مطالعات و سیاست‌های
اقتصادی
دو فصلنامهٔ مطالعات و سیاست‌های اقتصادی
دوره دهم، شمارهٔ یک، بهار و تابستان ۱۴۰۲
شمارهٔ پیاپی ۱۹، صص ۵۳-۷۸
مقالهٔ پژوهشی

Economic ESP
The Journal of Economic Studies and Policies
Semi-annual, Vol. 10, No. 1, Spring & Summer 2023
Issue 19, pp. 53-78
Original Article

تجزیه و تحلیل اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی بر شاخص‌های عمق بازار سهام: مطالعه موردی منتخبی از کشورهای در حال توسعه

ابراهیم انواری *
الهام تکبند **
مسعود خداپناه ***

DOI: 10.22096/esp.2023.131541.1379

[تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۵/۱۳ ـ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۹/۰۶]

چکیده

در چرخه درآمد ملی، بخش مالی به منزله واسطهٔ تخصیص بهینه منابع، یکی از مهم‌ترین عناصر رشد اقتصادی است. این بخش با کاهش هزینه تأمین منابع به منزله شتاب‌دهنده به فعالیت‌های اقتصادی در راستای توسعه و رشد اقتصادی عمل می‌کند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های سالانه برای ۱۵ کشور درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۱۸-۱۹۹۳، اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی منتخب به عنوان شتاب‌دهنده‌های مالی بر عمق بازار سهام بررسی شده است. همچنین از مدل اقتصادسنجی خود رگرسیون برداری تابلویی برای بررسی رابطه بین تکانه‌های اعتبارات بخش بانکی با شاخص‌های عمق بازار سهام استفاده شده است. مطابق نتایج این پژوهش واکنش شاخص‌های عمق بازار سهام از جمله ارزش کل معاملات و نسبت گردش حجم معاملات در مقابل یک تکانه وارده از سوی اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی، مثبت بوده است. تکانه کسری بودجه دولت دارای اثر مثبت بر شاخص ارزش کل معاملات بوده است، اما اثری منفی بر نسبت گردش حجم معاملات داشته است.

واژگان کلیدی: عمق بازار سهام؛ شتاب‌دهنده مالی؛ بورس اوراق بهادار؛ مدل خود رگرسیون برداری تابلویی.
طبقه‌بندی موضوعی: E62, E44, O16.

* دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. «نویسنده مسئول»
Email: E.anvari@scu.ac.ir
** کارشناسی ارشد گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: E.takband@mscstu.ac.ir
*** دانشیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
Email: Khodapanah@scu.ac.ir

۱. مقدمه

یکی از شاخص‌هایی که در بررسی وضعیت بازارهای مالی از آن استفاده می‌شود، عمق بازار است. مشخصه عمق بازار سهام (Stock market depth) شامل شاخص‌هایی از قبیل مجموع سرمایه بازار (Market capitalization) (مجموع قیمت‌های سهام در بازار)، ارزش کل معاملات (Trade value) و نسبت گردش حجم معاملات (Turnover ratio) است.

از آنجا که بین تحولات بازار سهام و رکود و رونق اقتصادی رابطه معناداری وجود دارد و متقابلاً سیاست‌گذاری‌های کلان در هر کشوری، بازار سهام آن کشور را متأثر می‌سازد، سیاست‌های مالی و بودجه دولت می‌تواند اثر مهمی روی رشد بلندمدت و ظرفیت تولید داشته باشد.[۱] به همین دلیل این موضوع باعث حساسیت ویژه سهامداران بازار به نقش دولت شده است. بر این اساس ضرورت دارد دولت شرایطی را فراهم آورد تا سرمایه‌گذاران تصمیم‌گیری‌های مؤثرتر اتخاذ نمایند. چرا که سیاست‌های دولت در بخش‌های مالیات، حجم پول، بازار ارز و سایر بخش‌های اقتصادی بر بازار اوراق بهادار مانند ارزش بازار، معاملات و حجم آن مؤثر است. هر چه سیاست‌های دولت به صورت شفاف و منطقی و روشن اعلام شود و تسهیل بهتر برای ورود شرکت‌ها در بازار اوراق بهادار ایجاد شود، ضمن کسب سود برای شرکت‌ها، نقدینگی به سمت بازارهای رسمی هدایت می‌شود؛ بنابراین لازم است دولت اثرات ناشی از تصمیم‌های کلان اقتصادی خود را بر بازار سهام در سیاست‌گذاری مورد توجه قرار دهد.

تأمین مالی پایدار و بلندمدت برای تولید در هر کشور دارای اهمیت زیادی است. رشد بخش مالی در اقتصاد هر کشور می‌تواند بخشی از نیاز به منابع مالی برای تولید را فراهم سازد. در این حالت ضمن کاهش ریسک تأمین مالی، کارایی تجهیز منابع و تخصیص بهینه آن را افزایش می‌دهد. دولت به شکل‌های مختلف در راستای سیاست‌های حاکمیتی می‌تواند بر شتاب‌دهنده‌های مالی اثرات غیر مستقیم زیادی داشته باشد. این نقش در اقتصاد با سیاست‌های انقباضی و انبساطی دولت تحلیل می‌شود. ایجاد زمینه برای شکل‌گیری بازار مالی با کارکرد مناسب و هدایت سرمایه‌ها به سمت بازارهای متشکل پولی و سرمایه‌گذاری، بخشی از فعالیت‌هایی است که در آن دولت می‌تواند نقش فعالی داشته باشد.

مطالعه نسبت دارایی‌های بانک به کل دارایی‌ها در کشورهای درحال‌توسعه نشانگر نقش اساسی بازار سرمایه نسبت به دیگر بخش‌ها در شکل‌گیری دارایی‌های سرمایه‌ای بالاتر بوده است. در سال‌های اخیر اغلب کشورهای درحال‌توسعه از جمله ایران گرایش زیادی به تأمین مالی از طریق

---

۱. محسن، ابراهیمی و نوشین شکری، «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی»، مدلسازی اقتصادی ۵، شماره ۱ (۱۳۹۰): ۲۳-۴۵.

بازار سرمایه داشته‌اند. به طوری که شاخص اندازه بازار سرمایه نسبت به تولید ناخالص داخلی در ایران بیان‌کننده رشد هجده درصدی طی سال‌های اخیر بوده است.[۲]

بازار پول و بانک‌ها با ابزارهای لازم به اشخاص و بنگاه‌ها امکان کسب نقدینگی به میزان مطلوب را می‌دهند. واحدهای اقتصادی به دلیل عدم همزمانی دریافت پول و انجام مخارج به بازار پول وابستگی زیادی دارند. نگهداری وجوه برای انجام مخارج برنامه‌ریزی‌شده در شرکت‌ها و بنگاه‌ها، متضمن هزینه نرخ بهره است. به همین دلیل با هدف حداقل‌سازی این هزینه، ترکیبی از منابع نقدی و اوراق بهادار بازار پول و تسهیلات بانکی را در روند تولید دارند؛ بنابراین بازار پول نقش مهمی در تأمین نقدینگی و تأمین سرمایه در گردش در دوره کوتاه‌مدت دارد.

تغییر در سیاست‌گذاری‌های پولی و تغییر در نرخ بهره، دارای اثرات مستقیمی بر هزینه‌های منابع مالی شرکت‌ها است.[۳] تأمین مالی منابع برای بنگاه‌ها بر مخارج واقعی و متغیرهای بخش‌های مختلف در اقتصاد اثرگذار است. از سوی دیگر برخی فاکتورهای اساسی تأمین مالی در بلندمدت مانند اوراق قرضه، اوراق رهنی، سهام عادی، اوراق مشارکت و حق تقدم خرید سهام و سیاست‌گذاری‌ها برای هرکدام بر تأمین مالی فرآیند تولید بنگاه‌ها دارای اثرات بااهمیتی است. این اثرات با عنوان شتاب‌دهنده‌های مالی در اقتصاد شناخته شده است.

با توجه به اهمیت بررسی نقش بخش بانکی و بازار سهام به مثابه دو شاخص توسعه مالی، مطالعه اثر متغیرهای اقتصادی بر بازار سهام ضروری به نظر می‌رسد. در این پژوهش از مدل خود رگرسیون برداری پانل (Panel VAR) و داده‌های سالانه ۲۰۱۸-۱۹۹۳ در ایران و برخی کشورهای درحال‌توسعه استفاده شده است. در بخش دوم مقاله به مبانی نظری پرداخته شده است. بخش سوم مدل ارائه می‌شود و متغیرها تعریف می‌شوند و در بخش چهارم نتایج حاصل از تخمین موضوع بحث و بررسی قرار می‌گیرد و در بخش پنجم نتیجه‌گیری ارائه می‌گردد.

۲. مبانی نظری

۲-۱. ارتباط بخش بانکی و سیاست‌های دولت با بازار سرمایه

اعتبارات بانکی با ایجاد فرصت‌های لازم برای توسعه سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها، ضمن ایجاد اشتغال در شرکت، زمینه رشد و توسعه اقتصادی کشور را نیز فراهم می‌سازد. اعتبارات و تسهیلات بانکی

---

۲. محمدهادی صادق، «بررسی بازار سرمایه ایران در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار ۲، شماره ۶ (۱۳۹۰): ۱۴۱-۱۷۰.

