

The Dynamic Model of Valuation for the Bank Stocks (Case Study of Banks of Mellat, Tejarat, Eghtesad-e-Novin, and Karafarin)

Ehsan Aghasi¹, Nader Mehregan^{2*}, Mehdi Asima³

- 1- Department of Finance, Faculty of Management and Finance, Khatam University, Tehran, Iran
aghasiehsan@gmail.com
2- Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, University of BoAliSina, Hamedan, Iran
mehregannader@buas.ac.ir
3- PhD Student, Department of Finance, Faculty of Management University of Tehran, Tehran, Iran
asima1366@yahoo.com

Abstract

The opacity in many banks' financial reports has brought some difficulties for the analysts and shareholders who are to grasp them. In this research, using ARDL model, we assess the dynamic model of valuation of the shares of the banks listed in Tehran Stock Exchange. For this purpose and subject to the availability of the data, the seasonal data of the four listed banks in Tehran Stock Exchange- which has been extracted by screening method in the years of 2009-2016- has been analyzed. The other contribution of this paper is to choose a competitor model as an auto-regressive ARIMA model in order to assess the accuracy of the ARDL model, and to investigate the effects of political risk of the country on the stock prices while the effects of the sanctions on the Iranian central bank entered the model in the form of a dummy variable. The results show that both of the models have a high capability of prediction of price-to-book (PB) ratio of stocks but the accuracy of the ARDL model is higher. On top of that, the sanction on the central bank has no significant effect on PB ratio in the long-run term. Finally, depending on the long-term effects of fundamental variables, the "valuation" variable of bank stocks was defined so that its positivity (negativity) signifies overpriced (underpriced) stock.

Keywords: The Dynamic Model of Stock Valuation, ARDL Model, ARIMA Model, DDM Valuation Model

مدل پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها؛ مورد مطالعه: بانک‌های ملت، تجارت، اقتصاد نوین و کارآفرین

احسان آقاسی^۱، نادر مهرگان^{۲*}، مهدی آسیما^۳

- ۱- کارشناس ارشد، گروه مالی، دانشکده مدیریت و مالی، دانشگاه خاتم، تهران، ایران
aghasiehsan@gmail.com
۲- استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران
mehregannader@buas.ac.ir
۳- دانشجوی دکتری مالی، بانکداری، گروه مدیریت مالی و بیمه، دانشکده مدیریت، دانشگاه تهران، تهران، ایران
asima1366@yahoo.com

چکیده

وجود ابهام در شفافیت گزارش‌های مالی بانک‌ها، ارزشیابی آنها را برای تحلیلگران و سهامداران با مشکلات زیادی روبه‌رو کرده است. در این پژوهش الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از الگوی ARDL ارزیابی شده است. بدین منظور، داده‌های فصلی ۴ بانک پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران تجزیه و تحلیل شدند؛ داده‌هایی که با توجه به دردسترس بودنشان به شیوه غربالگری طی سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۹۵ انتخاب شدند. نوآوری دیگر، انتخاب الگویی رقیب به صورت الگوی خودرگرسیونی ARIMA برای ارزیابی میزان دقت الگوی ARDL و بررسی اثر ریسک سیاسی کشور بر قیمت سهام بانک‌هاست که اثر تحریم بانک مرکزی ایران در قالب متغیر مجازی وارد الگو شد. نتایج نشان داد هر دو الگو قابلیت بالایی در پیش‌بینی نسبت قیمت به ارزش دفتری بانک دارند؛ ولی میزان دقت الگوی ARDL بالاتر است. به علاوه، تحریم بانک مرکزی در بلندمدت اثر معناداری بر نسبت PB نداشته است. در نهایت براساس اثرات بلندمدت متغیرهای بنیادین، متغیر ارزشیابی سهام بانک تعریف شد که مثبت و منفی بودن آن نشان‌دهنده گران یا ارزان بودن قیمت سهم است.

واژه‌های کلیدی: الگوی پویای ارزشیابی سهام، الگوی ARDL، الگوی ARIMA، الگوی ارزشیابی DDM

* نویسنده مسؤول

مقدمه

با توجه به اینکه صنعت بانکداری ایران بخش چشمگیری از حجم سرمایه بورس را به خود اختصاص داده است، ارزشیابی صحیح سهام این صنعت اهمیت ویژه‌ای دارد و از آنجا که ارزشیابی بانک از نظر تحلیلگران برون‌سازمانی با مشکلاتی از جمله ابهام در شفافیت گزارش‌های مالی همراه است، این اهمیت دوچندان می‌شود. الگوهای ارزشیابی، ارزش شرکت یا حقوق صاحبان سهام یا نسبت‌های مالی مانند PB را محاسبه می‌کند.

این محاسبات یا براساس فرمولی مشخص است یا با استفاده از یک معادله تخمین اقتصادسنجی صورت می‌گیرد (برتساتوس و ساکلاریس^۱، ۲۰۱۶). در بانک‌ها تصمیمات عملیاتی و مالی یکپارچه است (بدهی، مواد خام مؤسسات مالی است) و حداقل سرمایه قانونی اجباری وجود دارد. از طرفی، فعالیت‌های مالی، عملیاتی و سرمایه‌گذاری یکپارچه و هم‌ارز است و مقدار اهرم در مؤسسات مالی به‌طور ساختاری بالاست؛ بنابراین، ارزشیابی سهام بانک‌ها با شرکت‌های تولیدی تفاوت دارد. در نتیجه استفاده از الگوهای ارزشیابی سهام بانک‌ها مبتنی بر رویکردهای جدید، ضروری به نظر می‌رسد. عمده پژوهش‌هایی که تاکنون در زمینه ارزشیابی سهام شرکت‌ها انجام شده است یا تنها تأثیر ارقام صورت‌های مالی بر قیمت سهام شرکت‌ها را بررسی کرده است یا میزان کارایی الگوهای ارزشیابی سهام را از طریق مقایسه ارزش به‌دست آمده از آن الگو با قیمت جاری سهم سنجیده است؛ برای مثال درباره تأثیر ارقام صورت‌های مالی و متغیرهای استفاده‌شده در ارزشیابی سهام شرکت‌ها می‌توان به پژوهش ترقی‌جاه و نیکومرام (۲۰۱۵) اشاره کرد که معنادار بودن یا نبودن

تأثیر به‌کارگیری روش‌های مختلف ارزشیابی در به‌دست آوردن ارزش ذاتی سهام بانک‌های خصوصی پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند و دریافتند که الگوی تنزیل جریان نقد عملیاتی بیشترین ضریب همبستگی را با قیمت واقعی سهام نشان می‌دهد. قالیساف‌اصل و بابالویان (۲۰۱۴) برای ارزش‌گذاری بانک‌ها علاوه بر بررسی الگوهای سنتی ارزش‌گذاری مانند تنزیل سودهای نقدی، تنزیل جریان‌ات نقدی آزاد سهام، تنزیل سودهای اقتصادی و ارزش‌گذاری نسبی، الگوی ارزش‌گذاری بنیادی - که مختص بانک‌هاست - را معرفی کردند. همچنین در این پژوهش، مباحث خاصی از جمله ریسک مقرراتی، یارانه‌ها و محدودیت‌ها که بر ارزش بانک‌ها تأثیر می‌گذارند، بررسی شده‌اند. پژوهش‌هایی که تاکنون درباره استفاده از روش ARDL برای بررسی اثر متغیرهای مالی و اقتصادی بر بازار سرمایه انجام شده است، تنها اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص کل را بررسی کرده است و هیچ‌یک بر مبنای یک الگوی ارزشیابی، اثر متغیرهای بنیادین را بر قیمت سهام بررسی نکرده است (قلی‌زاده و وحیدپور، ۲۰۰۸)؛ بنابراین، به نظر می‌رسد استفاده از الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌های ایرانی که منطبق با یک الگوی بنیادین ارزشیابی است، کارگشا باشد. در این زمینه برتساتوس و ساکلاریس (۲۰۱۶) با توسعه الگوی ارزشیابی گوردن^۲ و استفاده از الگوی PMG^۳ رابطه تعادلی بین نسبت قیمت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (PB) و متغیرهای بنیادی (هزینه حقوق صاحبان سهام، نرخ رشد موردانتظار در آمد خالص و نرخ سود تقسیمی تعدیل‌شده) را برای ۲۵ هل‌دینگ بزرگ بانک آمریکایی در بازه زمانی ۲۰۰۳ تا ۲۰۱۴ برقرار کردند.

2. Gordon

3. Pooled Mean Group

1. Bertatos & Sakellaris

۲۰۱۶)؛ بنابراین، با انتشار اطلاعات و صورت‌های مالی شرکت‌ها و به‌ویژه بانک‌ها که از نظر ماهیت، تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی‌شان نسبت به دیگر شرکت‌های بورسی دشوارتر است، فرایند تحلیل صحیح صورت‌های مالی و به‌دست آوردن ارزش واقعی صحیح زمانبر خواهد بود؛ پس ممکن است در کوتاه‌مدت نسبت به صورت‌های مالی منتشر شده واکنش‌های افراطی صورت گیرد و تحلیل صحیح صورت‌های مالی و رسیدن قیمت به ارزش ذاتی طولانی شود. سؤالی که مطرح می‌شود این است که میزان دقت الگویی که بر مبنای الگوی ارزشیابی DDM است و از روش ARDL استفاده می‌کند (که در آن اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای توضیحی بر ارزش بازاری سهام سنجیده می‌شود)، به چه میزان است. علاوه بر آن برای برآورد میزان تأثیر الگوی پویای ARDL که از متغیرهای بنیادین در پیش‌بینی نسبت قیمت به ارزش دفتری هر بانک استفاده کرده است، این متغیر توسط الگوی پویای خودرگرسیون^۲ ARIMA نیز پیش‌بینی می‌شود.

مبانی نظری

ارزشیابی بانک‌ها برای تحلیلگران برون‌سازمانی، جزء دشوارترین ارزشیابی‌ها محسوب می‌شود که می‌توان سه دلیل برای آن برشمرد: در میزان شفافیت گزارش‌های مالی بانک‌ها ابهام وجود دارد؛ به دلیل ساختار سرمایه پیچیده بانک‌ها، تعیین هزینه سرمایه صحیح و نرخ تنزیل آنها تا حدودی پیچیده است؛ فعالیت بانک‌ها در چنین روش کسب و کار با بنیادهای اقتصادی متفاوت موجب شده است به کارگیری روش‌های یکسان برای ارزشیابی کلیه این بخش‌ها

نتایج پژوهش آنها نشان‌دهنده وجود ناهمگنی در درجه PB است؛ به طوری که PB بازار به صورت موقت بالا یا پایین ارزش تعادلی بلندمدت آن است؛ یعنی نسبت قیمت به ارزش دفتری پیرامون ارزش تعادلی بلندمدت آن که با استفاده از الگوی پویای ارزش گذاری محاسبه شده، در نوسان است. آنها پس از معرفی الگوی مذکور، به دنبال پاسخ دادن به این سؤال بودند که آیا بحران مالی بر ارزش سهام بانک‌های بزرگ آمریکا تأثیر می‌گذارد یا خیر. نتایج پژوهش‌های آنها بر اساس الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها نشان داد بحران مالی بر انتظارات سرمایه‌گذاران از مشخصات بانکی تأثیر نمی‌گذارد؛ به عبارتی، سرمایه‌گذاران بانک‌های بزرگ آمریکا پیش، هنگام و پس از بحران مالی، دیدگاهی منفی و موقت به اهرم داشتند و پیش و پس از بحران مذکور در کوتاه‌مدت برای اندازه بانک امتیازی مثبت قائل اند (برتساتوس، ساکلاریس و تیسیوناس^۱، ۲۰۱۷).

