجم نقدینگی" فصلنامه بورس و اوراق بهادار شماره ۲۲.
- زراء نژاد منصور ، انواری ابراهیم (۱۳۹۱)" تعیین سیاست های پولی و مالی بهینه اقتصاد ایران در فضای نا اطمینانی با استفاده از مدل اقتصاد کلان پایه خرد" دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال نوزدهم، شماره ۳.
- اکبری روشن مهدیه ، شاکری عباس (۱۳۹۳) "اثر مخارج دولت، نقدینگی و ساختار بازار بر توسعه مالی بازار سهام" فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۳ .
- آشنایی با برخی اصطلاحات بازار سرمایه (۱۳۹۴) سازمان بورس اوراق بهادار.
- فروغی ، داریوش . مظاهری، اسماعیل . (۱۳۸۸) توانایی سود و جریان های نقدی عملیاتی در توضیح ارزش ذاتی تحقق یافته سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه پژوهش های حسابداری مالی ، شماره اول و دوم.
- پیرویان افسانه ، زراء نژاد منصور (۱۳۸۴) " بررسی ارتباط ساختار بازار بر عملکرد صنعت بیمه در ایران" تازه های جهان بیمه.
- نصیر زاده فرزانه؛ رستمی امین (۱۳۹۱)" بررسی رابطه بین شاخص های نقدینگی نوین و مبتنی بر صورت جریان وجه نقد با سودآوری شرکت ها (معیارهای مالی و مبتنی بر بازار)" دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی (دانش و توسعه سابق) دوره جدید، سال نوزدهم، شماره ۳.
- موسوی شیرینی محمود ، وقفی حسام ، آهنگری مهناز (۱۳۹۲)" بررسی حافظه درازمدت شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران (مطالعه موردی: صنعت داروسازی)" فصلنامه حسابداری سلامت، سال دوم، شماره چهارم، شماره پیاپی (۶).
- نیکوئی علیرضا ، رفعتی محسن ، بخشوده محمد (۱۳۸۸)" بررسی ساختار بازار و نظام بازاریابی گل و گیاهان زینتی در ایران" مطالعه موردی؛ بازار گل رز شاخه بریده در اصفهان" نشریه اقتصاد و توسعه (علوم و صنایع کشاورزی) جلد ۲۳ ، شماره ۲.
- Box, G.E.P., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C., (1994). Time series analysis, forecasting and control, Prentice-Hall
 - G.N. Ljung, (1993). On outlier detection in time series. Journal of the Royal Statistical Society, Vol.55
 - Wu, B., (1995). Model-free forecasting for nonlinear time series (with application to exchange rates) Computational Statistics & Data Analysis, Vol.19, pp. 433-459.

- Fox, A.J., (1972). Outliers in time series, *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.34, pp.350-363.
- C. Chen and L.M. Liu, (1993). Joint estimation of the model parameters and outlier effects in time series, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.88, pp.284-297.
- R.S. Tsay, (1988). Outliers, level shifts and variance changes in time series, *Journal of Forecasting*, Vol.7, pp.1-20.
- Boente, G.L. and Fraiman, R. (1999), Discussion of Locantore et al., 1999, *Test*, 8, 28–35
- P.J. Rousseeuw and V.J. Yohai, (1984). Robust regression by means of Sestimators, *Robust and nonlinear time series analysis*, Lecture Note in Statistics, 26, 256-272, Springer, New York.
- Brockwell, P.J. and Davis, R.A. (1991), *Introduction to Time Series and Forecasting*, New York: Springer.
- Marcellino, M., Stock, J. H. and Watson, M.W., (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series *Journal of Econometrics*, Vol.135, pp.499–526.
- Croux, C., Iren, G. and Koen, M., (2011). Robust Forecasting of Non-Stationary Time Series, Center Discussion Paper Series No. 2010-105. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1690494>.
- Hui Peng, f, , Genshiro Kitagawab, Yoshiyasu Tamurac, Yanhui Xid, f, Yemei Qina, f, Xiaohong Chene (2015) "A modeling approach to financial time series based on market microstructure model with jumps" *Applied Soft Computing* 29 (2015) 40–51

Archive