3. Ben Bernanke, and Mark Gertler. "Monetary policy and asset price volatility," *Economic Review* 84 (1999):17-51.

به بخش‌های مختلف تولید به منزله تأمین‌کننده سرمایه نقش مهمی دارد. یک سیستم مالی و پولی توسعه‌یافته می‌تواند با تسهیل در صادرات، ضمن کاهش هزینه‌های تولید، رونق تجارت و افزایش اشتغال را در پی داشته باشد. بخش بانکی همراه با تولید در یک اقتصاد و در کنار آن، با تأمین مالی برای تهیه مواد اولیه و تکنولوژی‌های به‌روز، به نوعی تسهیل‌کننده رقابت در بازار و تجارت است. این همراهی می‌تواند نقش مهمی در کاهش تکانه‌های تکنولوژی بازار و عدم اطمینان‌های گوناگون داشته باشد. بسیاری از برنامه‌ریزی‌های تولید با شوک‌های پیش‌بینی‌نشده مانند نوسانات ارز تحت تأثیر قرار می‌گیرد که وجود یک سیستم بانکی برای تأمین اعتبارات کمک زیادی به توسعه و رشد اقتصادی می‌کند. تحقیقات نشان می‌دهد توسعه بخش پولی و بانکی اثرات مثبتی بر توسعه تولید[٤] و صادرات داشته است.[٥] کمبود عرضه کل و کاهش سرمایه‌گذاری بخش خصوصی زمینه استفاده از سیاست کسری بودجه توسط دولت را ایجاد می‌کند. این سیاست علاوه بر ایجاد رکود در اقتصاد، ایجادکننده تورم شتابان نیز در اقتصاد خواهد بود. مطابق با نظر کینزین ها تعادل در اقتصاد مقدم بر تعادل در بودجه دولت است و کسری بودجه در کوتاه‌مدت با رشد اقتصادی بلندمدت جبران می‌شود.[٦]

اثرات اقتصادی کسری بودجه به ساختارهای اقتصادی و چگونگی روابط بین متغیرهای اقتصادی بستگی دارد.[٧] نسبت گردش حجم معاملات در فعالیت‌های مالی و پولی یکی از معیارهای نقدشوندگی معاملات سهام است. نقدشوندگی یکی از ویژگی‌های مهم بازارهای رقابت کامل است. نقدشوندگی بالای دارایی‌ها عامل مهم در رشد سرمایه‌گذاری است. در بورس اوراق بهادار، شاخص گردش حجم معاملات نشان می‌دهد که چگونه سهامداران خرد فرصت تبدیل به سهام‌داران عمده را داشته‌اند. هر چه یک دارایی دارای قدرت نقدشوندگی بالایی باشد، به مفهوم وجود پایین‌بودن عدم تقارن اطلاعاتی است و سهامداران شناخت بهتری نسبت به آن داشته‌اند.

---

4. Quy-Toan Do, and Andrei Levchenko. "Comparative advantage, demand for external finance and financial development," *Journal of Financial Economics* 86, no. 3(2007): 796-834.

5. Evelyn Wamboye, and Mookerjee Rajen. "Financial development and manufactured exports: the african experience," *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies* 7, no.1 (2014): 22-34; Bo Becker, Jinzhu Chen, and David Greenberg. "Financial development, fixed costs and international trade," *Review of Corporate Finance Studies* 2, no. 1 (2013):1-28; Mustafa Caglayan, Omar S Dahi, and Demir Firat. "Trade flows, exchange rate uncertainty and financial depth: evidence from 28 emerging countries," *Southern Economic Journal* 79, no. 4 (2013): 905-927.

٦. احمد جعفری صمیمی، اقتصاد بخش عمومی ١، چاپ ششم (تهران: انتشارات سمت، ١٣٨٣).

7. Guess Guess, and Kenneth Koford. "Inflation, recession and the Federal Budget Deficit (or, blaming economic problems on a statistical mirage)," *Policy Sciences* 17, no.4 (1984): 385-402; Khalifa, H. Ghali. "Public investment and private capital formation in a vector error-correction model of growth," *Applied Economics* 30, no. 6 (1998): 837-844.

در نخستین مرحله از ویژگی‌های حرکت به سوی توسعه اقتصادی، این بازار پول است که نقش اساسی را در تجهیز منابع پس‌انداز بر عهده دارد، اما به تدریج که اقتصاد توسعه می‌یابد، بازار سرمایه بخش فزاینده‌ای از پس‌اندازها را به سوی سرمایه‌گذاری‌ها هدایت می‌کند. این‌گونه تعامل سبب هم‌افزایی توان هر دو بازار می‌شود و همکاری بازارها می‌تواند از تداخل وظایف و دوباره‌کاری جلوگیری کند. تقویت این همکاری، ثبات بازارهای مالی و افزایش سرعت واکنش به بحران‌های مالی را به دنبال خواهد داشت. عملیات نظام بانکی بر نحوه فعالیت بازار سرمایه و برعکس، عملیات بازار سرمایه بر فعالیت نظام بانکی تأثیر می‌گذارد؛ ازاین‌رو همکاری مشترک بانک‌ها و بازار سرمایه، هم‌عرض و در راستای تقویت یکدیگر بوده و سبب افزایش اطمینان در بازارهای مالی خواهد شد. حذف فعالیت بانک‌ها از بازار سرمایه نیز، باعث کاهش فعالیت بازار سرمایه می‌شود.[۸] بر اساس مباحث یادشده نظام بانکی چه در نقش مکمل و چه در نقش رقیب‌بودن بازار سرمایه، تکمیل‌کننده بازار سرمایه است. به این صورت که زمانی که بانک در نقش مکمل بازار سرمایه است، نیازهای مالی‌ای را تأمین می‌کند که تکمیل‌کننده فعالیت‌های بازار سرمایه در این زمینه است و در حالتی که در نقش رقیب برای بازار سرمایه است، باعث رونق فعالیت‌های بازار سرمایه می‌شود و این امر، رشد و توسعه اقتصادی را به دنبال خواهد داشت.

با توجه به اینکه توسعه مالی، مؤسسات و بازارهای مالی را در برمی‌گیرد و همانطور که قبلاً بیان شد در این میان بانک‌ها و بازار سهام بخش اساسی توسعه بازار مالی را تشکیل می‌دهند؛ بنابراین توسعه مالی یک مفهوم چندوجهی است که توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام را نیز در برمی‌گیرد؛ ازاین‌رو چند معیار ازجمله اعتبارات (تسهیلات) خصوصی (Private Credit)، بدهی‌های نقدی (Liquid Liabilities) و دارایی‌های بانک تجاری-مرکزی (Commercial Central Bank) توسعه بخش بانکی را به خوبی نشان می‌دهند. اعتبار خصوصی، مرسوم‌ترین معیار اندازه‌گیری توسعه مالی است. مهم‌ترین مزیت این شاخص آن است که اعتبارات بخش دولتی در محاسبه آن منظور نمی‌شود.[۹]

کسری بودجه بزرگ و مداوم سبب کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران (داخلی و خارجی) است که منجر به تغییر در سبد سرمایه‌گذاران می‌شود. کسری بودجه ممکن است حداقل از نظر تئوری از طریق صرف ریسک ارزش سهام را تحت تأثیر قرار دهد. افزایش در صرف ریسک به علت کسری

8. Nicolaas Groenewold, Sam Hak Kan Tang, and Yanrui Wu. "The efficiency of the chinese stock market and the role of the banks," *Journal of Asian Economics* 14, no. 4(2003): 593-609.

۹. سعید، راسخی و امید رنجبر، «اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، دانش و توسعه ۱۶، شماره ۲۷ (۱۳۸۸): ۱-۲۲.

بودجه، سرمایه‌گذاران را در معرض نااطمینانی در مورد اقدامات مجدد بانک مرکزی نیز، قرار می‌دهد و بنابراین بازار سهام را بیشتر متزلزل می‌کند.

به طور کلی از دیدگاه سرمایه‌گذاران، کسری‌های بزرگ بودجه به دلیل افزایش نرخ بهره، قیمت و بازده سهام را به طور معکوس تحت تأثیر قرار می‌دهد. نظر به اینکه در این شرایط دولت، یک وام‌گیرنده بزرگ می‌شود؛ بنابراین مقدار زیادی از وجوهی که می‌توانست در اختیار بخش خصوصی قرار بگیرد را در اختیار می‌گیرد؛ بنابراین نرخ بهره بالا می‌رود. افزایش نرخ بهره به نوبه خود مخارج سرمایه‌ای را کاهش می‌دهد (اثر جبرانی) و فعالیت‌های واقعی اقتصاد را تضعیف می‌کند. این وقایع بازار مالی را به وسیله کاهش ارزش دارایی و ثروت خانوار تحت تأثیر قرار می‌دهد. نرخ‌های بهره بالاتر و فعالیت‌های اقتصادی ضعیف‌تر ممکن است عدم تعادل مالی را بدتر کند و مرحله دیگری از این اثرات منفی را راه‌اندازی کند.[۱۰]

۲- ۲. سابقه تحقیقات و مطالعات انجام‌شده

گرونن وود و همکاران[۱۱] به بررسی ارتباط کارایی بازار اوراق بهادار شانگهای و شن زن و تغییرات مقررات مربوط به نقش بانک‌ها در بورس‌های اوراق بهادار پرداختند و دریافتند که هنگامی‌که بانک‌ها از صحنه فعالیت بورس‌ها در سال ۱۹۹۶ حذف شدند، نقدشوندگی و کارایی بازار اوراق بهادار کاهش پیدا کرد و گردش اطلاعات، کمک چندانی به کارایی بازار نکرد و هنگامی‌که مجدد در سال ۲۰۰۰ در بازار بورس پذیرفته شدند، فعالیت بورس‌ها بهبود یافت.

لائوپودیس[۱۲] تأثیر کسری بودجه بر بازده سهام آمریکا را طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۶۸ و با استفاده از روش خودرگرسیون برداری از دید بازارهای کارا بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که وقفه‌های کسری بودجه تأثیر قابل ملاحظه و معکوسی بر بازده جاری سهام دارند؛ ازاین‌رو فرضیه بازار کارا در سطح نیمه‌قوی نسبت به کسری بودجه را رد می‌کند.

چاتزیانتونیو و همکاران[۱۳] در مقاله‌ای با استفاده از یک مدل خودرگرسیونی برداری ساختاری و داده‌های فصلی برای دوره ۱۹۹۱ -۲۰۱۰ اثرات شوک‌های سیاست پولی و مالی بر عملکرد بازار سهام در آلمان، بریتانیا و ایالات‌متحده را بررسی کرده‌اند. آنها دریافتند که هر دو سیاست‌های پولی و

10. Nikiforos Laopodis, "Fiscal policy and stock market efficiency: evidence for the United States," *The quarterly Review of Economics and finance* 49, no. 2(2009): 633-650.