ریسک سیاسی کشور از جمله ریسک‌های بسیار مؤثر در بازده سهام شرکت‌ها محسوب می‌شود و بر نوسان بازدهی کل قیمت سهام ایران تأثیر کاملاً معناداری دارد (حسینی‌نسب و ایزانلو، ۲۰۰۸)؛ بنابراین، در این پژوهش به منظور انطباق نظریه‌های مرتبط با ساختار اقتصادی ایران، اثر تحریم بانک مرکزی به منزله یکی از رویدادهای اقتصادی - سیاسی مؤثر بر ارزش بازاری سهام بررسی می‌شود. مطالعات انجام شده درباره میزان کارآیی اطلاعاتی بازار سرمایه ایران نشان‌دهنده آن است که این بازار دارای عدم کارآیی اطلاعاتی و با کمی اغماض دارای کارآیی از نوع ضعیف است (عباسیان و ذوالفقاری، ۲۰۱۳؛ احمدزاده، یاوری، عیسیایی تفرشی و صالح‌آبادی، ۲۰۱۴؛ نادمی و سالم،

2. Autoregressive Integrated Moving Average

1. Tsionas

ارزشیابی شرکت‌ها، ممکن است با دیدگاه‌های متفاوتی نسبت به رشد مورد انتظار روبه‌رو شویم. براساس این دیدگاه‌ها الگوهای گوناگونی وجود دارد. انواع الگوی تنزیل سود نقدی عبارت است از:

الگوی رشد گوردون^۴ که از آن می‌توان برای تعیین ارزش شرکت‌های دارای ثبات در رشد سود نقدی و نرخ تنزیل پایدار استفاده کرد. فرمول محاسبه ارزش ذاتی از طریق الگوی رشد گوردون به شرح زیر است (مهرانی، مهرانی و میرصانعی، ۲۰۱۶):

$$V_0 = \frac{DPS_1}{K_e - g}$$

که در آن DPS_1 به صورت سود تقسیمی هر سهم در سال بعد و K_e به صورت نرخ بازده مورد انتظار سهامداران و g برابر با نرخ رشد ثابت بانک‌ها تعریف می‌شود که به طور معمول برابر یا کمتر از رشد اسمی GNP فرض می‌شود. عواملی که سبب تبدیل یک بانک با رشد بالا به بانکی با نرخ رشد ثابت می‌شود، عبارت است از: اندازه مؤسسه نسبت به بازار، ماهیت رقابت و نحوه اعمال محدودیت‌های قانونی (قالیباف اصل و بابالویان، ۲۰۱۴).

الگوی تنزیل سود نقدی دومرحله‌ای بیشتر برای بانک‌هایی کاربرد دارد که انتظار می‌رود رشد بالایی داشته باشند و بتوانند میزان رشد خود را در یک دوره زمانی معین حفظ کنند و پس از آنکه همه منابع رشد غیرعادی مصرف شد، رشد مورد انتظار آنها به سطح ثابتی تقلیل یابد. به علاوه الگوی H یکی از الگوهای دومرحله‌ای تنزیل سود نقدی است؛ با این تفاوت که در الگوی H نرخ رشد به صورت خطی کاهش می‌یابد تا به مرحله‌ای با ثبات نسبی برسد (مهرانی و همکاران، ۲۰۱۳).

بحث‌پذیر باشد (قالیباف اصل و بابالویان، ۲۰۱۴). ارزشیابی نادرست شرکت‌ها در بازار سرمایه، پدیده‌ای تلقی می‌شود که از نقصان‌های بازار سرمایه نشئت می‌گیرد (بشیری جویباری و پاکیزه، ۲۰۱۴). الگوی‌های رایج ارزشیابی بانک‌ها را می‌توان در دسته‌های زیر برشمرد:

در الگوی تنزیل جریان‌های نقدی، ارزش شرکت از کسر کردن ارزش بدهی‌ها و سایر ادعاهای مقدم بر سهامداران عادی از ارزش متعلق به همه سرمایه‌گذاران (ارزش عملیاتی شرکت) به دست می‌آید. الگوی تنزیل جریان‌های نقدی، ارزش شرکت را به دو مؤلفه زیر تجزیه می‌کند:

الف) ارزش فعلی جریان نقدی در طول دوره پیش‌بینی؛

ب) ارزش فعلی جریان نقدی بعد از دوره پیش‌بینی (ارزش تداوم) (باغی، ابراهیمی و نیکزاد، ۲۰۱۴).

الگوهای رایج ارزش گذاری سهام بانک‌ها عبارت است از: الگوی تنزیل سود تقسیمی (DDM)^۱، الگوی جریان‌های نقدی آزاد صاحبان سهام (FCFE)^۲، الگوی ارزش افزوده اقتصادی (EVA)^۳ و الگوهای نسبی و الگوی بنیادین ارزشیابی (قالیباف اصل و بابالویان، ۲۰۱۴).

براساس الگوی تنزیل سود نقدی، ارزش سهم عبارت از مجموع ارزش فعلی سودهای مورد انتظار نقدی است که در هر دوره به سهامداران پرداخت می‌شود (ترقی‌جاه و نیکومرام، ۲۰۱۵):

$$Value = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E(DPS_t)}{(1+K_e)^t}$$

که در آن DPS برابر با سود تقسیمی هر سهم و K_e برابر نرخ بازده مورد انتظار سهامداران است. هنگام

4. Gordon growth model

1. Dividend Discount Model
2. Free cash flow to equity model
3. Economic Value Added model

در روش ارزشیابی نسبی، ارزش یک بانک بر مبنای شیوه قیمت گذاری بانک‌های مشابه به دست می‌آید. بدین منظور، قیمت‌ها به مجموعه‌ای از نسبت‌ها تغییر می‌کند و پس از آن بین بانک‌های با قابلیت مقایسه بررسی می‌شود. نسبت‌هایی که در این روش بیشتر استفاده می‌شود، عبارت است از: نسبت قیمت به سود هر سهم $(P/E)^2$ و نسبت قیمت به ارزش دفتری بانک $(P/B)^3$.

از آنجا که بانک‌های جامع امروزی در چندین کسب و کار متفاوت فعال‌اند، می‌توان در ارزشیابی آنها از الگوی ارزشیابی بنیادی استفاده کرد؛ زیرا این الگو چهارچوبی مشخص برای تحلیل منابع ارزش بانک‌ها دارد و در آن تصمیم‌گیری‌های مدیران بانک همچون مدیریت سرمایه، قیمت گذاری سپرده‌ها و انتقالی وجه بررسی می‌شود. الگوی ارزشیابی بنیادی، ارزش سهام بانک‌ها را از مجموع ارزش‌های نقدشوندگی، ارزش فعلی سودهای آتی سپرده‌ها، ارزش فعلی سودهای آتی وام‌ها و ارزش فعلی هزینه‌های عملیاتی بدون بهره به دست می‌آورد (قالیباف اصل و بابالویان، ۲۰۱۴).

با توجه به پرسش پژوهش و مبانی نظری ارائه شده، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌شود:

الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها با استفاده از الگوی $ARDL$ قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام بانک‌ها را دارد.

الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها با استفاده از الگوی $ARIMA$ قابلیت پیش‌بینی قیمت سهام بانک‌ها را دارد.

روش پژوهش

الگوی سه مرحله‌ای تنزیل سودهای نقدی ترکیبی از الگوهای دو مرحله‌ای تنزیل سود نقدی و الگوی H است که در آن سه مرحله رشد وجود دارد: مرحله رشد فوق‌العاده، مرحله کاهش رشد و مرحله ثبات. ارزش سهام در این الگو برابر با ارزش فعلی سود نقدی موردانتظار در مراحل رشد فوق‌العاده، کاهش رشد و رشد مستمر است و قیمت نهایی در ابتدای مرحله رشد مستمر به دست می‌آید.

الگوی تنزیل جریان نقد آزاد سهامداران (FCF) جریان نقد در دسترس برای تأمین کنندگان حقوق صاحبان بانک بعد از کسر همه هزینه‌های عملیاتی (از جمله بهره و مالیات) و سرمایه‌گذاری لازم در دارایی‌های کوتاه‌مدت (سرمایه در گردش) و دارایی‌های بلندمدت (خالص مخارج سرمایه‌ای) است (حمدی و حمده^۱، ۲۰۱۲). این الگو با سه رویکرد رشد ثابت، رشد دو مرحله‌ای و رشد سه مرحله‌ای تعریف می‌شود.

الگوی ارزش افزوده اقتصادی (EVA) به صورت سود خالص عملیاتی پس از کسر مالیات منهای هزینه سرمایه بانک به دست می‌آید. براساس الگوی EVA ، ارزش بانک هنگامی خلق می‌شود که بتواند تمام هزینه‌های عملیاتی و هزینه‌های سرمایه‌ای خود را پوشش دهد و پس از آن مبلغی به منزله سود باقی بماند. فرمول محاسبه ارزش ایجادشده برای سهامداران بانک به شرح زیر است (اعتمادی و فتحی، ۲۰۱۳):

$$EVA = E \times (ROE - K_e)$$

در این رابطه، EVA به صورت ارزش افزوده اقتصادی، E برابر با ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام و ROE به صورت نرخ بازده حقوق صاحبان سهام و در نهایت K_e به منزله نرخ بازده موردانتظار سهامداران تعریف می‌شود.

$$PB_t = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{DPR_t \cdot \prod_{i=1}^t (1 + g_{NI,i})}{\prod_{j=1}^t (1 + COE_j)}$$

همان گونه که ملاحظه می شود، رابطه PB و متغیرها به صورت زیر است:

$$PB = f(\bar{r}, g, DPR)$$

برای انجام این پژوهش، ابتدا داده های مربوط به صورت های مالی بانک ها در پایان هر میان دوره ۳ ماهه استخراج شد و رابطه تعادلی خطی بلندمدت PB و متغیرهای آن بررسی شد. الگوی پویای ARDL (p,q) با استفاده از رابطه زیر به دست می آید:

$$PB_t = \delta + \sum_{j=1}^p \lambda_j PB_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \delta_{1j} COE_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \delta_{2j} GR_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \delta_{3j} DPR_{t-j} + \delta_p PRO_t + u_t$$

$$t=1, 2, \dots, T$$

که در آن PB برابر با نسبت قیمت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام، CEO به صورت نرخ بازده مورد انتظار صاحبان و DPR به صورت نرخ سود تقسیمی تعدیل شده و GR برابر با نرخ رشد مورد انتظار و در نهایت PRO با عنوان اثر تحریم بانک مرکزی تعریف می شود.