11. Groenewold, et al. "The efficiency of the Chinese," 593-609.

12. Laopodis, "Fiscal policy," 633-650.

13. Ioannis Chatziantoniou, David Duffy, and George Filis. "Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: multi-country evidence," *Economic Modelling* 30, no.C (2013): 754-769.

مالی به طور مستقیم و غیر مستقیم، بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد. سیاست‌های پولی و مالی به تنهایی و به صورت متقابل، به طور مستقیم بر تحولات بازار سهام بریتانیا تأثیر می‌گذارد.

پاپادامو و همکاران[۱۴] رابطه بین نوسانات بازار سهام و استقلال بانک مرکزی را با استفاده از تحلیل داده‌های پنل بر روی مجموعه‌ای از ۲۹ کشور طی دوره ۲۰۰۵-۱۹۹۸ مورد بررسی قراردادند. آنها نشان دادند که رابطه‌ای مثبت بین استقلال بانک مرکزی و نوسانات بازار سهام وجود دارد. با توجه به اینکه سطح بالاتری از استقلال ممکن است به نوسانات بازار سهام آسیب برساند و سطح بالایی از شفافیت آن را کاهش دهد، یک راهبرد ترکیبی توسط بانک مرکزی می‌تواند اهداف اولیه بانک‌های مرکزی را در مورد ثبات بازارهای سهام تعیین کند.

ایساهاکو و همکاران[۱۵] تعاملات میان صندوق‌های قرض‌الحسنه، توسعه بخش بانکی و کیفیت بازار سهام را برای تعدادی از کشورهای درحال‌توسعه طی دوره ۱۹۹۹ تا ۲۰۱۳ مورد بررسی قرار داده‌اند. مطابق برخی از نتایج پیوند متقابل مهم و مثبت بین بخش‌های بانکی و پیشرفت بازار سهام وجود داشته است؛ بنابراین بانک‌ها و بازارهای سهام در کشورهای در حال توسعه متقابلاً وابسته هستند. همچنین یک رابطه منفی علت و معلولی دوطرفه بین بازارهای سهام و انتقال پول در کشورهای با سیستم‌های بانکی پیشرفته در این کشورها وجود داشته است.

بوی و همکاران[۱۶] روابط دوطرفه بین سیاست مالی و فعالیت‌های بازار سهام را با استفاده از داده‌های ۱۲ کشور آسیایی-اقیانوس آرام طی دوره ۲۰۱۵-۱۹۹۰ بررسی کردند. نتایج نشانگر روند متقابل سیاست‌های مالی در این کشورها در پاسخ به فعالیت‌های بازار سهام بوده است. همچنین تثبیت مالی تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر قیمت سهام داشته است.

نگو و لی[۱۷] رابطه علّی بین کارایی بانک و توسعه بازار سرمایه در ۸۶ کشور را بررسی کرده‌اند. در این تحقیق ابتدا از نسبت‌های مالی برای دستیابی به نمرات کارایی بانک‌ها در مرحله اول استفاده شده است. سپس این نمرات کارآیی با سطح توسعه بازارهای سرمایه کشور مربوطه با استفاده از

14. Stephanos Papadamou, Moïse Sidiropoulos, and Eleftherios Spyromitros. "Does central bank independence affect stock market volatility?," *Research in International Business and Finance* 42, no. C (2017): 855-864

15. Haruna Issahaku, Joshua Yindenaba Abor, Simon Kwadzogah Harvey. "Remittances, banks and stock markets: panel evidence from developing countries," *Research in International Business and Finance* 42, no. C (2017):1413-1427.

16. Duy-Tung Bui, Matthieu Llorca, and Thi Mai Hoai Bui. "Dynamics between stock market movements and fiscal policy: empirical evidence from emerging," *Asian economies*, 51(2018): 65-74.

17. Thanh Ngo, and Tu Le. "Capital market development and bank efficiency: a cross-country analysis," *International Journal of Managerial Finance* 15, no.1 (2019):1-21.

روش مدل معادلات همزمان تجزیه و تحلیل شده است. مطابق برخی از نتایج، گسترده‌بودن بازار سرمایه به مفهوم کارایی سیستم بانکی بوده است. از سوی دیگر کارایی بانک‌ها بر توسعه بازار سرمایه تأثیر مثبت داشته است. بر این اساس در این تحقیق اشاره شده است که همراه با نظارت بر تورم، بهبود عملکرد و کارایی بانک‌ها به جای توسعه بازار سرمایه باید در اولویت قرار گیرد.

الخوری و اروری[۱۸] تأثیر قدرت بازار بر توانایی بانک‌های شورای همکاری خلیج‌فارس در تأمین و تبدیل نقدینگی را ارزیابی کرده‌اند. مطالعه حاضر از روش گشتاورهای دو مرحله‌ای تعمیم‌یافته (GMM) برای ارزیابی و مقایسه نتایج بردارهای ضریب دو مدل مشابه آرلانو و باور[۱۹] استفاده کرده است. این دو مدل، یکی قدرت بازار را درون‌زا تلقی می‌کند. در حالی که دیگری قدرت بازار را برون‌زا تلقی می‌کند. این مطالعه شامل داده‌های سالانه در مورد متغیرهای بانکی برگرفته از گزارش‌های سالانه ۶۹ بانک متعارف و اسلامی واقع در شش کشور شورای همکاری خلیج‌فارس بوده است. مطابق برخی از نتایج، بانک‌ها به منزلهٔ واحدهای مهم ایجادکنندگان و ارائه‌دهندگان نقدینگی در راستای توسعه اقتصادی این کشورها بوده‌اند. افزایش قدرت بازار، توانایی بانک‌های شورای همکاری خلیج‌فارس را برای ایجاد نقدینگی افزایش داده است. بین تورم، رشد تولید ناخالص داخلی و توانایی بانک در تولید نقدینگی رابطه منفی وجود داشته است.

تسبیکس و داندر[۲۰] تأثیر سیاست‌های مالی بر کارایی بازار سهام در هلند را ارزیابی کرده‌اند. متغیرهای مورد بررسی شامل تورم، تراز مالی، شاخص تولید صنعتی، بازده سهام و قیمت نفت بوده است. بر اساس تجزیه و تحلیل مشخص شده است که نرخ بهره، تورم، شاخص تولید صنعتی و قیمت نفت تأثیر قابل توجهی بر بازده سهام هلند داشته است. تراز مالی تولید ناخالص داخلی تأثیر ناچیزی بر بازده سهام هلند داشته است.

اسیدو و همکاران[۲۱] رابطه چگونگی ارتباط سیاست پولی و بازار مالی در منتخبی از کشورهای کمتر توسعه‌یافته آفریقایی را طی دوره ۲۰۱۹-۱۹۹۳ بررسی کرده‌اند. در این تحقیق تجزیه و تحلیل جامعی از پویایی عملکرد بازار سهام به دنبال تغییرات در سیاست پولی ارائه شده است. متغیرهایی

18. Ritab Al-Khouri, and Houda Arouri. "Market power and the role of banks as liquidity providers in GCC markets," *Cogent Economics & Finance* 17, no. 11 (2019): 1-17.

19. Manual Arellano, and Olympia Bover. "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models," *Journal of econometrics* 68, no. 1 (1995): 29-51.

20. Konstantinos Tsibikis, and Jan Donders. "Fiscal policy and stock market efficiency in the netherlands: an ARDL bounds testing approach," *Asian Journal of Empirical Research* 10, no. 9(2020): 204-214.

21. Michael Asiedu, Emmanuel Oppong, and Orazgylyjova Gulnabat. "Effects of monetary policy on stock market performance in Africa evidence from ten (10) African Countries from 1980 to 2019," *Journal of Financial Risk Management* 9, no. 3 (2020): 252-267.

این تحقیق شامل تورم، رشد حجم پول، نرخ ارز، نرخ بهره واقعی و تسهیلات بانک تجاری بوده است. مطابق نتایج با استفاده از روش داده‌های ترکیبی نشان داد رشد حجم پول بر عملکرد بازار سهام از طریق کانال نرخ بهره تأثیر مثبت داشته است. نرخ بهره و تورم تأثیر منفی بر شاخص‌های عملکرد بازار سهام داشتند. همچنین تغییرات در سیاست‌های پولی در عملکرد بازار سهام در بازار غرب آفریقا به دلیل بازبودن مالی نسبتاً بالا تأثیر زیادی داشته است.

مکیان و ایزدی[۲۲] رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی را با روش حداقل مربعات معمولی کاملاً اصلاح‌شده (FMOLS) بررسی کردند. مطابق با نتایج آن‌ها در سال‌های اخیر روند افزایشی معاملات بازار سرمایه نسبت به بانک‌ها می‌تواند دلیل مثبت شده ضریب متغیر ساختار مالی باشد. بر اساس نتایج این تحقیق توصیه شده که جهت‌گیری سیاست‌های پولی و مالی در کشور به صورتی باشد که تقویت ساختار مالی با هدف نظام مالی مبتنی بر بازار را در پی داشته باشد.

صادقی و همکاران[۲۳] به بررسی تأثیر سیاست‌های مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی در ایران، طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۴۹ با استفاده از آزمون کرانه‌ها و مدل خودرگرسیونی با وقفه توزیعی پرداخته‌اند. مطابق با نتایج آن‌ها اخذ مالیات توسط دولت اثر مثبت بر بازار مالی داشته است.

فعالجو و صادقپور[۲۴] نحوه اثرگذاری شاخص ریسک کشوری بر نرخ بازدهی شاخص کل قیمت بورس اوراق بهادار تهران را مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق از روش غیرخطی مارکوف-سوئیچینگ استفاده شده است. مطابق برخی نتایج این تحقیق ریسک کشوری متوسط نسبت به رژیم ریسک کشوری بالا دارای پایداری بیشتری بوده است.

۳. مدل تحقیق

۱- ۳. روش پژوهش

به دلیل مزایای زیاد موجود در روش داده‌های تابلویی و همچنین محدودیت‌های آماری یک مدل‌های سری زمانی در دوره‌های کوتاه‌مدت، اگر قصد استفاده از این روش در یک تحقیق وجود داشته باشد و اطمینان از برون‌زا یا درون‌زا بودن یک متغیر وجود نداشته باشد، می‌توان با به‌کارگیری روش خودرگرسیون برداری در قالب داده‌های تابلویی این نگرانی را از بین برد.

---

۲۲. سید نظام‌الدین مکیان و محمدرضا ایزدی، «بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران ۲۰، شماره ۶۲ (۱۳۹۴): ۱۳۹-۱۶۲.

۲۳. سید کمال صادقی، رضا رنج‌پور، فاطمه باقرزاده آذر و سها موسوی، «تأثیر سیاست مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران ۲۰، شماره ۶۵ (۱۳۹۴): ۳۷-۶۱.

۲۴. حمیدرضا فعالجو، عسل صادقپور، «بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی ۳، شماره ۳ (۱۳۹۴): ۴۹-۷۸.

مدل خودرگرسیونی برداری پنل روش رگرسیون برداری مرسوم را در بر دارد با این تفاوت که داده‌ها از نوع ترکیبی (پانل) می‌باشند. به کمک این روش می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن و همچنین مقادیر گذشته سایر متغیرها تبیین کرد. یکی از کاربردهای رایج مدل‌های خود رگرسیون برداری پانل برآورد میانگین اثر بین گروه‌های ناهمگن و تشخیص اثرات فردی متناسب با آنهاست. مدل‌های خودرگرسیون برداری پانل مزیت‌های مدل‌های خود رگرسیون برداری و مدل‌های پانل دیتا را توأمان دارا هستند.[۲۵] علاوه بر آن، مدل خودرگرسیون برداری با کنترل ناهمگنی، نامانایی و همبستگی سریالی بین مقاطع، برآوردهای سازگاری را ارائه می‌کند. به کمک این روش می‌توان ارتباط بین متغیر وابسته را با مقادیر گذشته آن و همچنین مقادیر گذشته سایر متغیرها تبیین کرد. مدل خودرگرسیون برداری پانلی همگن (Homogenous) K متغیره از مرتبه p با اثرات ثابت (Fixed effect) را مطابق با سیستم معادلات خطی ذیل در نظر بگیرید:[۲۶]

$$Y_{it} = Y_{it-1}A_1 + Y_{it-2}A_2 + \cdots + Y_{it-p+1}A_{p-1} + Y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it} \qquad i \in \{1,2,\dots,N\},\ t \in \{1,2,\dots,T\} \qquad (۱)$$

که در آن Y_{it} بردار (1xk) از متغیرهای وابسته، X_{it} بردار (1xl) از متغیرهای برونزا، u_i و e_{it} بردارهای (1xk) از اثرات ثابت پانلی و پسماندهای معادلات هستند. $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ ماتریس (kxk) و B ماتریس (1xk) پارامترهایی هستند که باید برآورد شوند.

فرض می‌کنیم که خطاها ویژگی‌های ذیل را دارند، به ازای هر t>s داریم:

$$E[e_{it}] = 0, E[\acute{e}_{it}e_{it}] = \boldsymbol{\Sigma} \text{ و } E[\acute{e}_{it}e_{is}] = 0 \qquad (۲)$$

به این معنا که فروض کلاسیک مبنی بر همسانی واریانس، عدم وجود همبستگی سریالی و نرمال‌بودن پسماندها برقرار هستند.

در معادله (۱) اگر به‌جای $A_1, A_2, \dots, A_{p-1}, A_p$ داشته باشیم $A_{1,i}, A_{2,i}, \dots, A_{p-1,i}, A_{p,i}$ که در آن $i \in \{1,2, \dots, N\}$ است آنگاه وقفه متغیرهای وابسته از هر مقطع بر روی مقاطع دیگر هم اثرگذار بوده که اصطلاحاً به این وضعیت وابستگی پویا (Dynamic interdependency) اطلاق می‌شود. همچنین این وضعیت دلالت بر ناهمگنی (Heterogenous) مدل دارد. وابستگی پویا می‌تواند نامتقارن باشد، یعنی مقطع i بر j اثر بگذارد اما j بر i اثر نداشته باشد.

پارامترهای معادله (۱) می‌توانند هم‌زمان با اثرات ثابت یا با تبدیلاتی، مستقل از اثرات ثابت با استفاده از حداقل مربعات معمولی معادله به معادله برآورد شوند؛ اما باوجود وقفه متغیرهای

25. Badi H Baltagi. *Econometric analysis of panel data*, 3rd Edition, England: JW &Sons, 2005.
26. Michael Abrigo, and Inessa Love. "Estimation of panel vector autoregression in Stata," *The Stata Journal* 16, no. 3 (2016): 778–804.

وابسته در سمت راست معادلات سیستم (پانل پویا است)، برآوردها حتی با N یا T بزرگ نیز تورش دار (Biased) خواهند بود و به‌تبع آن نیز توابع واکنش تکانه‌ای منتج از مدل نیز به این دلیل که Y_{it-1} با e_{it} همبستگی خواهد داشت حتی اگر e_{it} ها سریالی همبسته نباشند، تورش‌دار می‌شوند. در این وضعیت روش متغیرهای ابزاری به‌ویژه برآوردگرهای گشتاورهای تعمیم‌یافته نتایج بهتری خواهند داشت. در میان انواع روش‌های متفاوتی که می‌توان برای برآورد یک مدل خودرگرسیونی برداری پنلی به کار گرفت برآوردگرهای گشتاورهای تعمیم‌یافته به روش آرلانو و باور[۲۷] از روش‌های مناسب برای این منظور است؛ زیرا ضعف روش گشتاورهای تعمیم‌یافته تفاضل مرتبه اول را ندارد. به علاوه این روش برای داده‌های کلان (که تعداد مقاطع کم و سال‌ها معمولاً بیش از ۱۰ دوره هستند) نیز در حالت‌هایی می‌تواند خواص مطلوبی داشته باشد.

۲- ۳. مدل تحقیق

با توجه به مباحث نظری و در نظرگرفتن مطالعات پرادهان و همکاران[۲۸] مدل‌های خودرگرسیونی برداری پنلی مربوط به اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی منتخب به منزله شتاب‌دهنده‌های مالی بر عمق بازار سهام به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$
\begin{aligned}
tra_{it} &= \beta_{10} - \beta_{11} tra_{it-1} + \beta_{12} bd_{it-1} + \beta_{13} dcp_{it-1} + \beta_{14} inv_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\
bd_{it} &= \beta_{20} - \beta_{21} tra + \beta_{22} bd_{it-1} + \beta_{23} dcp_{it-1} + \beta_{24} inv_{it-1} + \varepsilon_{2it} \\
dcp_{it} &= \beta_{30} - \beta_{31} tra_{it-1} + \beta_{32} bd_{it-1} + \beta_{33} dcp_{it-1} + \beta_{34} inv_{it-1} + \varepsilon_{3it} \\
inv_{it} &= \beta_{40} - \beta_{41} tra_{it-1} + \beta_{42} bd_{it-1} + \beta_{43} dcp_{it-1} + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{4it}
\end{aligned} \qquad (۳)
$$

$$
\begin{aligned}
tur_{it} &= \beta_{10} - \beta_{11} tur_{it-1} + \beta_{12} bd_{it-1} + \beta_{13} dcp_{it-1} + \beta_{14} inv_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\
bd_{it} &= \beta_{20} - \beta_{21} tur + \beta_{22} bd_{it-1} + \beta_{23} dcp_{it-1} + \beta_{24} inv_{it-1} + \varepsilon_{2it} \\
dcp_{it} &= \beta_{30} - \beta_{31} tur_{it-1} + \beta_{32} bd_{it-1} + \beta_{33} dcp_{it-1} + \beta_{34} inv_{it-1} + \varepsilon_{3it} \\
inv_{it} &= \beta_{40} - \beta_{41} tur_{it-1} + \beta_{42} bd_{it-1} + \beta_{43} dcp_{it-1} + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{4it}
\end{aligned} \qquad (٤)
$$

در روابط فوق (tra) ارزش کل معاملات، (tur) نسبت گردش حجم معاملات، (bd) کسری بودجه و (dcp) اعتبار اعطایی به بخش خصوصی است. علاوه بر آن، به منظور تکمیل مدل متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (inv) نیز در مدل منظور شده است.

آمارهای مربوط به ارزش کل معاملات، نسبت گردش حجم معاملات، اعتبار اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از سایت بانک جهانی و داده‌های مربوط به کسری بودجه از سایت اقتصاد جهانی (The Global Economy) و سایت بانک جهانی (The World Bank)

27. Arellano, and Bover. "Another look at," 29-51.

28. Rudra Pradhan, Mak Arvin, and Atanu Ghoshray. "The dynamics of economic growth, oil prices, stock market depth, and other macroeconomic variables: evidence from the G-20 countries," *International Review of Financial Analysis* 39, no. C (2015): 84-95.

برای ۱۵ کشور درحال‌توسعه شامل افریقای جنوبی، ایران، اردن، بلغارستان، پاکستان، پرو، تونس، تایلند، سنگاپور، سریلانکا، شیلی، کنیا، مالزی، مصر و هند جمع آوری شده است. این کشورها جزء کشورهای با درآمد متوسط و با اقتصاد باز بر اساس گزارش بانک جهانی در سال ۲۰۱۶ بوده است. اطلاعات به صورت سالانه و برای بازه زمانی ۲۰۱۸-۱۹۹۳ جمع‌آوری شده‌اند. همه داده‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی وارد مدل شده‌اند؛ همچنین برای برآورد الگوی مورد نظر از نرم‌افزار STATA نسخه ۱۴ و Eviews نسخه ۹ استفاده شد.

۴. یافته‌های تحقیق

۱- ۴. آزمون ایستایی متغیرهای مدل

قبل از تخمین مدل، باید داده‌ها از لحاظ پایایی مورد آزمون قرار بگیرند. در این مطالعه آزمون ایستایی متغیرهای مدل به سه روش آزمون لوین، لین و چو (LLC)، آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و آزمون فیشر برای آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته مطابق جدول (۱) انجام شده است. بررسی مقادیر آماره‌های آزمون و احتمال پذیرش آن‌ها نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر ناایستایی متغیرها رد می‌شود، یعنی کلیه متغیرهای مدل ایستا هستند. با حصول اطمینان از ایستایی متغیرها دیگر نیازی به انجام آزمون هم‌جمعی و هراس از کاذب‌بودن رگرسیون وجود نداشته و می‌توان به انجام برآورد مدل پرداخت.