برای یافتن تعداد وقفه بهینه می توان از یکی از معیارهای آکایک، شوارز - بیزین، حنان کوبین یا ضریب تعیین تعدیل شده استفاده کرد. برای حفظ مناسب درجه آزادی، در نمونه هایی با تعداد کمتر از ۱۰۰ از معیار شوارز - بیزین استفاده می شود (تشکینی، ۲۰۱۶). بعد از مرحله برآورد، آزمون های برآورد ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی انجام می شود تا

اطلاعات مورد نیاز در دوره زمانی پژوهش بین سال های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۵ با استفاده روش اسنادکاوی جمع آوری شده است. در این زمینه اطلاعات مورد نیاز از صورت های مالی بانک ها، گزارش های هیئت مدیره بانک، سامانه اطلاع رسانی ناشران کدال و بسته های نرم افزاری موجود همچون نرم افزار ره آورد نوین استخراج شد. برای محاسبه متغیرها از صفحه گسترده Excel و برای تجزیه و تحلیل و آزمون داده های پژوهش از نرم افزارهای Eviews9، SPSS24 و STATA13 استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر بانک های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران است؛ این بانک ها با در نظر گرفتن این محدودیت که قبل از سال ۸۸ (آغاز دوره بررسی پژوهش) در بورس پذیرفته شده باشند و اطلاعات مالی آنها در دسترس باشد، به شیوه غربالگری انتخاب شدند که در نتیجه داده های مرتبط با بانک های ملت، تجارت، اقتصاد نوین و کارآفرین بررسی شد.

پس از اعمال مجموعه ای از فرضیه ها درباره تعریف برخی متغیرها، براساس الگوی DDM تعدیل یافته، ارزش سهام از رابطه زیر به دست می آید:

$$E_t = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{DPR_t \cdot BVE_t \cdot \prod_{i=1}^t (1 + g_{NI,i})}{\prod_{j=1}^t (1 + COE_j)}$$

که در آن E برابر ارزش ذاتی سهام در ابتدای دوره، DPR و BVE به ترتیب برابر نرخ سود تقسیمی تعدیل شده و ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در دوره زمانی صفر و $g_{NI,i}$ و COE_j به ترتیب برابر نرخ رشد مورد انتظار درآمد خالص و نرخ بازده حقوق صاحبان سهام است.

با تقسیم ارزش ذاتی سهام بر ارزش دفتری خواهیم داشت:

به دست آمده از متغیرهای بنیادین بانک تعریف می شود. Market Value of PB نیز برابر است با نسبت ارزش بازاری به ارزش دفتری و Predicted Value of PB نیز به صورت نسبت قیمت به ارزش دفتری به دست آمده از رابطه بلندمدت تعادلی آن با متغیرهای بنیادین بانک تعریف می شود.

در صورتی که متغیر مذکور مثبت باشد، نشان دهنده گران بودن^۴ سهم است و انتظار افت قیمت می رود؛ بنابراین، سیگنال فروش صادر می شود و برعکس در صورت منفی بودن آن، سهام بررسی شده زیرارزش^۵ است و انتظار افزایش قیمت می رود؛ در نتیجه سیگنال خرید سهام صادر می شود. در نهایت برای ارزیابی الگوهای ARDL و ARIMA در محاسبه PB و مقایسه آن با بازار، از شاخص های ارزیابی عملکرد همچون RMSE، MAPE و TIC استفاده می شود.

تعریف عملیاتی متغیرهای استفاده شده در جدول (۱) نشان داده شده است. ذکر این نکته ضروری است که صورت های مالی میان دوره ای شرکت ها با تأخیر گزارش می شود؛ بنابراین، سرمایه گذاران اقلام صورت مالی در پایان هر دوره را همچون ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام در پایان هر دوره^۳ ماهه نمی دانند؛ پس فرض بر این است که سرمایه گذاران با استفاده از صورت های مالی میان دوره ای گذشته، این اقلام را پیش بینی می کنند.

بر آورد الگو در سطح بهینه به اثبات برسد. برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون وایت استفاده می شود. فرض صفر این آزمون نشان دهنده همسانی واریانس و وجود نداشتن دلایل کافی برای رد فرض صفر است. برای بررسی وجود خودهمبستگی نیز از روش h دوربین واتسن استفاده می شود که یکی از استفاده های آن در الگوهای پویاست. در صورت قرار گرفتن مقدار h دوربین واتسن در محدوده ۱,۹۶ و -۱,۹۶، فرضیه وجود نداشتن خودهمبستگی رد نمی شود. فرض صفر آزمون مذکور برابر وجود نداشتن خودهمبستگی و فرض مخالف آن وجود خودهمبستگی است. پس از تخمین الگوی ARDL و اطمینان از همسانی واریانس و وجود نداشتن خودهمبستگی، برای آزمون وجود رابطه هم انباشتگی بین متغیرها از روشی که توسط پسران، شین و اسمیت^۱ (۲۰۰۱) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بررسی شده به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمایش می شود.

از سوی دیگر، مقدار PB با استفاده از الگوی خودرگرسیون میانگین متحرک انباشته^۲ ARIMA تخمین زده می شود. بدین منظور از روش بانک باکس - جنکینز^۳ استفاده می شود. برای مقایسه مقدار پیش بینی شده نسبت PBF با مقدار بازاری آن (PBM)، متغیر ارزشیابی بانک به صورت زیر تعریف می شود:

$$\text{Valuation} = \frac{\text{market value of PB} - \text{predicted value of PB}}{\text{predicted value of PB}}$$

که در آن متغیر Valuation به صورت درصد اختلاف قیمت بازاری سهام بانک با ارزش

4. Overvalue
5. Undervalue

1. Pesaran, Shin & Smith
2. Autoregressive Integrated Moving Average
3. box Jenkins

جدول (۱) تعاریف متغیرهای استفاده شده

نحوه محاسبه	مفهوم	نماد
<p>حاصل ضرب آخرین BVE منتشر شده در (1+gt) که مقدار gt به صورت میانگین نرخ رشد BVE در ۵ دوره گذشته تعریف می شود:</p> $g_{BV,t} = \frac{\sum_{i=1}^5 \left(\frac{BVE_{t-i} - BVE_{t-i-1}}{BVE_{t-i-1}} \right)}{5}$	ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	BE
<p>از فرمول CAPM به دست می آید:</p> $CEO_i = r_f + \beta_i [E(r_m) - r_f]$ <p>که r_f به منزله نرخ سود سپرده سرمایه گذاری کوتاه مدت بانکی اعلام شده توسط بانک مرکزی در دوره ۳ ماهه مورد نظر در نظر گرفته می شود.</p>	نرخ بازده مورد انتظار صاحبان	CEO
<p>سود تقسیم شده بین سهامداران تقسیم بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام:</p> $DPR_i = \text{Dividend}_i / BVE_i$ <p>از آنجا که مقدار سود تقسیمی در انتهای سال مشخص نیست، مقدار آن برای هر دوره با توجه به نرخ رشد ۵ سال گذشته سود تقسیمی تخمین زده می شود که نرخ رشد برابر است با:</p> <p style="text-align: right;">g</p> <p>سود تقسیمی هر دوره ۳ ماهه برابر است با:</p> <p style="text-align: right;">D</p>	نرخ سود تقسیمی تعدیل شده	DPR
<p>درصدی از بازده حقوق صاحبان سهام (ROE) که بین سهامداران تقسیم نشده است:</p> $\text{Expected Growth}_{NI,t} = (1 - DPR_t) * ROE_t$ <p>مقدار ROE برای هر دوره، به صورت حاصل ضرب آخرین ROE منتشر شده در (1+g_{ROE,t}) به دست می آید که مقدار g_{ROE,t} به صورت میانگین نرخ رشد ROE در ۵ دوره گذشته تعریف شده است:</p> $g_{ROE,t} = \frac{\sum_{i=1}^5 \left(\frac{ROE_{t-i} - ROE_{t-i-1}}{ROE_{t-i-1}} \right)}{5}$	نرخ رشد مورد انتظار	GR
<p>ارزش بازاری سهام تقسیم بر ارزش دفتری آن در پایان هر میان دوره</p>	نسبت قیمت به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	PBM
<p>تحریم بانک مرکزی در ۳۱ دسامبر ۲۰۱۱ به صورت متغیر مجازی (دوران قبل از تحریم برابر صفر و بعد از تحریم برابر ۱) در نظر گرفته می شود.</p>	اثر تحریم بانک مرکزی	PRO

یافته‌ها

و حداقل هر متغیر و انحراف معیار به منزله یکی از پارامترهای پراکندگی و آماره جارک - برا نشان داده شده است.

در جدول (۲)، نتایج مربوط به آمار توصیفی متغیرهای پژوهش از جمله میانگین، میانه میزان حداکثر

جدول (۲) تحلیل توصیفی متغیرهای مطالعه شده

DPRTEJ	DPRNOV	DPRMEL	DPRKAR	CEOTEJ	CEONOV	CEOMEL	CEOKAR	
۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۳	۱/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۸	۰/۰۴	۰/۰۷	میانگین
۰/۰۲	۰/۰۴	۰/۰۳	۱/۰۸	۰/۰۳	۰/۰۴	۰/۰۳	۰/۰۴	میانه
۰/۰۳	۰/۰۹	۰/۰۵	۱/۶۶	۰/۲۸	۰/۳۰	۰/۳۱	۰/۳۰	حداکثر
۰/۰۱	۰/۰۰	۰/۰۰	۰/۶۵	-۰/۰۸	-۰/۰۶	-۰/۱۰	-۰/۰۷	حداقل
۰/۰۱	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۲۶	۰/۰۹	۰/۱۱	۰/۱۰	۰/۱۱	انحراف معیار
۰/۸۳	۰/۱۵	-۰/۶۳	۰/۱۸	۰/۹۹	۰/۶۱	۱/۱۲	۰/۶۹	چولگی
۲/۱۳	۱/۶۸	۲/۴۳	۲/۳۷	۳/۱۶	۲/۰۱	۴/۵۱	۲/۳۸	کشیدگی
۴/۵۳	۲/۳۷	۲/۴۶	۰/۶۸	۵/۱۰	۳/۱۸	۹/۴۷	۲/۹۶	Jarque-Bera
۰/۱۰	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۷۱	۰/۰۸	۰/۲۰	۰/۰۱	۰/۲۳	Probability
	PBNOV	PBMEL	PBKAR	GRTEJ	GRNOV	GRMEL	GRKAR	میانگین
	۱/۶۵	۱/۰۵	۱/۶۸	۰/۰۷	۰/۰۹	۰/۱۲	۰/۱۴	میانه
	۱/۵۴	۱/۰۸	۱/۷۱	۰/۰۸	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۴	حداکثر
	۲/۷۲	۱/۶۶	۲/۶۲	۰/۱۹	۰/۳۱	۰/۲۶	۰/۳۶	حداقل
	۰/۹۵	۰/۶۵	۰/۹۲	-۰/۱۴	-۰/۴۶	۰/۰۰	۰/۰۲	انحراف معیار
	۰/۴۱	۰/۲۶	۰/۳۷	۰/۰۷	۰/۱۷	۰/۰۷	۰/۰۹	چولگی
	۰/۵۷	۰/۱۸	۰/۱۶	-۰/۷۵	-۲/۱۲	۰/۲۳	۰/۵۵	کشیدگی
	۲/۷۵	۲/۳۷	۳/۲۷	۴/۱۹	۸/۰۷	۲/۲۵	۲/۶۵	Jarque-Bera
	۱/۷۸	۰/۶۸	۰/۲۳	۴/۷۷	۵۶/۳۸	۱/۰۱	۱/۷۴	Probability
	۰/۴۱	۰/۷۱	۰/۸۹	۰/۰۹	۰/۰۰	۰/۶۱	۰/۴۲	میانگین

خودهمبستگی سریالی بین جملات اخلاص وجود دارد یا خیر. در صورت وجود این مشکل باید در تخمین نهایی، مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی رفع شود. از آنجا که عامل تورم واریانس برای همه متغیرهای مستقل پژوهش در هر چهار بانک، کمتر از ۵ است، می توان فرضیه صفر مبنی بر وجودنداشتن هم خطی شدید بین متغیرهای مستقل را تأیید کرد.