جدول ۱: آزمون ایستایی متغیرها

متغیر	نوع آزمون	مقدار آماره	احتمال	نتیجه
tra	LLC	-۳/۵۷۶۲۵	۰/۰۰۰۲	ایستا
	IPS	-۳/۰۰۹۶٤	۰/۰۰۱۳	ایستا
	ADF	۵۱/۳۰۸۷	۰/۰۰۹۰	ایستا
tur	LLC	-٤/۲٦۸٦۳	۰/۰۰۰۰	ایستا
	IPS	-٤/۱۲٦٦۸	۰/۰۰۰۰	ایستا
	ADF	٦٦/۲۷٦۳	۰/۰۰۰۲	ایستا
bd	LLC	-۵/۱۰۵۳٦	۰/۰۰۰۰	ایستا
	IPS	-۳/٦۲۸۹۰	۰/۰۰۰۱	ایستا
	ADF	۵۷/۸۸۲۰	۰/۰۰۱٦	ایستا
dcp	LLC	-۲/۱۱۳٤۲	۰/۰۱۷۳	ایستا
	IPS	-۲/٤۰٦۲۳	۰/۰۰۸۱	ایستا
	ADF	٤۸/۱۵۵۲	۰/۰۱۹۱	ایستا
inv	LLC	-۳/۳۳۵۷٤	۰/۰۰۰٤	ایستا
	IPS	-۳/۳۹۰۱۹	۰/۰۰۰۳	ایستا
	ADF	٦۰/۲۵٦٤	۰/۰۰۰۹	ایستا

مأخذ: نتایج تحقیق

۲- ۴. آزمون‌های تشخیصی

۱- ۲- ۴. آزمون F- لیمر (چاو)

انجام آزمون لیمر نشان از رد فرضیه صفر آزمون، مبتنی بر پذیرش روش پولینگ با توجه به معنی‌داربودن آماره آزمون و در نتیجه پذیرش روش پانل در هر سه مدل داشته است.

جدول۱: نتایج آزمون چاو

مدل	Effects Test	Statistics	d.f	Prob
مدل tra	Cross- section F	۱۲/۸۸۱۱٤۹	(۱٤،۲۸۲)	۰/۰۰۰۰
	Cross-section Chi- square	۱٤۸/۳۱٥٥۰۷	۱٤	۰/۰۰۰۰
مدل tur	Cross- section F	۲۳/٤۲۱۸٥٤	(۱٤،۲۸۲)	۰/۰۰۰۰
	Cross-section Chi- square	۲۳۱/٤۱۹۳۱۱	۱٤	۰/۰۰۰۰

مأخذ: نتایج تحقیق

۲- ۲- ۴. آزمون هاسمن

همانطور که در جدول (۳) مشخص است، انجام آزمون هاسمن نشان از رد فرضیه صفر آزمون مبتنی بر انتخاب روش اثرات تصادفی با توجه به معنی‌داربودن آماره آزمون و قبول اثرات ثابت در هر سه مدل داشته است.

جدول ۳: آزمون هاسمن

مدل	Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f	Prob
مدل tra	Cross-section random	۱۰/۱۹	۳	۰/۰۱۷۰
مدل tur	Cross-section random	۸/۳٦	۳	۰/۰۳۹۲

مأخذ: نتایج تحقیق

۳- ۴. تعیین طول وقفه بهینه

گزینش وقفه درست دارای اهمیت ویژه‌ای است، زیرا وقفه کوتاه ممکن است به مسئله متغیرهای حذف‌شده در مدل منجر شود، باقی‌مانده ضریب‌ها را تورش‌دار کند و به احتمال خطاهای همبسته ایجاد کند. از سوی دیگر وقفه طولانی ممکن است به کاهش سریع درجه آزادی بینجامد. با توجه به شمار متغیرهای گنجانده شده در VAR و بعد دوره زمانی، نمی‌توان سامانه را برای وقفه‌های بزرگ‌تر از ۳ و ۴ آزمون کرد. جداول (٥) و (٦) نتایج طول وقفه بهینه را نشان می‌دهند.[۲۹] در این مدل‌ها معیار MMSC وقفه ۱ را تأیید می‌کند. همچنین شایان به ذکر است که فرضیه صفر در

29. Abrigo, and Love. "Estimation of panel vector," 778–804.

آزمون J معتبربودن ابزارها است، اگر ارزش احتمال آزمون بزرگ‌تر از ۵ درصد به دست آید به معنی تأیید فرضیه صفر در سطح اطمینان ۹۵ درصد است.

جدول ۵: نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه مدل ارزش کل معاملات

وقفه	CD	J	J-Pvalue	$MMSC_{BIC}$	$MMSC_{AIC}$	$MMSC_{QIC}$
۱	۰/۹۹۹۹۷۳۹	٤٥/۸۰۲۸۷	۰/٥٦۳۳۱۸۹	-۲۱٤/۱۷	-٥۰/۱۹۷۱۳	-۱۱٦/۳۷۷۲
۲	۰/۹۹۹۹۷٦	۲۷/۹۳٥۳٤	۰/٦۷۲٥٥٤٥	-۱٤٥/۳۷۹۹	-۳٦/۰٦٤٦٦	-۸۰/۱۸٤۷۳
۳	۰/۹۹۹۹۷٤۳	۱۱/۱۸۲٥۷	۰/۷۹۸۰۷۸٤	-۷٥/٤۷٥۰٤	-۲۰/۸۱۷٤۳	-٤۲/۸۷۷٤٦

مأخذ: نتایج تحقیق

جدول ٦: نتایج آزمون تعیین طول وقفه بهینه مدل نسبت گردش حجم معاملات

وقفه	CD	J	J-Pvalue	$MMSC_{BIC}$	$MMSC_{AIC}$	$MMSC_{QIC}$
۱	۰/۹۹۹۹۷۹	۳٦/۷۸٤۷۸	۰/۸۸۰۷٦٥۱	-۲۲۳/۱۸۸	-٥۹/۲۱٥۲۲	-۱۲٥/۳۹٥۳
۲	۰/۹۹۹۹۸۰۸	۲۳/۲٥٦۳٦	۰/۸۷۰۰٥۷۸	-۱٥۰/۰٥۸۹	-٤۰/۷٤۳٦٤	-۸٤/۸٦۳۷۱
۳	۰/۹۹۹۹۷۷۷	۱۰/٦۹۲۱۸	۰/۸۲۸۰۷٥۱	-۷٥/۹٦٥٤۳	-۲۱/۳۰۷۸۲	-٤۳/۳٦۷۸٥

مأخذ: نتایج تحقیق

۴-۴. نتایج تخمین مدل‌ها

برای برآورد مدل خودرگرسیونی برداری داده‌های پنلی با یک وقفه از روش پیشنهادی ابریگو و لاو[۳۰] استفاده شده است. در تخمین دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح‌دهندگی پارامترهای الگو، اهمیت روش‌های تک‌معادله‌ای را ندارد و انتظار نمی‌رود که کلیه ضرایب برآوردشده مربوط به وقفه‌های متغیرها از نظر آماری معنادار باشند. بر همین اساس برای تفسیر خروجی‌های این روش آماری و اقتصادسنجی از ابزارهای علیت گرنجری، توابع واکنش تکانه‌ای و تجزیه واریانس برای تفسیر نتایج تخمین‌ها استفاده می‌شود.

جدول ۸: نتایج حاصل از تخمین مدل ارزش کل معاملات

متغیر	b_GMM	se_GMM	t_GMM	p_GMM
tra	۰/۷۳۳٥۹۰۲	۰/۰٥۷۰۳۱۹	۱۲/۸٦	۰/۰۰۰
bd	۰/۲۳۱۲۲٦۲	۰/٤٦۷٥۰۱۳	۰/٤۹	۰/٦۲۱
dcp	۰/۱٦۰۹۷۰٦	۰/۰۸۲٤٥۱	۱/۹٥	۰/۰٥۱
inv	۰/۰۲۹۷٥۳۸	۰/۲۹٤٥٦٥۱	۰/۱۰	۰/۹۲۰

مأخذ: نتایج تحقیق

30. Abrigo, and Love. "Estimation of panel vector," 778–804.

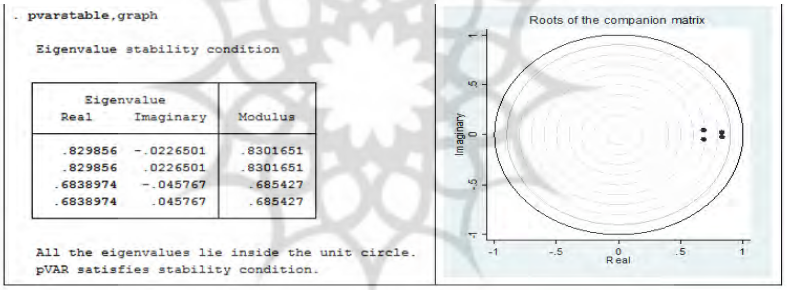
جدول ۹: نتایج حاصل از تخمین مدل نسبت گردش حجم معاملات

متغیر	b_GMM	se_GMM	t_GMM	p_GMM
tur	۰/۷٦٤۸۲٦۹	۰/۰۹۱۸٦۷٦	۸/۳۳	۰/۰۰۰
bd	-۰/۸۰۵۹۸۱۳	۰/٦٤٥٦۹۷٤	-۱/۲۵	۰/۲۱۲
dcp	۰/۱۲٤۸۷۵۵	۰/۱۲۰۸۰۸۱	۱/۰۳	۰/۳۰۱
inv	-۰/۸۳۱۳۸۱۹	۰/۵۲۱٤٤۹	-۱/۵۹	۰/۱۱۱

مأخذ: نتایج تحقیق

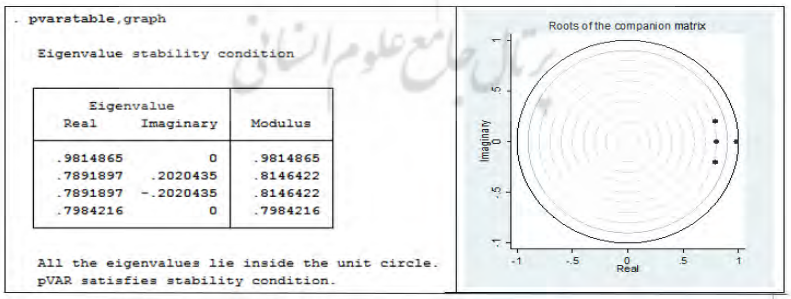
۵- ۴. پایداری مدل

برای به دست آوردن تعادل بلندمدت لازم است که سیستم پایدار باشد. هنگامی سیستم خودرگرسیونی برداری داده‌های پنلی پایدار خواهد بود که قدرمطلق ریشه‌ها کمتر از یک باشد و در داخل دایره به شعاع یک واقع شود، در غیر این صورت نتایج توابع واکنش تکانه‌ای خطای استاندارد ارزش نخواهد داشت. با توجه به نمودارهای (۱) و (۲) شرایط پایداری در سیستم PVAR برآوردی برقرار است و می‌توان به نتایج ناشی از واکنش تکانه‌ها اعتماد کرد.



نمودار ۱: قدر مطلق ریشه‌های مشخصه معکوس در دایره واحد مدل ارزش کل معاملات

مأخذ: نتایج تحقیق



نمودار ۲: قدرمطلق ریشه‌های مشخصه معکوس در دایره واحد مدل نسبت گردش حجم معاملات

مأخذ: نتایج تحقیق

۶- ۴. آزمون علیت گرنجر

برای تشریح بیشتر اثر شاخص‌های مالی و اقتصادی منتخب به منزله شتاب‌دهنده‌های مالی بر عمق بازار سهام به نتایج آزمون علیت گرنجری بررسی شده است. آزمون برای هر معادله به طور جداگانه انجام گرفته است.

نتایج در جدول (۱۱) مدل ارزش کل معاملات (tra)، بیانگر رابطه علیت دوسویه بین متغیر ارزش کل معاملات و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و همچنین دو متغیر ارزش کل معاملات و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی در کشورهای درحال‌توسعه منتخب از جمله ایران بوده است. همچنین در ۲ معادله‌ای که به ترتیب ارزش کل معاملات و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی متغیرهای وابسته آن معادلات هستند، تمام متغیرهای توضیحی در طرف راست معادله به صورت توأمان علیت گرنجر متغیر وابسته در کشورهای درحال‌توسعه منتخب و ایران بوده است.

جدول ۱۱: آزمون علیت گرنجر مدل ارزش کل معاملات

متغیر وابسته	متغیرهای حذف‌شده	Chi2	df	Prob > chi2
tra	Bd	۲/۳٤٤	۱	۰/۱۲٦
	Dcp	۹/۷۸۸	۱	۰/۰۰۲
	Inv	۱٦/۲۱٥	۱	۰/۰۰۰
	All	۱۸/۷۰۰	۳	۰/۰۰۰
BD	Tra	۰/۲٤۲	۱	۰/٦۲۳
	Dcp	۰/۳۰۸	۱	۰/٥۷۹
	Inv	۱/۲٥۰	۱	۰/۲٦٤
	All	۱/٤٥٦	۳	۰/٦۹۲
DCP	Tra	٥/٥۳٦	۱	۰/۰۱۹
	Bd	۰/۲٤۷	۱	۰/٦۱۹
	Inv	۰/٥۷٤	۱	۰/٤٤۹
	All	۱٦/٦۸٥	۳	۰/۰۰۱
INV	Tra	٤/٦۷۷	۱	۰/۰۳۱
	Bd	۰/۱۳۰	۱	۰/۷۱۸
	Dcp	۰/۰٤۱	۱	۰/۸٤۰
	All	٦/۰٤۹	۳	۰/۱۰۹

مأخذ: نتایج تحقیق

اما در مدل نسبت گردش حجم معادلات (tur) طبق نتایج جدول (۱۲)، تنها بین متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی رابطه علیت دوسویه‌ای در این کشورها برقرار بوده است. در ۲ معادله‌ای که به ترتیب اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص متغیرهای وابسته آن معادلات هستند، تمام متغیرهای توضیحی در طرف راست معادله به صورت توأمان علیت گرنجر متغیر وابسته بوده است.

جدول ۱۲: آزمون علیت گرنجر مدل نسبت گردش حجم معادلات

متغیر وابسته	متغیرهای حذف‌شده	Chi2	df	Prob > chi2
tur	Bd	۱/٥٥٨	۱	۰/۲۱۲
	Dcp	۱/۰٦٨	۱	۰/۳۰۱
	Inv	۲/٥٤۲	۱	۰/۱۱۱
	All	۳/۸۱۳	۳	۰/۲۸۲
bd	Tur	۰/۰۲۲	۱	۰/۸۸۳
	Dcp	۰/۰۳۰	۱	۰/۸٦۲
	Inv	۱/٦٦٤	۱	۰/۱۹۷
	All	۲/٤۹۳	۳	۰/٤۷۷
dcp	Tur	۱/٥۲۲	۱	۰/۲۱۷
	Bd	۱/٥۱۲	۱	۰/۲۱۹
	Inv	۱۰/۷۰٤	۱	۰/۰۰۱
	All	۱۰/۷۰٤	۳	۰/۰۱۳
inv	Tur	۰/۲۸۷	۱	۰/٥۹۲
	Bd	۰/۱٥٦	۱	۰/٦۹۳
	Dcp	۹/۲۱٦	۱	۰/۰۰۲
	ALL	۱۱/۱٥٥	۳	۰/۰۱۱

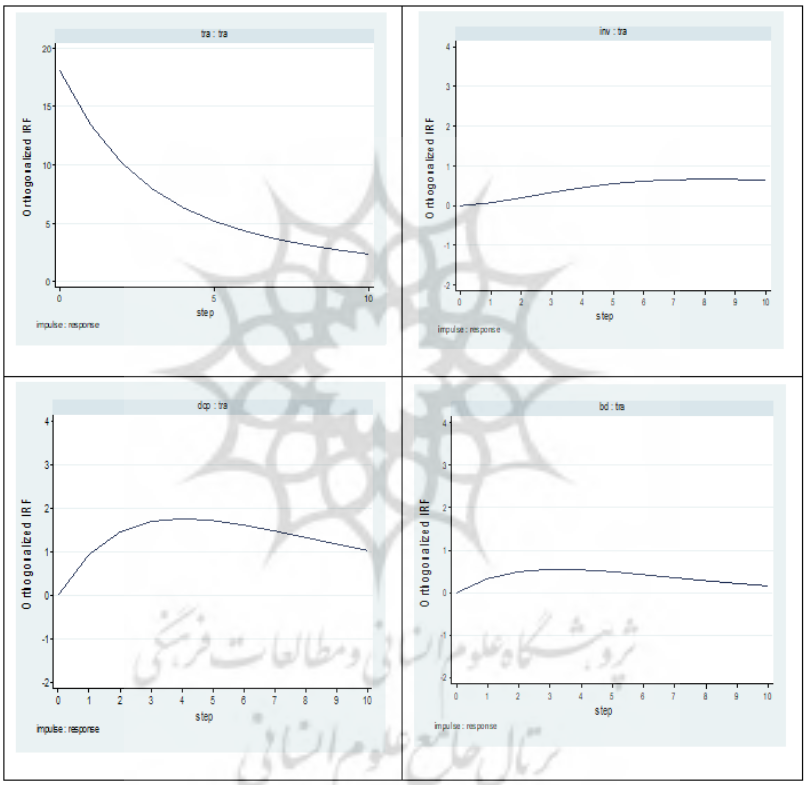
مأخذ: نتایج تحقیق

۷- ۴. بررسی توابع واکنش تکانه‌ای

پس از تخمین، توابع واکنش تکانه‌ای، رفتار پویایی متغیرهای الگو را به هنگام ضربه واحد به هر یک از متغیرها در طول زمان را نشان می‌دهند.

نمودار (۳) نشان می‌دهد در اثر یک واحد تکانه در متغیر ارزش کل معاملات (tra)، واکنش شاخص ارزش کل معاملات در طی ۱۰ سال به طور کامل خنثی نشده است. تکانه وارده از سوی

تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (inv) دارای اثر مثبت و افزایشی بر شاخص ارزش کل معاملات بوده است و از سال پنجم به بعد روندی ثابت داشته است. تکانه وارده از سوی متغیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (dcp) نیز دارای اثر مثبت بر شاخص ارزش کل معاملات بوده است. این اثر مثبت در سال‌های سوم تا پنجم به حداکثر خود رسیده و پس از آن تأثیر تکانه به مرور زمان کاهش یافته و به سمت صفر میل می‌کند. از سوی دیگر تکانه کسری بودجه دولت (bd) دارای اثر مثبت بوده، این اثر مثبت در سال‌های دوم تا چهارم به حداکثر خود رسیده است و در سال ۱۰ به طور کامل خنثی شده است.