پیش از ارائه نتایج مربوط به برآزش الگوی پژوهش، تحلیل داده‌ها با استفاده از روش داده‌های سری زمانی و با رویکرد الگوی خودهمبستگی با وقفه توزیعی صورت می‌گیرد. ابتدا هم خطی بین متغیرها توسط آزمون VIP و متغیرها از نظر مانا بودن بررسی می‌شود. در نهایت پس از برآورد الگو بررسی می‌شود که آیا در الگوی برآورد ناهمسانی واریانس و

جدول (۵) نتایج آزمون مانایی متغیرهای مستقل

نام بانک	نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری
کار آفرین	نرخ بازده موردانتظار	-۴/۹۶	۰/۰۰۰۴
	سود تقسیمی	-۲/۳	۰/۴۲
ملت	نرخ بازده موردانتظار	-۵/۸۳	۰/۰۰۰
	سود تقسیمی	-۲/۰۹	۰/۵۳
اقتصاد نوین	نرخ بازده موردانتظار	-۵/۱۰۹	۰/۰۰۰۲
	سود تقسیمی	-۲/۶۳	۰/۲۷
تجارت	نرخ بازده موردانتظار	-۵/۲۹	۰/۰۰۰۲
	سود تقسیمی	-۱/۷۴	۰/۷

نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای مستقل در همه بانک‌های بررسی شده نشان می‌دهد تعدادی متغیر $I(0)$ و تعدادی متغیر $I(1)$ وجود دارد؛ بنابراین، الگوی بررسی شده ARDL خواهد بود. مشاهده سری زمانی متغیر نرخ رشد موردانتظار نشان می‌دهد این متغیرها به دلیل وجود رفتار تناوبی، از الگوهای فصلی تبعیت می‌کنند؛ بنابراین، برای بررسی مانایی این متغیرها از آزمون HEGY^۴ استفاده می‌شود که بدین منظور طراحی شده است. نتایج بررسی مانایی سری زمانی فصلی متغیرهای نرخ رشد نشان می‌دهد متغیر نرخ رشد در هر ۴ بانک کارآفرین، ملت، اقتصاد نوین و تجارت، ریشه واحد غیرفصلی، ریشه واحد فصلی ۶ ماهه و ریشه واحد فصلی سالانه دارد. معیار شوارز بی‌زین الگوی $ARDL(1,3,4,2)$ را برای بانک کارآفرین، الگوی $ARDL(2,1,2,3)$ را در بانک ملت و الگوی

مطابق جدول (۳)، برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته^۱ (ADF) استفاده می‌شود.

جدول (۳) نتایج آزمون مانایی متغیرهای وابسته

نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری
نسبت PB در بانک کارآفرین	-۲/۲۲	۰/۲
نسبت PB در بانک ملت	-۲/۴۴	۰/۱۴
نسبت PB در بانک اقتصاد نوین	-۲/۴۸	۰/۱۲۹
نسبت PB در بانک تجارت	-۳/۵	۰/۰۱۵

با توجه به مقادیر به دست آمده، متغیر وابسته در بانک تجارت ماناست و در نتیجه اثرات بلندمدت وجود ندارد؛ پس الگوی استفاده شده برای بانک تجارت AR^2 خواهد بود. متغیر وابسته در بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین ناماناست؛ بنابراین، آزمون مانایی برای تفاضل مرتبه اول آن (نسبت PB در بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین) آزمون می‌شود.

جدول (۴) نتایج آزمون مانایی تفاضل مرتبه اول متغیرهای وابسته

نام متغیر	مقدار آماره	سطح معناداری
نسبت PB در بانک کارآفرین	-۵/۱۷	۰/۰۰۰۲
نسبت PB در بانک ملت	-۲/۸۵	۰/۰۶۴۱
نسبت PB در بانک اقتصاد نوین	-۵/۹۸	۰/۰۰۰۰

نتایج نشان می‌دهد متغیر وابسته در بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین $I(1)$ است و الگوی استفاده شده $ARDL^3$ خواهد بود.

4. Hylleberg, Granger, Yoo

1. Augment Dikey-Fuller
2. Autoregressive
3. Autoregressive distributed lag

جدول (۶) نیز بیان کننده وجودنداشتن رابطه بلندمدت در الگوی بانک تجارت است.

جدول (۶) نتایج بررسی وجود رابطه بلندمدت

بانک		آماره آزمون
کارآفرین		۸/۴۸
ملت		۱۳/۴۵
اقتصاد نوین		۵/۷۹
تجارت		۳/۶۱
مقادیر بحرانی		
سطح معناداری		I(۰) Bound
		I(۱) Bound
۱۰٪	۲/۷۲	۳/۷۷
۵٪	۳/۲۳	۴/۳۵
۲٫۵٪	۳/۶۹	۴/۸۹
۱٪	۴/۲۹	۵/۶۱

جدول (۷) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت در بانک کارآفرین

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p-value
C	۱/۳۱	۰/۲۴	۵/۳۵	۰/۰۰
نرخ بازده موردانتظار	۳/۶۲	۰/۵۲	۶/۹۲	۰/۰۰
نرخ رشد	-۴/۵۹	۰/۸۲	-۵/۶۱	۰/۰۰
سود تقسیمی	۲۳/۶۶	۲/۷۷	۸/۵۵	۰/۰۰
تحریم بانک مرکزی	-۰/۰۱	۰/۱۳	-۰/۱۱	۰/۹۱

ملاحظه می شود که در بانک کارآفرین متغیرهای نرخ بازده موردانتظار، نرخ رشد موردانتظار و نسبت سود تقسیمی اثر بلندمدت معنادار بر نسبت PB دارد؛ ولی اثر بلندمدت تحریم بانک مرکزی بر نسبت PB معنادار نیست.

ARDL(4,4,4,4) را برای بانک اقتصاد نوین به منزله بهترین الگوی برآوردی انتخاب می کند. بعد از مرحله برآورد، آزمون های برآورد ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی انجام می شود تا برآورد الگو در سطح بهینه به اثبات برسد. نتایج آزمون وایت نشان می دهد در هیچ کدام از الگوهای چهارگانه فوق ناهمسانی واریانس وجود ندارد. نتایج آزمون H دوربین نیز نشان داد در هیچ کدام از چهار الگوی فوق، مشکل خودهمبستگی سریالی وجود ندارد؛ زیرا مقدار آماره H دوربین در بازه (۱٫۹۶ و -۱٫۹۶) قرار دارد.

پس از تخمین معادله پویا و پیش از آنکه رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها بررسی شود، باید از آزمون هم جمعی استفاده شود. اگر یکی از روش ها، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها را تأیید کند، کافی است تا الگو پذیرفته شود. برای آزمون وجود رابطه هم انباشتگی، از آزمون کرانه ها^۱ استفاده می شود که توسط پسران و همکاران (۲۰۰۱) ارائه شده است. وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای بررسی شده به وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی داری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمایش می شود. نتایج آزمون پسران و همکاران (۲۰۰۱) در جدول (۶) نشان داده شده است:

جدول (۶) نشان می دهد بین متغیرهای موجود در بانک کارآفرین در سطح اطمینان ۹۵ درصد و بین متغیرهای موجود در بانک های ملت و اقتصاد نوین در سطح اطمینان ۹۹ درصد رابطه بلندمدت وجود دارد؛ ولی همان گونه که در آزمون بررسی مانایی متغیرهای وابسته بیان شد، به دلیل مانا بودن متغیر PBTEJ، الگوی استفاده شده در بانک تجارت DL خواهد بود که نتایج

جدول (۸) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت در بانک ملت

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p-value
C	۰/۱۷	۰/۲۴	۰/۶۹	۰/۵
نرخ بازده موردانتظار	۲/۶۶	۱/۱۲	۲/۳۸	۰/۰۳
نرخ رشد	-۶/۷۶	۴/۵۱	-۱/۵	۰/۱۶
سود تقسیمی	۸/۹۸	۱/۹۵	۴/۶	۰/۰۰
تحریم بانک مرکزی	-۰/۱۵	۰/۱۱	-۱/۴۶	۰/۱۶

مرحله به ضریب جمله تصحیح خطا که نشان‌دهنده سرعت تعدیل فرایند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است، بیشتر توجه می‌شود. در روش ARDL، زمانی که وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرها تأیید شد، گام بعدی تخمین الگوی تصحیح خطاست. اگر رابطه هم‌انباشتگی برقرار باشد، می‌توان از الگوی تصحیح خطا استفاده کرد. در جدول زیر ضریب تعدیل در هر یک از بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین نشان داده شده است:

جدول (۱۰) نتایج تخمین ضرایب تعدیل

بانک	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p-value
کارآفرین	-۰/۷۴	۰/۱۱	-۶/۸۵	۰/۰۰
ملت	-۰/۴۶	۰/۰۹	-۵/۳۸	۰/۰۰
اقتصاد نوین	-۰/۰۸۲	۰/۱۴	-۵/۹۶	۰/۰۰۱

جدول (۸) نشان می‌دهد در بانک ملت نرخ بازده موردانتظار و نرخ رشد موردانتظار اثر بلندمدت معنادار بر PB دارد؛ ولی اثر بلندمدت نسبت سود تقسیمی و تحریم معنادار نیست.

جدول (۹) نتایج تخمین ضرایب بلندمدت در بانک اقتصاد نوین

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p-value
C	۱/۳۸	۰/۲۲	۶/۲۱	۰/۰۰
نرخ بازده موردانتظار	۱/۹۷	۰/۹۹	۱/۹۹	۰/۰۹
نرخ رشد	۰/۳۷	۴/۵۷	۰/۰۸	۰/۹۴
سود تقسیمی	۱/۳۷	۱/۵۳	۰/۹	۰/۴
تحریم بانک مرکزی	-۰/۲۱	۰/۲۲	-۰/۹۵	۰/۳۸

ضریب تعدیل در بانک‌های فوق معنی‌دار است و علامت منفی دارد؛ در نتیجه در بانک کارآفرین، در هر سال ۵۶ درصد از عدم تعادل ایجادشده در متغیر PB از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود و از بین می‌رود؛ به بیان دیگر، وقوع هر نوع شوک یا عدم تعادلی در میانگین تعرفه‌ها، پس از ۱/۷۹ فصل (حدود ۱۶۱ روز) دوباره به تعادل برمی‌گردد؛ بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است. ضریب تعدیل در بانک‌های ملت و اقتصاد نوین به ترتیب ۰/۴۵- و ۰/۶۵- است.

پس از برآورد ضرایب بلندمدت می‌توان متغیر ارزشیابی را به صورت فرمول زیر محاسبه کرد:

$$Valuation = \frac{\text{market value of PB} - \text{predicted value of PB}}{\text{predicted value of PB}}$$

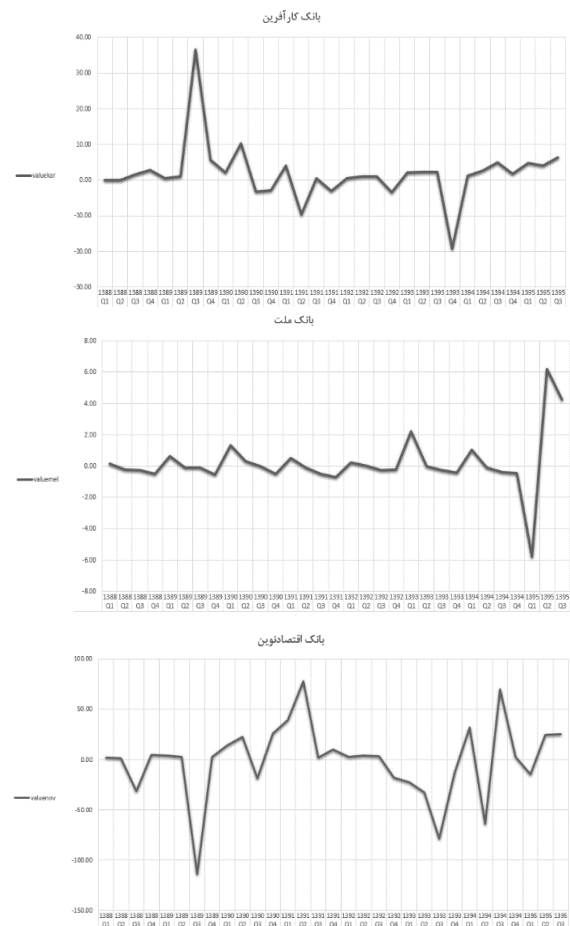
نتایج نشان‌دهنده آن است که تنها متغیر نرخ بازده موردانتظار، اثر بلندمدت و معنادار بر PB در بانک اقتصاد نوین دارد.

الگوی تصحیح خطا رابطه کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل را بررسی می‌کند. در این

است و هر بار که قیمت سهم از ارزش بلندمدت آن فاصله می‌گیرد، دوباره به سمت آن بازمی‌گردد؛ ولی در سال ۹۵ به دلیل الزام بانک‌ها به رعایت استانداردهای بین‌المللی (IFRS) و تغییرات در صورت‌های مالی‌شان این متغیر نوسانات زیادی داشته است. متغیر ارزشیابی در بانک اقتصاد نوین نیز پیرامون صفر در نوسان است؛ به طوری که در پاییز ۱۳۸۹ کمترین مقدار حدوداً ۱۰۰- واحد و در تابستان ۹۱ بیشترین مقدار به طور تقریبی ۸۰ واحد را داشته و دوباره به سمت صفر بازگشته است. برای آزمون فرضیه دوم برای الگوسازی ARIMA از روش باکس-جنکینز استفاده می‌شود.

در جدول (۱۱) نتایج حاصل از برآورد الگوی پیشنهادی از روش باکس - جنکینز، با استفاده از روش رگرسیونی OLS نشان داده شده است. براساس این جدول الگوی پیشنهادی برای بانک‌های کارآفرین، اقتصاد نوین و تجارت (AR(1) بوده است که این متغیر در بانک‌های مذکور در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار و با ضرایب تعیین به ترتیب ۰,۵۷، ۰,۳۹ و ۰,۱۷ الگوهای آماری معناداری به دست آمده است؛ ولی در بانک ملت الگوی پیشنهادی ARMA(1,1) بوده است که با ضریب تعیین ۷۰ درصدی، در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنادار است. عبارت SIGMASQ نشان‌دهنده واریانس خطاهاست. مقدار ارزش احتمال این ضریب مربوط به دو طرف سطح معنی‌داری است و باید ضریب آن مثبت باشد.

در صورتی که متغیر مذکور مثبت باشد، نشان‌دهنده گران‌بودن^۱ سهم است و انتظار ریزش قیمت می‌رود و برعکس در حالت منفی بودن متغیر ارزشیابی انتظار افزایش قیمت سهام آن بانک می‌رود.



نمودار (۱) متغیر ارزشیابی در بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین

ملاحظه می‌شود که متغیر ارزشیابی در بانک کارآفرین تمایل دارد پیرامون خط صفر در نوسان باشد؛ به طوری که هر بار مقدار آن از صفر فاصله زیادی بگیرد، قیمت سهام کارآفرین از سوی فعالان بازار سرمایه، بالای ارزش^۲ تلقی می‌شود و دوباره به سمت مقدار صفر بازمی‌گردد. براساس نمودار (۱)، این متغیر در بانک ملت پیرامون عدد صفر در نوسان

1. Overvalue
2. Overvalue

جدول (۱۱) نتایج تخمین الگو در بانک کارآفرین

p-value	آماره t	انحراف معیار	ضریب	متغیرهای توضیحی	
۰/۰۰	۱۰/۱۵	۰/۱۷	۱/۶۹	C	بانک کارآفرین
۰/۰۰	۵/۵۶	۰/۱۳	۰/۷۳	AR(1)	
۰/۰۰	۳/۵	۰/۰۲	۰/۰۶	SIGMASQ	
	۰/۵۴	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۵۷	ضریب تعیین	
	۰/۳۴	بیزین شوارتز	۱/۷۲	دوربین واتسون	
	۰/۰۰	(P-value)	۱۸/۶	آماره F	
۰/۰۰	۱۰/۳	۰/۱	۱/۰۲	C	بانک ملت
۰/۰۱	۲/۷۶	۰/۲۱	۰/۵۹	AR(1)	
۰/۰۰	۵/۳۷	۰/۱۴	۰/۷۳	MA(1)	
۰/۰۰	۳/۶۳	۰/۰۰	۰/۰۲	SIGMASQ	
	۰/۷	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۷۳	ضریب تعیین	
	-۰/۶۹	بیزین شوارتز	۱/۷۴۸	دوربین واتسون	
	۰/۰۰	(P-value)	۲۴/۶	آماره F	
۰/۰۰	۹/۰۷	۰/۱۸	۱/۶۵	C	بانک اقتصاد نوین
۰/۰۰	۳/۱۹	۰/۲	۰/۶۲	AR(1)	
۰/۰۰	۳/۱۹	۰/۰۳	۰/۱	SIGMASQ	
	۰/۳۴	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۳۹	ضریب تعیین	
	۰/۸۹	بیزین شوارتز	۱/۸۴	دوربین واتسون	
	۰/۰۰	(P-value)	۸/۸۴	آماره F	
۰/۰۰	۸/۲۴	۰/۱	۰/۸۱	C	بانک تجارت
۰/۰۰	۳/۰۶	۰/۱۳	۰/۴	AR(1)	
۰/۰۰	۵	۰/۰۱	۰/۰۵	SIGMASQ	
	۰/۱۱	ضریب تعیین تعدیل شده	۰/۱۷	ضریب تعیین	
	۰/۱۳	بیزین شوارتز	۱/۹۱	دوربین واتسون	
	۰/۰۸	(P-value)	۲/۷۸	آماره F	

هر یک از سال‌های آتی، اقدام به پیش‌بینی می‌کنیم؛ ولی پیش‌بینی ایستا یک نوع پیش‌بینی قدم‌به‌قدم است؛ بدین معنی که وقتی در سال t برای سال $t+1$ پیش‌بینی می‌کنیم، مجموعه اطلاعات ما در این سال (I_t) شامل Y_t است. حال پیش‌بینی سال $t+2$ را وقتی انجام

یکی از اهداف مهم الگوهای سری زمانی، پیش‌بینی است. در این الگوها دو نوع پیش‌بینی وجود دارد؛ پیش‌بینی ایستا و پویا که می‌توان آنها را به ترتیب پیش‌بینی کوتاه‌مدت و بلندمدت دانست. پیش‌بینی پویا با این فرض انجام می‌شود که در سال t هستیم و برای

نتایج و پیشنهادها

نتایج جدول (۳) نشان می‌دهد در بانک کارآفرین متغیرهای نرخ بازده مورد انتظار صاحبان سهام، نرخ رشد مورد انتظار و نسبت سود تقسیمی، اثر بلندمدت معناداری بر نسبت PB دارند؛ به طوری که اثر بلندمدت نرخ بازده مورد انتظار و نسبت سود تقسیمی مثبت و تأثیر بلندمدت نرخ رشد مورد انتظار منفی است. مثبت بودن رابطه نرخ بازده مورد انتظار و منفی بودن نرخ رشد با نتایج پژوهش برتساتوس و ساکلاریس (۲۰۱۶) در تناقض است؛ ولی مثبت بودن اثر بلندمدت نسبت سود تقسیمی با نتایج پژوهش آنها همخوانی دارد. به علاوه نتایج نشان داد متغیر تحریم بانک مرکزی در بلندمدت اثر معناداری بر نسبت PB در بانک کارآفرین ندارد که این موضوع می‌تواند با توجه به سهم اندک درآمد بانک از محل کارمزد صدور ضمانت‌نامه‌های بانکی و عملیات ارزی (حدود ۱۱ درصد) و از نداشتن شعبه خارجی در این بانک نشئت بگیرد. به علاوه براساس نتایج تخمین الگوی ARDL، در بانک کارآفرین ۹۶ درصد از تغییرات نسبت PB توسط الگوی پویای ارزشیابی توضیح داده می‌شود. ضریب تعدیل در این بانک برابر ۷۶ درصد است؛ در نتیجه در هر فصل ۷۶ درصد از عدم تعادل PB از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود و از بین می‌رود؛ به بیان دیگر، اگر هر گونه شوک یا عدم تعادلی در نسبت PB در بانک کارآفرین ایجاد شود، پس از ۷۹ روز (با فرض هر فصل، ۶۰ روز کاری) به تعادل برخواهد گشت؛ بنابراین، حرکت به سمت تعادل نسبتاً خوب است.

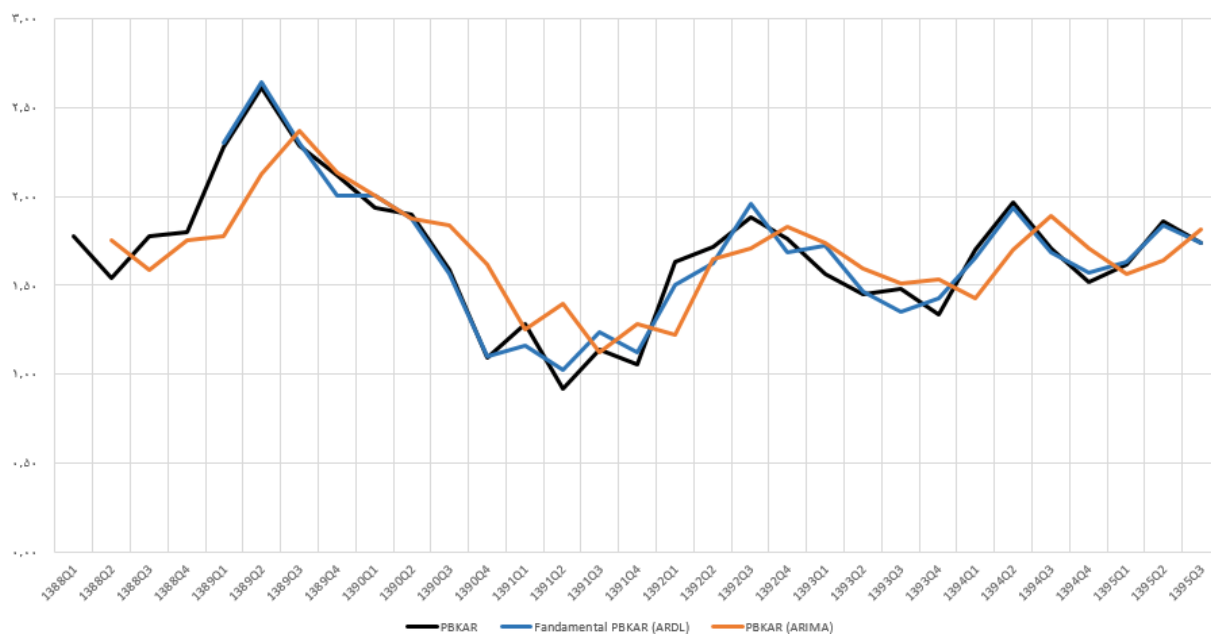
می‌دهیم که به سال $t+1$ برسیم. در جدول (۱۲)، معیارهای خطای پیش‌بینی ایستا RMSE، MAPE و TIC به تفکیک هر بانک در الگوهای ARDL و ARIMA نشان داده شده است:

جدول (۱۲) ارزیابی الگوهای ARDL و ARIMA در پیش‌بینی مقادیر PB

بانک	الگو	RMSE	MAPE	TIC
کارآفرین	ARDL	۰/۰۸	۴/۱۳	۰/۰۲
	AR(1)	۰/۲۴	۱۲/۴	۰/۰۷
ملت	ARDL	۰/۰۶	۵/۵۹	۰/۰۳
	ARMA(1,1)	۹/۱۳	۱۰/۵	۰/۰۶
اقتصاد نوین	ARDL	۰/۰۹	۴/۴۹	۰/۰۳
	AR(1)	۰/۳۲	۱۵	۰/۰۹
تجارت	ARDL	۰/۲	۱۶/۲۸	۰/۱۲
	AR(1)	۰/۲۲	۱۶/۵۷	۰/۱۳

هرچه معیارهای ریشه میانگین مربعات خطاهای پیش‌بینی (RMSE)، میانگین قدر مطلق درصد خطا (MAPE) و ضریب نابرابری تایل (TIC) کمتر باشد، نشان دهنده دقت بیشتر در الگوست؛ برای مثال میزان خطای الگوی ARDL در بانک کارآفرین در تخمین نسبت PB تنها ۴ درصد است. همان گونه که در جدول (۱۲) ملاحظه می‌شود، در همه بانک‌های بررسی شده الگوی ARDL نسبت به ARIMA در پیش‌بینی متغیر PB با لحاظ کردن متغیرهای بنیادین، دقت بالاتری دارد؛ ولی میزان دقت الگوی ARDL در بانک تجارت که در آن متغیرهای بنیادین اثرات بلندمدت معناداری بر نسبت PB ندارند با الگوی ARIMA نزدیک به یکدیگر است.

بانک کارآفرین

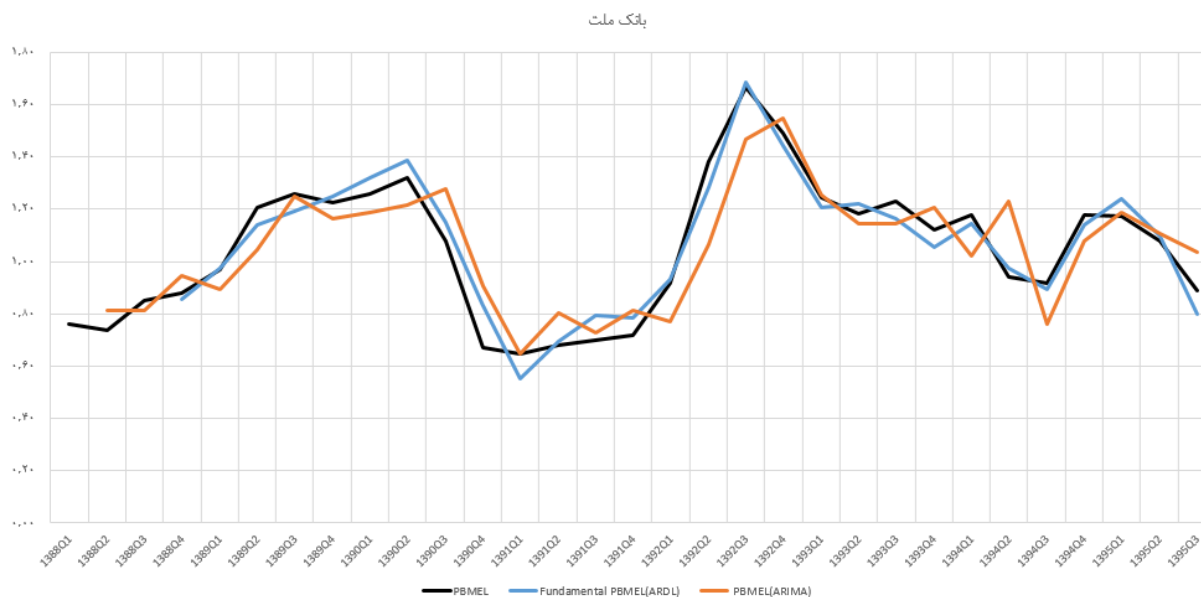


نمودار (۲) بازار و PB تخمینی توسط الگوهای ARDL و ARIMA در بانک کارآفرین

ازسوی وزارت خزانه‌داری آمریکا تحریم شد؛ در نتیجه به عقیده فعالان بازار سرمایه، تحریم بانک مرکزی، محدودیت جدیدی برای این بانک نبوده است. نتایج تخمین الگوی ARDL در بانک ملت نیز بیان‌کننده ضریب تعیین تعدیل‌شده ۸۹ درصدی است و در آن نسبت PB هر سال با نسبت PB سال قبل، نرخ بازده موردانتظار همان سال، نسبت سود تقسیمی سال گذشته و تا سه وقفه نرخ رشد موردانتظار رابطه مثبت و معنادار دارد. ضریب تعدیل ۰,۴۶- در بانک ملت نشان می‌دهد در هر دوره حدود ۴۶ درصد از عدم تعادل ایجادشده در نسبت PB MEL از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل می‌شود؛ بنابراین، بیش از دو فصل نیاز است تا این عدم تعادل از بین برود. در مقایسه با بانک کارآفرین سرعت تعدیل در بانک ملت با تعداد سهام ۷ برابر بیشتر و ارزش بازاری تقریباً ۲ برابر، کمتر است.

همان‌گونه که در نمودار (۲) ملاحظه می‌شود، نسبت PB محاسبه‌شده توسط الگوی ARDL نسبت به PB به‌دست‌آمده از روش ARIMA به مقدار واقعی آن نزدیک‌تر است.

نتایج جدول (۴) نشان می‌دهد در بانک ملت اثر بلندمدت نرخ بازده مورد انتظار بر نسبت PB مثبت است؛ به طوری که با افزایش یک واحد در نرخ بازده موردانتظار، نسبت قیمت به ارزش دفتری بانک ۲,۶۶ افزایش می‌یابد. این نتیجه با پژوهش برتساتوس و ساکلاریس (۲۰۱۶) در تناقض است؛ ولی مثبت و معنادار بودن اثر نرخ رشد بلندمدت بر نسبت PB با نتیجه پژوهش آنها هم‌راستا است. از نکات مهم در بانک ملت، معنادار نبودن نسبت سود تقسیمی و اثر تحریم بانک مرکزی در بلندمدت است. معنادار نبودن تحریم بانک مرکزی بر PB بانک ملت ممکن است از این موضوع نشئت گرفته باشد که بانک ملت در آبان‌ماه ۱۳۸۶



نمودار (۳) PB بازار و PB تخمینی توسط الگوهای ARDL و ARIMA در بانک ملت

در بانک اقتصاد نوین ۰,۸۲- است که نشان می‌دهد در هر دوره ۸۲ درصد از عدم تعادل ایجادشده در نسبت PB در بانک اقتصاد نوین از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در دوره بعد تعدیل می‌شود که سرعت تعدیل بالایی است.

در نمودار (۴)، مقادیر PB تخمین زده شده توسط الگوهای پویا و PB واقعی نشان داده شده است. مقدار این نسبت از سال ۸۸ تا تابستان ۹۰ تقریباً صعودی بوده است. پس از آن تا اواخر سال ۹۱ ریزش شدیدی را تجربه کرده و در طول ۳ فصل تا سطح ۲ بالا آمده است. از اواخر سال ۹۲ تا پاییز ۹۳ دوباره تا رسیدن به مقدار ۱ سقوط کرده و در پاییز ۹۵ به نواحی مقاومتی در حدود ۲ بازگشته است.

نتایج آزمون بررسی مانایی متغیرهای وابسته نشان داد متغیر PB در بانک تجارت ماناست و در نتیجه رابطه بلندمدت با مقادیر الگوی پویای ارزشیابی ندارد. نتایج تخمین الگوی ARDL در بانک تجارت نشان داد متغیر نسبت قیمت به ارزش دفتری در هر سال ارتباط مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۵ درصد با مقدار سال

نمودار مقایسه مقادیر PB بازار و PB تخمین زده شده توسط الگوهای ARDL و ARIMA در بانک ملت نشان می‌دهد نسبت PB تخمین زده شده توسط الگوی ARDL به مقادیر واقعی آن نسبت به الگوی ARIMA نزدیک تر است. از طرفی در نقاط چرخشی اصلی^۱ حرکت PB به دست آمده از الگوی ARDL تیزتر^۲ از PB واقعی و PB حاصل از الگوی ARIMA است.

نتایج تخمین اثرات بلندمدت الگوی ارزشیابی برای بانک اقتصاد نوین در جدول (۵) نشان داد تنها متغیر اثرگذار نرخ بازده مورد انتظار سهامداران است؛ ولی این اثر مثبت است که همانند نتیجه الگو در بانک‌های کارآفرین و ملت این موضوع با ادبیات مالی و آنچه انتظار می‌رفت در تناقض آشکار است؛ زیرا همان گونه که در قسمت روش پژوهش اثبات شد، انتظار رابطه معکوس بین نرخ بازده مورد انتظار و نسبت PB می‌رود. الگوی ARDL در بانک اقتصاد نوین با ضریب تعیین تعدیل شده ۸۹ درصد قادر است این مقدار از تغییرات نسبت PB را توضیح دهد. ضریب جمله تصحیح خطا

1. Major pivot point
2. Sharp

می‌رود. وجود نداشتن رابطه بلندمدت در بانک تجارت بدین معناست که سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و سهامداران این بانک واکنش سریع به تغییرات متغیرهای بنیادین می‌دهند.

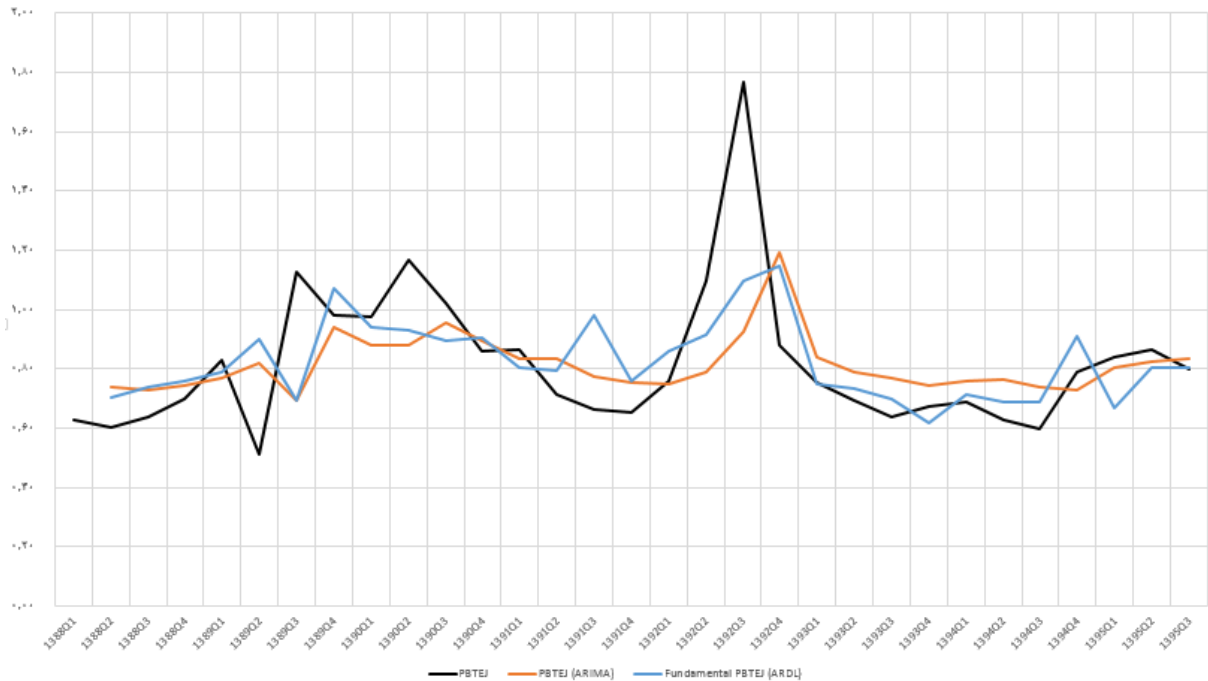
گذشته خود با ضریب ۰,۴۴ و رابطه مثبت و معنادار در سطح اطمینان ۹۰ درصد با میزان نرخ بازده مورد انتظار دارد؛ به طوری که با افزایش یک واحد در نرخ بازده مورد انتظار، انتظار افزایش ۰,۹ در نسبت PB همان سال

بانک اقتصاد نوین



نمودار (۴) بازار PB و PB تخمینی توسط الگوهای ARDL و ARIMA در بانک اقتصاد نوین

بانک تجارت



نمودار (۵) بازار PB و PB تخمینی توسط الگوهای ARDL و ARIMA در بانک تجارت

داشت؛ به‌طور کلی معنادار بودن متغیرهای بنیادین همچون نرخ بازده موردانتظار، نسبت سود تقسیمی و نرخ رشد موردانتظار و قدرت بالای توضیح‌دهندگی الگوهای ARDL تأییدکننده پژوهش‌هایی همچون پژوهش برنارد^۲ (۱۹۹۵)، کولینز، میدیو و وایس^۳ (۱۹۹۷) و ریس^۴ (۱۹۹۷) است که معتقدند متغیرهای بنیادی مهم‌ترین متغیرها در ارزشیابی سهام‌اند. در نهایت وجه مشترک پژوهش حاضر با پژوهش برتساتوس و همکاران (۲۰۱۷) را می‌توان در تأثیرات کمتر انتظارات سرمایه‌گذاران از ریسک‌های کلان همچون ریسک سیاسی و بحران مالی دانست؛ در نتیجه مؤلفه‌های مهم‌تری بر تغییرات قیمت سهام بانک‌ها تأثیر می‌گذارد. نتایج پژوهش حاضر بیان‌کننده توانایی نسبتاً بالای الگوی پویای ارزشیابی در پیش‌بینی نسبت PB بانک‌های فعال در بازار سرمایه کشور است؛ بنابراین، تحلیلگران بازار سرمایه، مدیران سبد و سرمایه‌گذاران شخصی می‌توانند از الگوی پویای تنزیل جریان‌های نقدی^۵ برای تصمیم‌گیری درباره خرید سهام بانک‌های موجود در بازار سرمایه استفاده کنند. با توجه به سیاست‌های کلی اصل ۴۴ قانون اساسی و سیاست دولت برای واگذاری سهام بانک‌های دولتی به بخش خصوصی، به مدیران بانک‌ها به‌ویژه بانک‌های مطالعه‌شده پیشنهاد می‌شود در واگذاری‌های سهام بانک و در معاملات بلوکی، از الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها برای ارزشیابی سهام بانک استفاده کنند. مدیران مذکور می‌توانند در سیاست‌گذاری‌های خود در زمینه آگاهی از عوامل بنیادین مؤثر بر قیمت سهام بانک و اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت متغیرهای مذکور از نتایج این پژوهش استفاده کنند. به‌علاوه نتایج این پژوهش،

از نکات تأمل‌برانگیز در نمودار PB بانک تجارت نسبت به دیگر بانک‌ها، حرکت ملایم‌تر PB‌های به‌دست‌آمده از الگوهای ARDL و ARIMA نسبت به مقدار PB واقعی آن است. حبابی بودن قیمت سهام بانک تجارت در پاییز سال ۹۲ به‌خوبی در نمودار (۵) ملاحظه می‌شود؛ به‌طوری که نسبت PB از مقدار به‌دست‌آمده از متغیرهای بنیادین خود فاصله نسبتاً زیادی گرفته و دوباره محکوم به بازگشت به سمت PB بنیادین خود بوده است. وجود رابطه بلندمدت و قابلیت بالای پیش‌بینی الگوی پویای ارزشیابی در بانک‌های کارآفرین، ملت و اقتصاد نوین نشان‌دهنده وجودنداشتن کارآیی اطلاعاتی ضعیف در بازار سرمایه ایران است و نتیجه پژوهش‌هایی همچون عباسیان و ذوالفقاری (۲۰۱۳)، احمدزاده و همکاران (۲۰۱۴) و نادمی و سالم (۲۰۱۶) درباره کارآیی بورس اوراق بهادار تهران را تأیید می‌کند.

ترقی‌جاه و نیکومرام (۲۰۱۵) در مقایسه با الگوی DDM، الگوی تنزیل جریان نقد عملیاتی را و اسلامی‌بیدگلی، باجلان و محمودی (۲۰۱۰) الگوی نسبت قیمت به عایدات را الگوی برتر برای ارزشیابی سهام بانک‌ها می‌دانند؛ ولی الگوی پویای ارزشیابی سهام بانک‌ها که از الگوی DDM برمی‌آید، الگویی مناسب و با دقت بالا ارزیابی شد. نتایج موفق و با دقت بالای لازاتی و منیچینی^۱ (۲۰۱۶) که در پیش‌بینی قیمت سهام از الگویی پویا مبتنی بر الگوی ارزشیابی تنزیل جریان‌های نقد (DDM) استفاده کردند، با پژوهش کنونی سازگار است. در مقایسه یافته‌های این پژوهش با نتایج برگرفته از مقاله محمودی آذر و راعی (۲۰۱۴) می‌توان پی برد که الگوهای دقیق‌تری از الگوی ARIMA برای پیش‌بینی قیمت سهام وجود دارد و استفاده از این الگو در پیش‌بینی قیمت سهام به‌تنهایی توجیهی نخواهد

2. Bernard

3. Collins, Maydew & Weiss

4. Rees

5. Dynamic Dividend Discount Model

1. Lazzati & Menichini

است، پیشنهاد می‌شود متغیر ریسک نکول نیز در الگوی پویا وارد و اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت آن بررسی شود. در نهایت پیشنهاد می‌شود از دیگر الگوهای اقتصادسنجی در مقایسه با الگوی پویا (مانند الگوهای ناهمسان واریانس شرطی، الگوهای دارای حافظه بلندمدت و...) برای ارزشیابی سهام بانک‌ها استفاده شود.

منابع فارسی

- [۱] احمدزاده، ع.، یاوری، ک.، عیسائی تفرشی، م.، و صالح آبادی، ع. (۱۳۹۳). تحلیل بر روش‌های ارزیابی کارآیی بازار سرمایه در ایران. فصلنامه تحقیقات مدل‌سازی اقتصادی، ۵(۱۷)، ۲۸-۱.
- [۲] اسلامی بیدگلی، س.، باجلان، س.، و محمودی، و. (۱۳۸۷). ارزیابی عملکرد مدل‌های ارزش‌گذاری در بورس اوراق بهادار. فصلنامه تحقیقات مالی، ۱۰(۲۶)، ۲۱-۴۰.
- [۳] اعتمادی، ح.، و فتحی، ز. (۱۳۹۱). مقایسه توانایی تبیین ارزش بازار شرکت با استفاده از دو متغیر سود خالص عملیاتی پس از کسر مالیات و ارزش افزوده اقتصادی. پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی، ۴(۱۶)، ۶۷-۴۵.
- [۴] باقی، م.، ابراهیمی، م.، و نیکزادچالشتری، ق. (۱۳۹۳). مقایسه مدل‌های تنزیلی سود تقسیمی، جریان نقد آزاد و سود باقیمانده در ارزشیابی سهام شرکت‌های تولیدی پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. فصلنامه حسابداری مالی، ۶(۲۲)، ۱۱۳-۸۹.
- [۵] بشیری جویباری، م.، و پاکیزه، ک. (۱۳۹۲). تأثیر ارزشیابی نادرست بر تصمیمات سرمایه‌گذاری

عدم کارآیی اطلاعاتی در بازار سرمایه ایران را تأیید کرد؛ در نتیجه به سازمان بورس و اوراق بهادار به منزله نهاد ناظر و شرکت بورس به منزله بازوی اجرایی آن پیشنهاد می‌شود در زمینه بهبود درجه کارآیی بازار، اقداماتی از قبیل ارتقای سیستم اطلاع‌رسانی بورس و فرایند انتشار گزارشات بانک‌ها از طریق سامانه کدال، بهبود رویه انتشار اخبار و اطلاعات مرتبط با بانک‌ها، گسترش ابزارهای تجزیه و تحلیل صورت‌های مالی بانک‌ها همچون بهبود سطح کیفیت وبسایت مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران و سایت‌های مشابه و نظارت دقیق‌تر بر نحوه تهیه صورت‌های مالی بانک‌ها را در اولویت کاری خود قرار دهند.

به پژوهشگران برای انجام پژوهش‌های بعدی پیشنهاد می‌شود از آنجا که مبنای استفاده از الگوی پویای ارزشیابی در پژوهش حاضر، الگوی تنزیل سود تقسیمی (DDM) بود و با توجه به تنوع موجود در الگوهای ارزشیابی و نحوه محاسبه اجزای آنها، عملکرد سایر الگوهای ارزشیابی (همچون الگوی سود باقی‌مانده (RIM)، الگوی FCF، الگوی EVA و...) در بورس اوراق بهادار تهران با رویکرد الگوهای پویای اقتصادسنجی را بررسی کنند. به علاوه میزان دقت الگوی ارزشیابی پویا را در دیگر صنایع بورسی و شرکت‌های تولیدی بررسی کنند. به دلیل ماهیت متفاوت ترازنامه بانک‌ها نسبت به شرکت‌های تولیدی، پیشنهاد می‌شود بخش‌های ترازنامه بانک به صورت مجزا ارزشیابی شود. همچنین با توجه به متفاوت بودن ارزشیابی سهام بانک‌ها نسبت به دیگر شرکت‌ها، پیشنهاد می‌شود به جای الگوی DDM از الگوهای موسوم به مدیریت دارایی - بدهی (ALM) استفاده شود که ریسک دارایی و بدهی بانک را در نظر می‌گیرند. از آنجا که یکی از مهم‌ترین ریسک‌های حاکم بر بانک‌های کشور ریسک نکول

بازدهی بازار سهام تهران. فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، ۲۴(۷۷)، ۱۶۲-۱۳۹.

References

- [15] Abbasian, E., & Zolfaghari, M. (2013). Dynamic analysis of weak efficiency in the Tehran Stock Exchange, using the kalman filter. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 21 (65), 231-254. (in persian). DOI: <http://qjerp.ir/article-622-1-fa.html>.
- [16] Ahmadzadeh, A., Yavari, K., Isaei Tafreshi, M., & Salehabadi, A. (2014). An analysis on methods of market efficiency evaluation in Iran. *Journal of Research in Economic Modeling*, 5 (17), 1-28. (in persian). DOI: <http://jemr.khu.ac.ir/article-896-1-fa.html>.
- [17] Baghi, M., Ebrahimi, M. & Nikzad, G. (2014). Comparison of dividend dividend, free cash and residual profit in valuation of shares of the manufacturing companies accepted in Tehran Stock Exchange. *Quarterly Financial Accounting Journal*, 6 (22), 89-113. (in persian). DOI: <http://qfaj.ir/article-78-1-fa.html>.
- [18] Bashiriojibari, M. & pakizeh, K. (2014). The impact Stock market misvaluation on firmâ™s investment decisions. *Asset Management and Financing*, 1 (3), 81-98. (in persian). DOI: http://amf.ui.ac.ir/article_19862.htm.
- [19] Bernard, V. L. (1995). The feltham-ohlson framework: Implications for empiricists. *Contemporary Accounting Research*, 11, 733-747. Doi:10.1111/j.1911-3846.1995.tb00463.x.
- [20] Bertsatos, G., & Sakellaris, P. (2016). A dynamic model of bank valuation. *Economics Letters*, 145, 15-18. DOI: 10.1016/j.econlet.2016.05.014.
- [21] Bertsatos, G., Sakellaris, P., & Tsionas, M. G. (2017). Did the financial crisis affect the market valuation of large systemic US banks? *Journal of Financial Stability*, 32, 115-123. DOI: 10.1016/j.jfs.2017.09.002.
- [22] Collins, D. W., Maydew, E. L., & Weiss, I. S. (1997). Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years. *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 39-67. DOI: 10.1016/S0165-4101(97)00015-3.

- شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. مدیریت دارایی و تأمین مالی، ۱(۳)، ۸۱-۹۸.
- [۶] ترقی‌جاء، ز.، و نیکومرام، ه. (۱۳۹۴). بررسی مدل‌های ارزشگذاری سهام با رویکرد دست‌یابی به مدل بهینه در صنعت بانکداری ایران. *دانش مالی تحلیل اوراق بهادار*، ۸(۲۸)، ۴۱-۵۶.
- [۷] تشکینی، الف. (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی کاربردی به کمک مایکروفیت*. تهران: نورعلم.
- [۸] حسینی‌نسب، الف.، و ایزانلو، ق. (۱۳۸۷). تأثیر ریسک سیاسی بر نوسان بازدهی سهام در ایران. *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۸(۲)، ۴۱-۶۲.
- [۹] عباسیان، ع.، و ذوالفقاری، م. (۱۳۹۲). تحلیل پویای کارآیی سطح ضعیف در بورس اوراق بهادار تهران توسط فیلتر کالمن. *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۵)، ۲۳۱-۲۵۴.
- [۱۰] قالیباف‌اصل، ح.، و بابالیان، ش. (۱۳۹۳). بررسی مدل‌های ارزشگذاری سهام بانک‌ها. *فصلنامه روند*، ۲۱(۶۸)، ۱۷۸-۱۵۱.
- [۱۱] قلی‌زاده، م.، و وحیدپور، ق. (۱۳۸۷). پیش‌بینی قیمت سهام با استفاده از روش خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL). *فصلنامه تحقیقات مالی*، ۹(۲)، ۴۹-۶۰.
- [۱۲] محمودی‌آذر، م.، و راعی، ر. (۱۳۹۳). پیش‌بینی بازده آتی بازار سهام با استفاده از مدل‌های آریمای شبکه عصبی و نویززدایی موجک. *مدیریت دارایی و تأمین مالی*، ۲(۲)، ۱-۱۶.
- [۱۳] مهرانی، ک.، و مهرانی، ک. (۱۳۹۲). *ارزشیابی سهام (روش‌ها و مدل‌ها)*. تهران: مهربان.
- [۱۴] نادمی، ی.، و سالم، ع. (۱۳۹۵). بررسی فرضیه کارآیی ضعیف در دو رژیم پرنوسان و کم‌نوسان

- exchange. *Quarterly Journal of Economic Research and Policies*, 24 (77), 139-162. (in persian). <http://qjerp.ir/article-1-1198-fa.html>.
- [33] Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), 289-326. DOI: 10.1002/jae.616.
- [34] Rees, W. P. (1997). The impact of dividends, debt and investment on valuation models. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24 (7), 1111 -1140. DOI: 10.1111/1468-5957.00154.
- [35] Taraghi Jah, Z., & Nikoomaram, H. (2015). Stock valuation models with a view to achieving optimal model in the banking industry of Iran. *Financial Knowledge of Securities Analysis*, 28 (8), 41-56. (in persian). http://jfkksa.srbiau.ac.ir/article_8252.html.
- [36] Tashkini, A. (2016). *Applied Econometrics with Micropyte*. Tehran: Noor e Elm. (in persian).
- [37] www.Codal.ir.
- [38] www.fipiran.com
- [23] Eslami-Bidgoli, G., Bajalan, S., & Mahmoodi, V. (2010). Performance assessment of valuation models in Tehran Stock Exchange. *Financial Research*, 10 (26), 21-40. (in persian). DOI: https://jfr.ut.ac.ir/article_20030.html.
- [24] Etemadi, H., & Fathi, Z. (2013). Comparison of ability to explain market value of a company using two variables of net operating profit after tax deduction and economic value added. *Financial Accounting Research and Audit*, 4(16), 45-67. (in persian). DOI: http://faar.iauctb.ac.ir/article_510561.html.
- [25] Ghalibaf Asl, H., & Babaloyan, S. (2014). Reviewing the models of stock valuation of banks. *Ravand*, 68 (21), 151-178. (in persian). DOI: <https://www.cbi.ir/page/13521.aspx>.
- [26] Golizadeh, M., & Vahidpoor, G. (2008). Forecasting stock price with ARDL method of one equation cumulative regression methods. *Financial Research Journal*, 9 (2), 49-60. (in persian). DOI: https://jfr.ut.ac.ir/article_27213.html.
- [27] Hamadi, H., & Hamadeh, M. (2012). Equity valuation: a comparison between the discounted cash flow models and the residual income models. *International Journal of Business, Accounting & Finance*, 6 (2), 104-115. <http://www.iabpad.com>.
- [28] Hosseiny Nasab, E., & Izanlo, G. (2008). The effect of political risk on the fluctuation of stock returns in Iran. *Economics Research*, 8 (2), 41-62. (in persian). <http://joer.atu.ac.ir>.
- [29] Lazzati, N., & Menichini, A. A. (2016). A Dynamic model of firm valuation. *Financial Review*, 53 (3), 499-531. DOI: 10.2139/ssrn.2435328.
- [30] Mahmoudiazar, M., & Raei, R. (2014). Prediction of stock market returns with out of sample data: evaluating out of sample methods (Regression method and wavelet neural network). *Asset Management and Financing*, 2 (2), 1-16. (in persian). http://amf.ui.ac.ir/article_19880.html.
- [31] Mehrani, K., Mehrani, K., & Mirsaneie, R. (2016). *Stock Valuation (Methods and Models)*. Tehran: Mehraban. (in persian).
- [32] Nademi, Y., & Salem, A. (2016). An investigation of the hypothesis of weak form of efficiency in two regimes of high & amp; poor volatility in Tehran stock