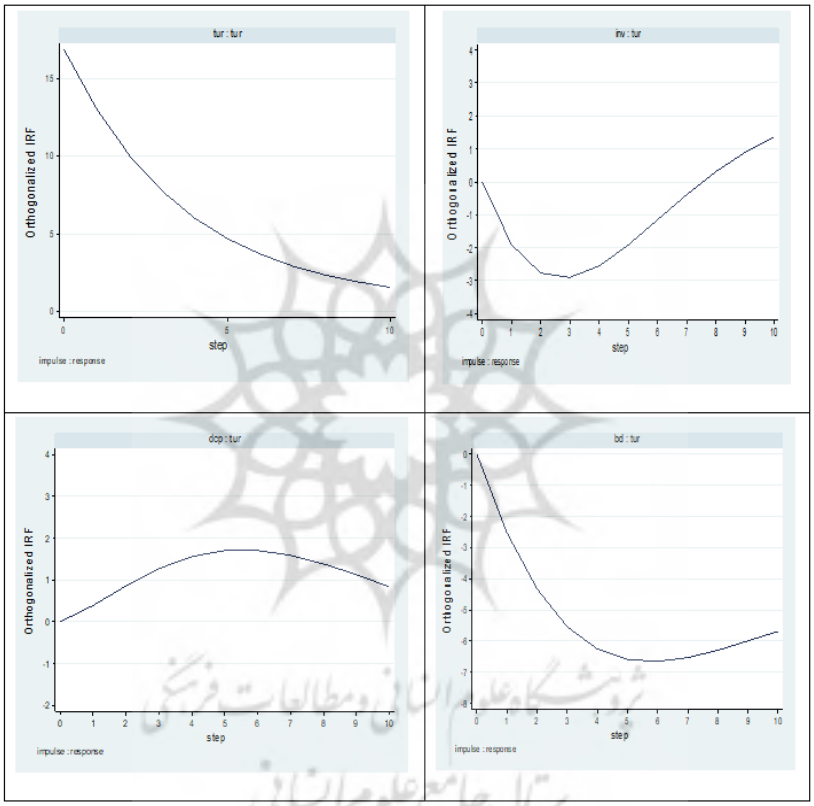


نمودار ۳: واکنش پویای متغیر ارزش کل معاملات نسبت به تکانه‌های متغیرهای توضیحی

مأخذ: نتایج تحقیق

مطابق با نمودار (٤) همانند دو الگوی قبلی در الگوی شاخص نسبت گردش حجم معاملات، در اثر یک واحد تکانه در شاخص نسبت گردش حجم معاملات واکنش آن در طی ۱۰ دوره به طور کامل خنثی نشده است. واکنش شاخص نسبت گردش حجم معاملات در مقابل یک تکانه وارده از سوی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (inv) منفی و در سال سوم به حداکثر خود رسیده و سپس

به سمت صفر میل می‌کند، در سال ۸ به عدد صفر رسیده و پس از آن مثبت می‌شود. تکانه ناشی از متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی (dcp) اثری مثبت داشته و در سال ۵ به حداکثر خود رسیده و بعد از آن تأثیر تکانه به مرور زمان کاهش یافته است؛ بنابراین دارای اثر موقتی است. از سوی دیگر وقوع یک واحد تکانه در کسری بودجه دولت، برخلاف دو الگوی قبلی اثری منفی بر نسبت گردش حجم معاملات داشته و طی سال‌های ۵ تا ۷ به حداکثر خود رسیده و پس از آن به سمت صفر میل می‌کند.



نمودار ٤: واکنش پویای متغیر نسبت گردش حجم معاملات نسبت به تکانه‌های متغیرهای توضیحی

مأخذ: نتایج تحقیق

۸- ۴. تجزیه واریانس

درحالی‌که توابع واکنش تکانه‌ای اثر تکانه وارد بر یک متغیر درون‌زا را روی دیگر متغیرهای مدل خود توضیح برداری نشان می‌دهند، تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی سهم تکانه‌های وارد شده بر متغیرهای مختلف الگو در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر را در طول زمان مشخص می‌کند.

نتایج جدول (۱۳) نشان می‌دهد در دوره ۱۰ ساله در کشورهای درحال‌توسعه در ۱۰ دوره بیش از ۹۷ درصد از نوسان شاخص ارزش کل سهام مبادله شده (tra) توسط تکانه‌های مربوط به خود ارزش کل معاملات توضیح داده می‌شود. از میان دیگر متغیرهای الگو، متغیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی سهم بالاتری نسبت به دیگر متغیرهای الگو دارد. این در حالی است که کسری بودجه دولت (bd) و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (inv) تأثیر شایان توجهی بر توجیه نوسان‌های شاخص ارزش کل سهام مبادله شده ندارد.

جدول ۱۳: تجزیه واریانس برای متغیرهای الگوی ارزش کل معاملات

افق زمانی	tur	bd	Dcp	inv
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰	۰
۲	۰/۹۹۸۰۴۷۲	۰/۰۰۰۲۱۹۷	۰/۰۰۱۷۲۳۳	۹/۵۹e-۰۶
۳	۰/۹۹۴۴۸۸۲	۰/۰۰۰۵۸۵۷	۰/۰۰۴۸۵۴۴	۰/۰۰۰۰۷۱۶
۴	۰/۹۹۰۲۰۴۴	۰/۰۰۰۹۷۸۴	۰/۰۰۸۵۸۷۶	۰/۰۰۰۲۲۹۶
۵	۰/۹۸۵۸۴۱۵	۰/۰۰۱۳۲۴۶	۰/۰۱۲۳۳۰۸	۰/۰۰۰۵۰۳۱
۶	۰/۹۸۱۷۹۱۷	۰/۰۰۱۵۹۳۷	۰/۰۱۵۷۳۰۲	۰/۰۰۰۸۸۴۴
۷	۰/۹۷۸۲۴۴۸	۰/۰۰۱۷۸۳۶	۰/۰۱۸۶۲۵	۰/۰۰۱۳۴۶۷
۸	۰/۹۷۵۲۵۶۶	۰/۰۰۱۹۰۶۳	۰/۰۲۰۹۸۱۸	۰/۰۰۱۳۴۶۷
۹	۰/۹۷۲۸۰۶۳	۰/۰۰۱۹۷۸۷	۰/۰۲۲۸۳۸۸	۰/۰۰۲۳۷۶۳
۱۰	۰/۹۷۰۸۳۵۵	۰/۰۰۲۰۱۶۵	۰/۰۲۴۲۶۶۵	۰/۰۰۲۸۸۱۵

مأخذ: نتایج تحقیق

طبق نتایج جدول (۱۴)، مشاهده می‌شود در دوره اول صددرصد واریانس خطای پیش‌بینی شاخص نسبت گردش حجم معاملات (tur) به وسیله خود این متغیر توضیح داده شده است و سهم سایر متغیرها صفر است، اما طی دوره مورد بررسی (۱۰ دوره) به‌تدریج سهم توضیح‌دهندگی سایر متغیرها افزایش یافته و از سهم توضیح‌دهندگی نسبت گردش حجم معاملات کاسته می‌شود، اما همچنان سهم عمده‌ای از واریانس خطای پیش‌بینی شاخص نسبت گردش حجم معاملات را خود این متغیر تشکیل می‌دهد و بعد از آن به طور متوسط کسری بودجه دولت (bd)، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (inv) و اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (dcp) دارای بیشترین سهم در توضیح دهندگی شاخص نسبت گردش حجم معاملات هستند.

جدول ١٤: تجزیه واریانس برای متغیرهای الگوی نسبت گردش حجم معاملات

افق زمانی	tur	bd	Dcp	inv
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰	۰
۲	۰/۹۷۸۱۸۷	۰/۰۱۳٦۸۵۹	۰/۰۰۰۳۳۳	۰/۰۰۷۷۹٤۱
۳	۰/۹۳٦۹۰۳۵	۰/۰٤۲٤۷۹۱	۰/۰۰۱۵۰۷٦	۰/۰۱۹۱۰۹۸
٤	۰/۸۸۷۱۷۷۷	۰/۰۸۰٦۸۳	۰/۰۰۳٦۱٦۲	۰/۰۲۸۵۲۳۱
۵	۰/۸۳۷٤۲۱٦	۰/۱۲۲٤۱۵٦	۰/۰۰٦۳۵۲۳	۰/۰۳۳۸۱۰۵
٦	۰/۷۹۲۱۸۱۳	۰/۱٦۳۳۳۰۳	۰/۰۰۹۲۲۷۱	۰/۰۳۵۲٦۱۳
۷	۰/۷۵۳۰۱۱۱	۰/۲۰۰۸۷٦۲	۰/۰۱۱۷۹۰٤	۰/۰۳٤۳۲۲۳
۸	۰/۷۱۹۷۸۵۹	۰/۲۳۳۹۰۲۹	۰/۰۱۳۷۵۲۱	۰/۰۳۲۵۵۹۲
۹	۰/٦۹۱٦۸۳۳	۰/۲٦۲۱۷۲۸	۰/۰۱۵۰۱۰۸	۰/۰۳۱۱۳۳۱
۱۰	۰/٦٦۷۷۳۷٤	۰/۲۸۵۹۸۰۱	۰/۰۱۵٦۱۹۸	۰/۰۳۰٦٦۲٦

مأخذ: نتایج تحقیق

۹- ۴. نتیجه‌گیری

رشد بخش مالی یکی از مسیرهای رسیدن به توسعه و پیشرفت اقتصادی در هر کشور است. بازارهای مالی افزون بر واسطه‌گری بین سرمایه‌گذاران و تولیدکنندگان توان اقتصاد در کاهش بازارهای غیر متشکل پولی را نشان می‌دهد. در کشورهای توسعه‌یافته با درنظرگرفتن این مهم نرخ‌های رشد بالایی تجربه شده است. بر این اساس، مطالعه و بررسی عوامل تعیین‌کننده تحولات بازار مالی در کشورهای درحال‌توسعه دارای اهمیت است. در این تحقیق نقش شتاب‌دهنده‌های مالی و شاخص‌های اقتصادی و مالی بر عمق بازار سهام در منتخبی از کشورهای درحال‌توسعه بررسی شده است. متغیرهای ارزش کل معاملات و نسبت گردش حجم معاملات به منزله شاخص‌های بازار سهام در نظر گرفته شده است. از سوی دیگر متغیرهای اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی و کسری بودجه دولت نیز به عنوان متغیرهای اقتصادی منظور شده است. مدل مورد استفاده یک مدل خودرگرسیونی برداری پنلی بوده است. پس از ارائه مدل و بررسی پایداری آن نتایج ارائه شده است. مطابق نتایج بین متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی رابطه علیت دوسویه‌ای برقرار است. نتایج در مدل ارزش کل معاملات، بیانگر رابطه علیت دوسویه بین متغیر ارزش کل معاملات و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و همچنین دو متغیر ارزش کل معاملات و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی در

کشورهای درحال‌توسعه و ایران بوده است. آزمون علیت گرنجر مدل نسبت گردش حجم معاملات، بیانگر رابطه علیت دو سویه بین متغیر اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در کشورهای منتخب بوده است.

واکنش شاخص ارزش کل معاملات و نسبت گردش حجم معاملات در مقابل یک تکانه وارده از سوی اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی، مثبت بوده است. مطابق نتایج این تحقیق، کشورهایی که از بخش بانکی توسعه‌یافته‌تری برخوردارند بازار سهام گسترده‌تری نیز دارند که در راستای نتایج مطالعات انجام شده[۳۱] بوده است؛ همچنین کشورهایی که از بخش بانکی توسعه‌یافته‌تری برخور بوده‌اند از میزان فعالیت، قدرت نقدشوندگی (توسط شاخص ارزش کل معاملات نشان داده می‌شود)، کارایی و گردش مالی (با شاخص نسبت گردش حجم معاملات نشان داده می‌شود) بالاتری در بازار سهام برخوردار بوده‌اند. تکانه کسری بودجه دولت دارای اثر مثبت بر شاخص ارزش کل معاملات بوده است؛ اما وقوع یک واحد تکانه در کسری بودجه دولت، برخلاف دو الگوی قبلی اثری منفی بر نسبت گردش حجم معاملات داشته است، به این معنا که افزایش کسری بودجه سبب کاهش کارایی و گردش مالی بازار سهام می‌شود. تکانه وارده از سوی تشکیل سرمایه ثابت ناخالص دارای اثر منفی و موقتی بر شاخص نسبت گردش حجم معاملات بوده است. شاید بتوان گفت یکی از دلایل این نتیجه وقوع بحران مالی جهانی (۲۰۰۶) باشد که باعث شده است برخی از روابط پویایی که در بازار سهام بین سرمایه‌گذاری و اندازه بازار سهام وجود دارد در این دوره تحت تأثیر قرار گیرد؛ اما این تکانه برخلاف الگوی شاخص نسبت گردش حجم معاملات، دارای اثر مثبت و افزایشی بر شاخص ارزش کل معاملات بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد که در نمونه مورد بررسی این مطالعه، کشورهایی که از سرمایه‌گذاری بالاتری برخوردار بوده‌اند، میزان فعالیت و قدرت نقدشوندگی بالاتری نیز در بازار سهام داشته‌اند. به این معنا که مبادله اوراق بهادار در بازار آسان‌تر انجام گرفته است. از سوی دیگر نتایج مربوط به تجزیه واریانس برای کشورهای درحال‌توسعه در هر سه مدل نشان می‌دهد شاخص‌های عمق بازار سهام سهم بالایی در توجیه رفتار خود دارد.

بر این اساس با توجه به اینکه کسری بودجه می‌تواند ناشی از سیاست مالی انبساطی و افزایش مخارج باشد، دولت به منظور ایجاد تغییرات مثبت بیشتر در گسترش بازار سهام و قدرت نقدشوندگی بالاتر بازار سهام می‌تواند از سیاست کسری بودجه استفاده نماید.

همچنین در این پژوهش اعتبارات بخش بانکی بر شاخص‌های عمق بازار سهام اثر مثبت داشته است، بنابراین بخش بانکی کوشیده است تسهیلاتی را در خرید و فروش سهام برای بخش حقیقی

31. Groenewold, et al. "The efficiency of the Chinese," 593-609.

و حقوقی فراهم نماید تا از این طریق در نقش مکمل بازار سهام به گسترش فعالیت‌های مالی در اقتصاد و در نتیجه توسعه بازارهای مالی کمک کند.

با توجه به اینکه در برخی از کشورهای در حال توسعه همانند ایران معمولاً اعتبارات اعطایی بانک‌ها به صورت تکلیفی از طرف دولت به سیستم بانکی تحمیل می‌گردد، لازم است تصدی‌گری دولت بر بانک‌ها کاهش‌یافته و با ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکی کشور و کارآمد کردن نرخ بهره، انتقال اعتبارات به بخش‌های اقتصادی ناکارا و فاقد ارزش‌افزوده بالا متوقف شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

سیاهه منابع

الف- منابع فارسی:

ابراهیمی، محسن، و نوشین شکری. «بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت سهام با تأکید بر نقش سیاست پولی»، مدلسازی اقتصادی ۵، شماره ۱ (۱۳۹۰): ۲۳-۴۵.

راسخی، سعید، و امید رنجبر. «اثر توسعه مالی بر رشد اقتصادی کشورهای عضو سازمان کنفرانس اسلامی»، دانش و توسعه ۱۶، شماره ۲۷ (۱۳۸۸): ۱-۲۲.

جعفری صمیمی، احمد. اقتصاد بخش عمومی ۱. چاپ ۶، تهران: انتشارات سمت، ۱۳۸۳.

صادق، محمدهادی. «بررسی بازار سرمایه ایران در مقایسه با کشورهای توسعه‌یافته و نوظهور»، مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار ۲، شماره ۶ (۱۳۹۰): ۱۴۱-۱۷۰.

صادقی، سید کمال، رضا رنج‌پور، فاطمه باقرزاده آذر و سها موسوی. «تأثیر سیاست مالیاتی بر توسعه بازارهای مالی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران ۲۰، شماره ۶۵ (۱۳۹۴): ۳۷-۶۱.

صمدی، سعید؛ خدیجه نصرالهی و مرتضی کرمعلیان سیچانی. «بررسی بین توسعه بازار مالی و رشد»، پژوهش‌های اقتصادی، شماره ۳ (۱۳۸۶): ۱-۱۶.

فعالجو، حمیدرضا؛ عسل صادقپور. «بررسی تأثیر شاخص ریسک کشوری بر بازده بورس اوراق بهادار تهران»، فصلنامه راهبرد مدیریت مالی ۳، شماره ۳ (۱۳۹۴): ۴۹-۷۸.

مکیان، سید نظام‌الدین، و محمدرضا ایزدی. «بررسی رابطه توسعه نظام مالی با رشد اقتصادی»، پژوهش‌های اقتصادی ایران ۲۰، شماره ۶۲، (۱۳۹۴): ۱۳۹-۱۶۲.

ب- منابع لاتین:

Abrigo, Michael, and Inessa Love. "Estimation of panel vector autoregression in Stata." *The Stata Journal* 16, no. 3 (2016): 778–804.

Al-Khouri, Ritab, and Houda Arouri. "Market power and the role of banks as liquidity providers in GCC markets." *Cogent Economics & Finance* 17, no. 11 (2019): 1-17.

Arellano, Manual, and Olympia Bover. "Another looks at the instrumental variable estimation of error-components models." *Journal of econometrics* 68, no. 1 (1995): 29-51.

Asiedu, Michael, Emmanuel Oppong, and Orazgylyjova Gulnabat. "Effects of monetary policy on stock market performance in Africa evidence from ten (10) African Countries from 1980 to 2019." *Journal of Financial Risk Management* 9, no. 3 (2020): 252-267.

Becker, Bo, Jinzhu Chen, and David Greenberg. "Financial development, fixed costs and international trade." *Review of Corporate Finance Studies* 2, no. 1 (2013): 1-28.

Bernanke, Ben, and Mark Gertler. "Monetary policy and asset price volatility." *Economic Review*, 84(1999): 17-51.

Baltagi, Badi, H. *Econometric analysis of panel data*, 3rd Edition, England: JW &Sons, 2005.

Bui, Duy-Tung; Matthieu Llorca, and Thi Mai Hoai Bui. "Dynamics between stock market movements and fiscal policy: empirical evidence from emerging." *Asian economies* 51(2018): 65-74.

Caglayan, Mustafa, Omar S Dahi, and Demir Firat. "Trade flows, exchange rate uncertainty and financial depth: evidence from 28 emerging countries." *Southern Economic Journal* 79, no. 4 (2013): 905-927.

Chatziantoniou, Ioannis; David Duffy, and George Filis. "Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: multi-country evidence." *Economic Modelling* 30, no. C (2013): 754-769.

Do, Quy-Toan, and Andrei Levchenko. "Comparative advantage, demand for external finance and financial development." *Journal of Financial Economics* 86, no. 3 (2007): 796-834.

Groenewold, Nicolaas; Sam Hak Kan Tang, and Yanrui Wu. "The efficiency of the Chinese stock market and the role of the banks." *Journal of Asian Economics* 14, no. 4 (2003): 593-609.

Guess, Guess, and Kenneth Koford. "Inflation, recession and the Federal Budget Deficit (or, blaming economic problems on a statistical mirage)." *Policy Sciences* 17, no.4 (1984):385-402.

Issahaku, Haruna; Joshua Yindenaba Abor, Simon Kwadzogah Harvey. "Remittances, banks and stock markets: panel evidence from developing countries." *Research in International Business and Finance* 42, no. C (2017):1413-1427.

Khalifa, H. Ghali. "Public investment and private capital formation in a vector error-correction model of growth." *Applied Economics* 30, no 6(1998): 837-844.

Laopodis, Nikiforos. "Fiscal policy and stock market efficiency: evidence for the United States." *The quarterly Review of Economics and finance* 49, no. 2(2009): 633-650.

Ngo, Thanh, and Tu Le. "Capital market development and bank efficiency: a cross-country analysis." *International Journal of Managerial Finance* 15, no.1 (2019):1-21.

Papadamou, Stephanos; Moïse Sidiropoulos, and Eleftherios Spyromitros. "Does central bank independence affect stock market volatility?." *Research in International Business and Finance* 42, no. C (2017): 855-864.

Pradhan, Rudra; Mak Arvin, and Atanu Ghoshray. "The dynamics of economic growth, oil prices, stock market depth, and other macroeconomic variables: evidence from the G-20 countries." *International Review of Financial Analysis* 39, no. C (2015): 84-95.

Tsibikis, Konstantinos, and Jan Donders. "Fiscal policy and stock market efficiency in the Netherlands: an ARDL bounds testing approach." *Asian Journal of Empirical Research* 10, no. 9 (2020): 204-214.

Wamboye, Evelyn, and Mookerjee Rajen. "Financial development and manufactured exports: the African experience." *International Journal of Economic Policy in Emerging Economies* 7, no.1 (2014): 22-34.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی