

The Effect of Government Deficit and Banking Sector Credit on the Stock Market Size: Panel VAR Model Approach

Ebrahim Anvari¹, Masud Khodapanah², Elham Takband³

- 1- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
e.anvari@scu.ac.ir
- 2- Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
khodapanah@scu.ac.ir
- 3- Ms.C. Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
e.takband@yahoo.com

Abstract

The purpose of this study is to examine the effect of banking sector credit and government deficit's shock on stock market size in selected developing countries. Analysis has been made on data from 15 developing countries over the period 2012-1993, using panel VAR model. Causality test results show that at 95% confidence level there is not causal relationship between bank credit and the private sector and stock market capitalization (market size). But stock market capitalization variable had a causal effect on the government deficit and gross fixed capital. The analysis of impulse response functions reflects banking sector credit and deficit shocks' positive effect and negative effect of shocks gross fixed capital formation on stock market capitalization index. Analysis of variance showed that the effect of stock market capitalization variable shock explained high percentage of its prediction error variance; and then arrange the gross fixed capital formation, government deficit and bank credit to the private sector to explain the fluctuations of stock market capitalization index.

Keywords: Stock exchange, Government deficit, Banking sector credit, Panel vector auto regressive models

اثر کسری بودجه دولت و اعتبارات بخش بانکی در اندازه بازار سهام: رویکرد الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی

ابراهیم انواری^{۱*}، مسعود خداپناه^۲، الهام تکبند^۳

- ۱- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
e.anvari@scu.ac.ir
- ۲- استادیار گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
khodapanah@scu.ac.ir
- ۳- کارشناس ارشد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
e.takband@yahoo.com

چکیده

هدف این مطالعه، بررسی اثر اعتبارات اعطایی بانکها به بخش خصوصی و کسری بودجه دولت در اندازه بازار سهام در منتخبی از کشورهای در حال توسعه است. در این راستا، تجزیه و تحلیل برای داده‌های ۱۵ کشور در حال توسعه در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۳ با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی انجام شد. مطابق نتایج آزمون علیت در سطح اطمینان ۹۵ درصد، هیچ رابطه علیتی بین اعتبارات اعطایی بانکها به بخش خصوصی و سرمایه بازار سهام (اندازه بازار) وجود نداشته است؛ اما متغیر سرمایه بازار سهام علیت گرنجر، متغیر کسری بودجه دولت و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص بوده است. نتایج تجزیه و تحلیل توابع واکنش تکانه‌ای، نشان‌دهنده اثر مثبت شوک‌های کسری بودجه و اعتبارات بخش بانکی و اثر منفی شوک تشکیل سرمایه ثابت ناخالص در شاخص سرمایه بازار سهام بوده است. مطابق نتایج، تجزیه واریانس با وجود اثرگذاری متغیرهای تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، کسری بودجه دولت و اعتبارات اعطایی بانکها به بخش خصوصی در نوسان‌های شاخص سرمایه بازار سهام، اثر شوک متغیر سرمایه بازار سهام، درصد زیادی از واریانس خطای پیش‌بینی خود را توضیح داده است.

واژه‌های کلیدی: اعتبارات بخش بانکی، الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی، بورس اوراق بهادار، کسری بودجه دولت

مقدمه

بازار مالی به دو بخش عمده بازار سرمایه و بازار پول و بازار سرمایه خود به دو بخش بازار اولیه و ثانویه تقسیم می‌شود. سهام مهم‌ترین ابزار این بازار به شمار می‌رود؛ اما بازار پول شامل نهادهای متعدد پولی است. در کشورهای در حال توسعه، بانک‌ها مهم‌ترین بخش بازار پول را تشکیل می‌دهد. برخی اقتصاددانان معتقدند تفاوت اقتصادهای توسعه یافته و توسعه نیافته نه به دلیل فناوری پیشرفته، به دلیل وجود بازارهای مالی یکپارچه، فعال و گسترده است که کشورهای توسعه نیافته از وجود چنین بازارهایی محروم هستند [۱۵]. با توجه به اینکه توسعه مالی، ابزار، مؤسسات و بازارهای مالی را در برمی‌گیرد و در این میان، بانک‌ها و بازار سهام، بخش اساسی توسعه بازار مالی را تشکیل می‌دهد؛ بنابراین توسعه مالی، مفهومی چندوجهی است که توسعه بخش بانکی و توسعه بازار سهام را نیز در برمی‌گیرد. مجموعه‌ای از معیارها برای نشان دادن توسعه مالی به کار می‌رود؛ از جمله این معیارها، اعتبارات (تسهیلات) بانک‌ها به بخش خصوصی است. این شاخص به خوبی توسعه بخش بانکی را نشان می‌دهد. علت ترجیح دادن شاخص اعتبارات بخش خصوصی به دیگر شاخص‌ها این است که این شاخص، دیگر معیارهای مربوط به توسعه مالی استفاده شده در متون علمی را بهبود داده است [۱۷]. اندازه بازار سهام نیز از مشخصه‌های توسعه بازار سهام است. اندازه بازار سهام مهم است؛ زیرا با توانایی برای تحرک سرمایه و توزیع ریسک، رابطه مثبت دارد. با افزایش اندازه بازار، توانایی آن برای کاهش ریسک ارتقا خواهد یافت [۲۲]. ریسک بازار دو مؤلفه دارد: اولین مؤلفه ریسک، نقدشوندگی بازار و دومین مؤلفه مرتبط با شوک‌های تقاضای ناهمبسته است. [۱۰]. کوشش برای

کارآمد کردن بازار سهام برای جذب سرمایه‌ها، یکی از عواملی است که رشد و توسعه اقتصادی کشورها را می‌مهد خواهد کرد؛ بنابراین لزوم مطالعه و بررسی بازار سهام از جنبه‌های مختلف، برای شناسایی نقاط قوت و ضعف آن بر کسی پوشیده نیست. در سال‌های اخیر، پیشرفت‌هایی در مطالعات بخش مالی در کشورهای توسعه یافته انجام شده است؛ به گونه‌ای که بسیاری از اقتصاددانان، رشد زیاد این کشورها را به بخش مالی نسبت داده‌اند؛ اما در کشورهای در حال توسعه، مطالعات کمتری در این رابطه انجام شده است. براساس الگوهای قیمت‌گذاری دارایی، متغیرهای کلان از مهم‌ترین عوامل اثرگذار در قیمت دارایی‌ها از جمله سهام است [۱]. با توجه به اهمیت این مسأله در دهه‌های اخیر، مطالعات فراوانی، عوامل مؤثر در بازار سهام، به ویژه متغیرهای کلان اقتصادی را بررسی کرده است؛ اما به سبب تغییر شرایط اقتصاد بین‌الملل در سال‌های اخیر و پیشرفت‌های گسترده در ابزارهای تحلیل، نیاز به مطالعات تجربی رابطه کسری بودجه و بازار سهام مشاهده می‌شود. در زمینه چگونگی ارتباط اعتبارات (تسهیلات) بخش بانکی و بازار سهام به عنوان دو شاخص توسعه مالی، مطالعات زیادی انجام نشده است و تنها منابع اندکی، روابط موجود میان بازارهای مالی را بررسی کرده است. براساس این، مطالعه اثر متغیرهای اقتصادی در اندازه بازار سهام ضروری به نظر می‌رسد. این مقاله در چهار بخش سازماندهی شده است. پس از مقدمه در قسمت اول، در بخش دوم، مبانی نظری و پیشینه پژوهش، در بخش سوم، تصریح و تحلیل نتایج الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی و در نهایت، در بخش چهارم نیز جمع‌بندی و نتیجه‌گیری پژوهش بیان شده است.

مبانی نظری

از لحاظ نظری، رفتار سیاست مالی (تغییرات در مخارج دولت یا مالیات‌ها که به کسری یا مازاد بودجه منجر می‌شود) نقش معناداری در تعیین قیمت دارایی‌ها دارد [۱۸]. براساس نظریه‌های اقتصادی، دلایل مختلفی مبنی بر تأثیر متقابل سیاست مالی و قیمت دارایی‌ها به‌ویژه قیمت سهام وجود دارد. نظریه‌های مختلفی مانند نظریه سبد سرمایه‌گذاری، نظریه پایه فیشر و الگوی توین، اثر سیاست مالی را در بازده دارایی‌ها تبیین می‌کند [۱۹]. بارو^۱ (۱۹۷۴) با بسط قضیه هم‌ارزی ریکاردویی اینگونه استدلال می‌کند که افراد منطقی با توجه به کسری بودجه فعلی، بدهی‌های مالیاتی آتی را پیش‌بینی و به‌طور کامل، آن را در زمان حال تنزیل می‌کنند. در این حالت، سرمایه‌گذاران اوراق بهادار خود را اصلاح نمی‌کنند؛ بنابراین اگر افراد به درستی افزایش مالیات‌های آتی را به دلیل افزایش در کسری بودجه کنونی تشخیص دهند، کسری بودجه در قیمت و بازده سهام و خالص ثروت افراد، تأثیری نخواهد داشت [۶]. قضیه هم‌ارزی ریکاردویی با فرضیه کارایی بازار سهام نیز حمایت می‌شود [۱۱]. بوث و رید^۲ (۱۹۸۹) در راستای تأیید فرضیه بالا، تأثیر کسری بودجه را در بازار سهام و سایر دارایی‌های مالی در یک اقتصاد باز کوچک بررسی کردند. هدف اصلی مطالعه آنها، آزمون فرضیه هم‌ارزی ریکاردویی در بازار سهام و سایر دارایی‌های مالی کشور کانادا بوده است. نتایج نشان داد کسری بودجه در بازار سهام و سایر دارایی‌های مالی این کشور تأثیری ندارد؛ بنابراین قضیه هم‌ارزی ریکاردویی مبنی بر تأثیرنداشتن کسری بودجه در ارزش بازار سهام و سایر دارایی‌های مالی تأیید می‌شود [۱۰]. برخلاف قضیه هم‌ارزی ریکاردویی، از

نظر توین^۳ (۱۹۶۹) و بلانچارد^۴ (۱۹۸۱) کسری بودجه در بازار سهام اثرگذار بوده است. توین در نظریه تعادل عمومی خود، الگویی را طراحی کرد که هر دو کسری بودجه و رشد پول، تأثیر زیادی در قیمت و بازده سهام می‌تواند داشته باشد. براساس این رویکرد، کانال اصلی اثرگذاری سیاست‌ها و رخدادهای مالی در تقاضای کل با تغییر ارزش‌گذاری دارایی‌های فیزیکی نسبت به هزینه‌های جایگزینی آنها است [۲۹]. بلانچارد نیز با تأکید بر اثرگذاری کسری بودجه در بازار سهام، استدلال می‌کند سیاست بودجه‌ای دولت ممکن است با مجموعه‌ای از ملاحظات سیاسی و اقتصادی تحریک شود که با عواملان اقتصادی پیش‌بینی نشود. در این حالت با توجه به اینکه اثر کسری بودجه در نرخ بهره یکی از کانال‌های اثرگذار در قیمت و بازده سهام است، سیاست مالی (کسری بودجه) به صورت یک شوک، بازده سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۷]. گوپتا^۵ و همکاران (۲۰۱۴) در راستای فرضیه فوق نشان دادند هنگامی که سیاست مالی گسترش داشته است، قیمت دارایی‌ها افزایش یافته است. به علاوه افزایش قیمت دارایی‌ها، کسری بودجه را کاهش داده است [۱۳]. چاتزیانتونیو^۶ و همکاران (۲۰۱۳) نیز دریافتند سیاست‌های پولی و مالی به‌طور مستقیم و غیرمستقیم، بازار سهام را تحت تأثیر قرار می‌دهد [۱۶]. برای تجزیه و تحلیل اثر کسری بودجه در نرخ بهره، حالت‌های مختلفی در نظر گرفته می‌شود که در نحوه اثرگذاری کسری بودجه در نرخ بهره و سپس در قیمت سهام، نتایج متفاوتی را در بردارد. فعال یا منفعل بودن کسری بودجه، وضعیت اقتصاد کلان (رکود یا اشتغال کامل)، دائم یا موقت بودن کسری بودجه و موضع‌گیری

3. Tobin

4. Blanchard

5. Gupeta

6. Chatziantoniou

1. Barro

2. Boothe and Reid

سیاست پولی در برابر کسری بودجه، همگی در ارتباط کسری بودجه و نرخ بهره (به دنبال آن در قیمت و بازده سهام)، آثار متفاوتی (مثبت یا منفی) اعمال می‌کنند؛ به‌عنوان مثال، کسری بودجه منفعل که از رکود و ضعف اقتصادی طولانی مدت ناشی می‌شود، به‌طور عمده با نرخ‌های کم بهره کوتاه مدت و بلندمدت در رابطه است. در مقابل، کسری‌های بودجه فعال که از سیاست‌های تحریک مالی به وجود می‌آید، با توجه به چگونگی وضعیت اقتصاد کلان، نرخ بهره را می‌تواند افزایش یا کاهش دهد [۲۸]. از دیدگاهی دیگر، اثر کسری بودجه در قیمت و بازده سهام با توجه به وضعیت اقتصاد کلان در دو حالت کلی بررسی می‌شود. یک حالت زمانی است که اقتصاد در وضعیت رکودی باشد (مطابق دیدگاه کینزین‌ها) و حالت دیگر، زمانی که اقتصاد در اشتغال کامل به سر می‌برد (دیدگاه نئوکلاسیک‌ها). زمانی که اقتصاد در رکود به سر می‌برد، افزایش در کسری بودجه به دلیل کاهش مالیات یا افزایش در مخارج دولت، اغلب فعالیت‌های اقتصادی را تحریک می‌کند. از آنجا که افزایش در تقاضای کل با منابع بیکار موجود (در حالت رکود) می‌تواند تأمین شود، اثر احتمالی در قیمت‌ها به حداقل خواهد رسید. در این حالت، کسری بودجه موجب افزایش تورم نمی‌شود؛ اما نرخ بهره تا حدودی به دلیل گسترش فعالیت‌های کل اقتصاد افزایش می‌یابد. افزایش در تقاضای کل (و به دنبال آن افزایش در تولید کل) با افزایش در جریان‌های نقدی مد نظر شرکت، ارزش سهام را افزایش می‌دهد. نرخ بهره نیز با افزایش نرخ تنزیل، ارزش سهام را کاهش می‌دهد. در این شرایط، کینزین‌ها معتقدند اثر مثبت افزایش در تقاضای کل بر اثر منفی نرخ بهره غلبه می‌کند و کسری بودجه (ناشی از سیاست مالی فعال برای رهایی اقتصاد از رکود) در

قیمت و بازده سهام اثر مثبت دارد. این در حالی است که برخی دیگر معتقدند در این شرایط، اگر بانک مرکزی با افزایش عرضه پول، کسری را برطرف نکند، اثر ناخالص در ارزش سهام نامشخص است؛ با وجود این، چنانچه بانک مرکزی افزایش در کسری را با عرضه پول جبران کند، تا حدودی افزایش نرخ بهره جبران می‌شود؛ در نتیجه، آثار مثبت افزایش تقاضای کل در قیمت و بازده سهام احتمالاً مثبت است؛ بنابراین در طول دوره‌ای که اقتصاد در رکود به سر می‌برد، عرضه پول نباید نگرانی سرمایه‌گذاران را درباره تورم افزایش دهد [۲۶]. در مقابل، کسری بودجه احتمالاً در طول دوره اشتغال کامل، قیمت و بازده سهام را کاهش می‌دهد. در این حالت، افزایش کسری بودجه، تقاضای کل و نرخ بهره را افزایش می‌دهد؛ اما چون اقتصاد در اشتغال کامل است، افزایش در تقاضای کل به افزایش در تولید منجر نمی‌شود. در مقابل، شرکت‌ها منحصراً قیمت‌های تولیداتشان را افزایش می‌دهند و در نتیجه، موجب افزایش سطح عمومی قیمت‌ها می‌شوند. افزایش قیمت‌ها، تقاضا برای پول را افزایش می‌دهد و نرخ بهره اینگونه نیز افزایش می‌یابد. در این شرایط، از دیدگاه کلاسیک‌ها، افزایش نرخ بهره با اثر جبرانی، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی و به تبع آن، سرمایه‌گذاری در بازار سهام را کاهش می‌دهد و در قیمت و بازده سهام، اثر منفی خواهد داشت. علاوه بر این، افزایش نرخ بهره با افزایش دادن نرخ تنزیل به کاهش ارزش سهام منجر می‌شود. پولی کردن کسری بودجه در این حالت، نگرانی‌های تورمی را تشدید می‌کند؛ بنابراین افزایش کسری بودجه در طول دوره اشتغال کامل به‌طور کلی به کاهش ارزش سهام منجر می‌شود [۲۶].

۴۲ اقتصاد در حال ظهور در دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۰ نشان داد در مراحل اولیه توسعه خود، توسعه بخش بانکی، مکمل توسعه بازار سهام محسوب می شود؛ اما زمانی که بازارهای سهام به اندازه کافی توسعه یافتند، به رقابت با بخش بانکی تمایل دارند [۳۱]. حذف فعالیت بانکها از بازار سرمایه باعث کاهش فعالیت بازار سرمایه می شود [۱۲]. برعکس، عملیات بازار سرمایه در فعالیت نظام بانکی تأثیر می گذارد؛ از این رو، همکاری مشترک بانکها و بازار سرمایه در راستای تقویت یکدیگر است و باعث افزایش اطمینان در بازارهای مالی خواهد شد. علاوه بر این به دلیل اینکه نهادهای قانونگذاری متفاوتی برای انواع مختلف بازارهای مالی وجود دارد، هماهنگی میان این قانونگذاران بسیار دشوار می شود؛ بنابراین قوانین مختلفی که این نهادهای قانونگذار وضع می کنند، باعث ایجاد نوعی مزیت رقابتی میان برخی بازارها و نهادهای مالی یک بازار با بازار دیگر می شود [۲۱]. عبده تبریزی و رادپور (۱۳۹۱) در مقاله خود با عنوان جایگاه بازار سرمایه و نقش آن در تعامل با صنعت بانکداری، یکی از راه های کمک بانکها به بازار سرمایه را وام دهی بانکها به شرکتها معرفی و در ادامه، بیان می کنند که بانکهای سرمایه گذاری در توسعه بازار سرمایه، نقش های مهمی از جمله افزایش پایه سرمایه بازارهای مالی، کمک به خصوصی سازی، افزایش نقد شوندگی بازار سهام و افزایش کارایی اطلاعاتی این بازار دارد [۲]. نظام بانکی خواه در نقش مکمل و خواه در نقش رقیب بودن بازار سرمایه، تکمیل کننده بازار سرمایه است؛ یعنی زمانی که بانک در نقش مکمل بازار سرمایه است، نیازهای مالی ای را تأمین می کند که تکمیل کننده فعالیت های بازار سرمایه در این زمینه است و در حالی که در نقش رقیب بازار سرمایه است، باعث رونق فعالیت های بازار سرمایه

آنگلاچ^۱ و همکاران (۲۰۱۶) در مقاله ای با عنوان سیاست های مالی و عملکرد بازار سرمایه، رابطه سیاست های مالی و عملکرد بازار سرمایه را در ۶ کشور مرکز و شرق اروپا، عضو اتحادیه اروپا، برای دوره ۲۰۱۵-۲۰۰۴ بررسی کردند. آنها برای درک بهتر آثار سیاست های مالی در عملکرد بازار سرمایه و عملکرد بازار سرمایه بر سیاست مالی، رابطه شاخص های مدنظر را در دو جهت بررسی کردند. آنها دریافتند برای جمهوری چک و اسلواکی، ارتباط دوجانبه ای بین سیاست های مالی و عملکرد بازار سرمایه وجود دارد. در بلغارستان، سیاست های مالی در بازار سرمایه تأثیر می گذارد؛ در حالی که در لهستان، بازده بازار سرمایه در سیاست مالی تأثیر می گذارد؛ اما برای دو کشور مجارستان و رومانی، هیچ تأثیر در خور توجهی بین متغیرها نیافتند [۵].

به علاوه با توجه به اهمیت و نقش برجسته بازارهای مالی و ارتباط آنها در اقتصاد، نقش های بانکها با بازار سرمایه بررسی می شود. دمیرگوچ - کونت و لوین^۲ (۱۹۹۶) با استفاده از نمونه ای متشکل از ۴۴ کشور (توسعه یافته و نوظهور) در دوره ۱۹۸۶-۱۹۹۳ نشان دادند شاخص های توسعه بازار سهام با شاخص های توسعه سیستم بانکی، همبستگی مثبت زیادی دارد. آنها نشان دادند توسعه بازار سهام با توسعه سیستم بانکی، رابطه مثبت دارد [۹]. به دلیل اینکه بانکها و بازار سرمایه در هدایت پس اندازها به سمت پروژه های سرمایه گذاری، نقش واسطه دارند، می توانند مکمل و جایگزین یکدیگر باشند [۲۱]. یارتی^۳ (۲۰۰۸) در مقاله ای با عنوان «عوامل مؤثر در توسعه بازار سهام در اقتصاد رو به رشد» با استفاده از داده های تابلویی از

1. Anghelache
2. Demirguc-Kunt and Levine
3. Yartey

کلی، معادله خودرگرسیون برداری تابلویی در حالت دو متغیره به شکل زیر است:

$$\begin{bmatrix} y_{1it} \\ y_{2it} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{00} \\ a_{00} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{22} \\ a_{11} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1i,t-1} \\ y_{2i,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1it} \\ e_{2it} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$\begin{pmatrix} e_{1it} \\ e_{2it} \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

$$\Rightarrow y_{it} = A_0 + A_1 y_{i,t-1} + e_{it}, \quad e_{it} \sim N(0, \Sigma) \quad (2)$$

$$A_0 = B^{-1} \Gamma_0, \quad A_1 = B^{-1} \Gamma_1 \text{ and } e_{it} = B^{-1} \varepsilon_{it}$$

معادله ۲ یک الگوی استاندارد خودرگرسیون برداری تابلویی است. الگوی مدنظر براساس مطالعات پرادهان^۴ و همکاران (۲۰۱۵، ۲۰۱۴) و ولی نژاد (۲۰۰۹) بنا نهاده شده است. در این الگو با استفاده از روش الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی، تأثیر اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی و کسری بودجه دولت در اندازه بازار سهام بررسی شده است. از کل کشورهای در حال توسعه با توجه به محدودیت آمار و اطلاعات، ایران و ۱۴ کشور در حال توسعه^۵ دیگر انتخاب شده است. گفتنی است همه داده‌ها به صورت درصدی از تولید ناخالص داخلی وارد الگو شده است. آمارهای مربوط به سرمایه بازار، اعتبار اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص از سایت بانک جهانی و داده‌های مربوط به کسری بودجه از سایت اقتصاد جهانی^۶ و سایت بانک جهانی^۷ به صورت سالانه و برای بازه زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۳ جمع آوری شده است. با توجه به ساختار داده‌های ترکیبی، تعداد کل داده‌های استفاده شده برابر ۳۰۰ بوده است. الگوی

می‌شود و این امر، رشد و توسعه اقتصادی را به دنبال خواهد داشت. در بررسی‌های وضعیت بازارهای مالی از شاخص‌های مختلفی استفاده می‌شود؛ با وجود این، شاخص‌ها در نهایت، نشان‌دهنده یکی از سه ویژگی کارایی، نقدینگی و عمق بازارها است. وجود این شاخص‌ها در بازار به معنای رشد و توسعه مالی است که آنها نیز باعث رشد و توسعه اقتصادی می‌شود [۳۰]. چند معیار از جمله اعتبارات (تسهیلات) خصوصی^۱، بدهی‌های نقدی^۲ و دارایی‌های بانک تجاری - مرکزی^۳ توسعه بخش بانکی را به خوبی نشان می‌دهد. اعتبار خصوصی، مرسوم‌ترین معیار اندازه‌گیری توسعه مالی است [۲۰]. مهم‌ترین مزیت این شاخص آن است که اعتبارات بخش دولتی در محاسبه آن در نظر گرفته نمی‌شود [۲۵]؛ بنابراین، این پژوهش، دو فرضیه دارد. فرضیه اول، اثر مثبت تسهیلات بخش بانکی در سرمایه بازار و فرضیه دوم، اثر منفی کسری بودجه دولت در سرمایه بازار است.

روش پژوهش

روش استفاده شده برای برآورد الگوی پژوهش الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی است. از مزایای این الگو به نبود مشکل هم‌خطی میان متغیرها و شناسایی متغیرها، قابلیت پیش‌بینی، مشاهده میزان تأثیر شوک‌ها در متغیر مدنظر با استفاده از تابع واکنش تکانه‌ای و تحلیل واریانس می‌توان اشاره کرد. در عین حال، پژوهشگر را درگیر تمیز بین متغیرهای درون‌زا و برون‌زای الگو نمی‌کند؛ زیرا به استثنای عرض از مبدأ، متغیر روند و متغیرهای مجازی که گاهی اوقات وارد الگو می‌شود، همه متغیرها درون‌زا است [۳]. به صورت

4. Pradhan

۵. افریقای جنوبی، ایران، اردن، بلغارستان، پاکستان، پرو، تونس، تایلند، سنگاپور، سریلانکا، شیلی، کنیا، مالزی، مصر و هند

6. The Global Economy

7. The World Bank

1. Private Credit

2. Liquid Liabilities

3. Commercial Central Bank

روش آزمون لوین، لین و چو (LLC)، آزمون ایم، پسران و شین (IPS) و آزمون فیشر برای آزمون دیکی فولر تعمیم یافته انجام شده است. نتایج و بررسی مقادیر آماره‌های آزمون و احتمال پذیرش آنها نشان می‌دهد فرضیه صفر مبنی بر نایستایی متغیرها رد می‌شود؛ یعنی کلیه متغیرهای الگو ایستا است. با اطمینان یافتن از ایستایی متغیرها دیگر نیازی به آزمون هم‌جمعی و هراس از کاذب بودن رگرسیون وجود ندارد و الگو را می‌توان برآورد کرد.

در ابتدا، برای تعیین وجود عرض از مبدأهای مختلف برای مقاطع، از آزمون اف-لیمر استفاده شد. فرضیه صفر، نشان دهنده داده‌های تلفیقی و فرضیه مقابل، نشان دهنده داده‌های تابلویی است. از آنجا که آماره F در سطح احتمال بیشتر از ۹۹ درصد از لحاظ معناداری معنادار است، برای برآورد الگو باید از داده‌های تابلویی استفاده کرد؛ سپس الگوی آثار ثابت در مقابل آثار تصادفی باید آزموده شود. نتایج آزمون هاسمن با آماره کای-دو ۱۰/۰۴ و احتمال آماره ۰/۱۸۲ نشان دهنده مزیت روش آثار ثابت نسبت به روش آثار تصادفی بوده است؛ بنابراین الگو به کمک روش آثار ثابت برآورد می‌شود. برای رسیدن به یک الگوی بهینه که برازش مناسبی از متغیرهای الگو ارائه دهد، دانش نسبت به وقفه بهینه الگو و متغیرهای موجود در آن الزامی است. برای تعیین وقفه بهینه الگوی اقتصادسنجی، کلیه متغیرها در قالب یک معادله خودرگرسیون برداری برازش می‌شود. برای تعیین تعداد بهینه وقفه در برآورد معادلات از آزمون طول وقفه بهینه استفاده می‌شود که اندروز و لو (۲۰۰۱) ارائه کردند [۴]. برای الگوی اندازه بازار سرمایه، براساس سه معیار $MMSC_{AIC}$ ، $MMSC_{BIC}$

مربوط به شاخص سرمایه بازار سهام (MAC) به صورت زیر معرفی می‌شود:

$$\begin{aligned} mac_{it} &= \beta_{00} - \beta_{11} mac_{it-1} + \beta_{22} bd_{it-1} + \beta_{33} dcp_{it-1} \\ &\quad + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{1it} \\ bd_{it} &= \beta_{00} - \beta_{11} mac_{it-1} + \beta_{22} bd_{it-1} + \beta_{33} dcp_{it-1} \\ &\quad + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{2it} \\ dcp_{it} &= \beta_{00} - \beta_{11} mac_{it-1} + \beta_{22} bd_{it-1} \\ &\quad + \beta_{33} dcp_{it-1} + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{3it} \\ inv_{it} &= \beta_{00} - \beta_{11} mac_{it-1} + \beta_{22} bd_{it-1} \\ &\quad + \beta_{33} dcp_{it-1} + \beta_{44} inv_{it-1} + \varepsilon_{4it} \end{aligned} \quad (3)$$

در رابطه بالا، MAC نشان دهنده سرمایه بازار سهام و برابر با نسبت ارزش سهام ثبت شده به تولید ناخالص داخلی و به عنوان اندازه بازار سهام است؛ BD کسری بودجه دولت؛ DCP اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی که مهم ترین مزیت این شاخص آن است که اعتبارات بخش دولتی در محاسبه آن در نظر گرفته نمی‌شود؛ INV تشکیل سرمایه ثابت ناخالص است. برای برآورد الگوی مد نظر از نرم افزار استتا نسخه ۱۴ و ایویوز نسخه ۹ استفاده شد. هنگامی که انبوهی از اطلاعات کمی برای تحلیل و تفسیر گردآوری می‌شود، باید آنها را به صورت روشن و درک شدنی، سازماندهی و خلاصه کرد. اولین قدم در سازماندهی داده‌ها، مرتب کردن آنها براساس یک ملاک منطقی است. در روش‌های توصیفی تلاش می‌شود با ارائه جدول و استفاده از ابزارهای آمار توصیفی نظیر شاخص‌های مرکزی (میانگین، میانه، نما) و شاخص‌های پراکنندگی (دامنه تغییرات، واریانس، انحراف معیار، چولگی) داده‌های پژوهش بررسی و توصیف شود.

یافته‌ها

قبل از تخمین الگو، داده‌ها از لحاظ پایایی باید آزموده شود. آزمون ایستایی متغیرهای الگو به سه

همکاران (۱۹۹۸) استفاده شده است [۱۴]. در تخمین دستگاه معادلات، ضرایب و درصد توضیح دهندگی پارامترهای الگو، اهمیت روش های تک معادله ای را ندارد و انتظار نمی رود کلیه ضرایب برآورد شده به وقفه های متغیرها از نظر آماری معنادار مربوط باشد. براساس همین، برای تفسیر خروجی های این روش آماری و اقتصادسنجی از ابزارهای علیت گرنجری، توابع واکنش تکانه ای و تجزیه واریانس برای تفسیر نتایج تخمین ها استفاده می شود. در ادامه، مقوله های مذکور بررسی می شود.

MMSC_{QIC} وقفه ۱ تأیید شد؛ زیرا مقدار آنها در وقفه یک بیشتر از مقدارشان در وقفه ۲ و ۳ بوده است. ارزش احتمال آزمون L برای وقفه یک نیز برابر با ۰/۱۲۶۱۹۷۷ بزرگ تر از ۵ درصد به دست آمده است که به معنی تأیید فرضیه صفر یعنی معتربودن ابزارها در سطح اطمینان ۹۵ درصد بوده است. مقدار آماره CD نیز برابر با ۰/۹۹۹۹۷۸ شد که بزرگ تر از مقدار این آماره برای وقفه ۲ و ۳ بود که مطلوب تر بودن وقفه ۱ را نشان می دهد. برای برآورد الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی با یک وقفه از روش پیشنهادی هولتز-ایکن^۱ و

جدول (۱) نتایج حاصل از تخمین الگوی سرمایه بازار سهام

dep-var	متغیر	b_GMM	se_GMM	t_GMM	p_GMM
MAC	L1.MAC	۰/۶۷۹۳۵۴۴	۰/۰۷۰۱۶۶	۹/۶۸	۰/۰۰۰
	L1.BD	۰/۵۷۲۳۴۱۳	۱/۱۳۶۹۲	۰/۵۰	۰/۶۱۵
	L1.DCP	-۰/۰۰۲۹۹۵۸	۰/۱۵۰۳۴۰۹	-۰/۰۲	۰/۹۸۴
	L1.INV	-۱/۰۶۵۳۹۶	۰/۴۶۹۰۲۲	-۲/۲۷	۰/۰۲۳
BD	L1.MAC	۰/۰۲۲۰۷۷۹	۰/۰۰۵۶۹۳۹	۳/۸۸	۰/۰۰۰
	L1.BD	۰/۸۳۶۸۶۴۹	۰/۱۷۴۶۸۷۶	۴/۷۹	۰/۰۰۰
	L1.DCP	-۰/۰۱۴۱۷۶۴	۰/۰۱۶۷۱۱۲	-۰/۸۵	۰/۳۹۶
	L1.INV	-۰/۰۹۳۰۳۶	۰/۰۸۳۱۹۸۶	-۱/۱۲	۰/۲۶۳
DCP	L1.MAC	۰/۰۱۰۲۷۳۲	۰/۰۱۸۵۳۷۵	۰/۵۵	۰/۵۷۹
	L1.BD	۰/۲۳۸۲۰۵۷	۰/۱۸۵۷۶۸۸	۱/۲۸	۰/۲۰۰
	L1.DCP	۰/۷۳۷۲۸۵	۰/۰۴۵۶۳۹۷	۱۶/۱۵	۰/۰۰۰
	L1.INV	۰/۴۰۱۶۷۴۹	۰/۱۳۹۹۴۴۸	۲/۸۷	۰/۰۰۴
INV	L1.MAC	۰/۰۲۳۹۳۱۷	۰/۰۰۶۴۹۶۱	۳/۶۸	۰/۰۰۰
	L1.BD	-۰/۰۶۷۳۲۰۷	۰/۰۸۸۲۶۰۳	-۰/۷۶	۰/۴۴۶
	L1.DCP	-۰/۰۷۵۸۹۵	۰/۰۱۵۳۴۷۲	-۴/۹۵	۰/۰۰۰
	L1.INV	۰/۷۷۲۹۰۴۷	۰/۰۶۸۰۸۳۸	۱۱/۳۵	۰/۰۰۰

باشد، نشان می دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیر حذف شده علیت گرنجری، متغیر وابسته است.

جدول (۳) آزمون علیت گرنجر الگوی سرمایه بازار سهام

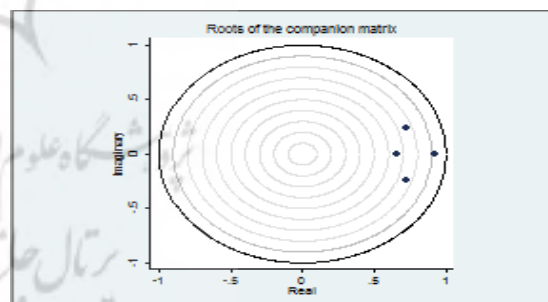
متغیر وابسته	متغیرهای حذف شده	Chi2	df	Prob > chi2
MAC	BD	۰/۲۵۳	۱	۰/۶۱۵
	DCP	۰/۰۰۰	۱	۰/۹۸۴
	INV	۰/۰۲۳	۱	۵/۱۶۰
	ALL	۰/۱۳۶	۳	۵/۵۴۲
BD	MAC	۱۵/۰۳۵	۱	۰/۰۰۰
	DCP	۰/۷۲۰	۱	۰/۳۹۶
	INV	۱/۲۵۰	۱	۰/۲۶۳
	ALL	۲۱/۶۲۶	۳	۰/۰۰۰
DCP	MAC	۰/۳۰۷	۱	۰/۵۷۹
	BD	۱/۶۴۴	۱	۰/۲۰۰
	INV	۸/۲۳۸	۱	۰/۰۰۴
	ALL	۱۳/۹۱۶	۳	۰/۰۰۳
INV	MAC	۱۳/۵۷۲	۱	۰/۰۰۰
	BD	۰/۵۸۲	۱	۰/۴۴۶
	DCP	۲۴/۴۵۵	۱	۰/۰۰۰
	ALL	۶۲/۳۳۵	۳	۰/۰۰۰

نتایج جدول ۳ الگوی سرمایه بازار سهام (MAC) نشان می دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیر سرمایه بازار علیت گرنجر، متغیر کسری بودجه دولت و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص است. بین متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نیز رابطه علیت دوسویه ای برقرار است. در ۳ معادله ای که به ترتیب، کسری بودجه دولت، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص، متغیرهای وابسته آن معادلات هستند،

برای به دست آوردن تعادل بلندمدت لازم است سیستم پایدار باشد. هنگامی سیستم خودرگرسیون برداری تابلویی پایدار خواهد بود که قدر مطلق ریشه ها کمتر از یک باشد و در داخل دایره به شعاع یک واقع شود. در غیر این صورت، نتایج توابع واکنش تکانه ای خطای استاندارد ارزش نخواهد داشت. با توجه به جدول ۳ و نمودار ۱، شرایط پایداری در سیستم خودرگرسیون برداری تابلویی برآوردی برقرار است و به نتایج ناشی از واکنش تکانه ها می توان اعتماد کرد.

جدول (۲) قدر مطلق ریشه های مشخصه الگوی سرمایه بازار سهام

قدر مطلق	مقادیر ویژه	
	موهومی	حقیقی
۰/۹۲۹۷۴۵۵	۰	۰/۹۲۹۷۴۵۵
۰/۷۵۹۴۲۹۸	-۰/۲۳۵۶۸۰۲	۰/۷۲۱۹۳۳۸
۰/۷۵۹۴۲۹۸	۰/۲۳۵۶۸۰۲	۰/۷۲۱۹۳۳۸
۰/۶۵۲۷۹۵۸	۰	۰/۶۵۲۷۹۵۸

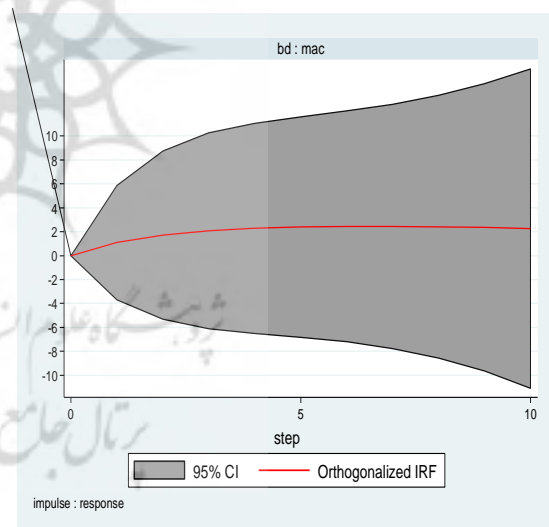
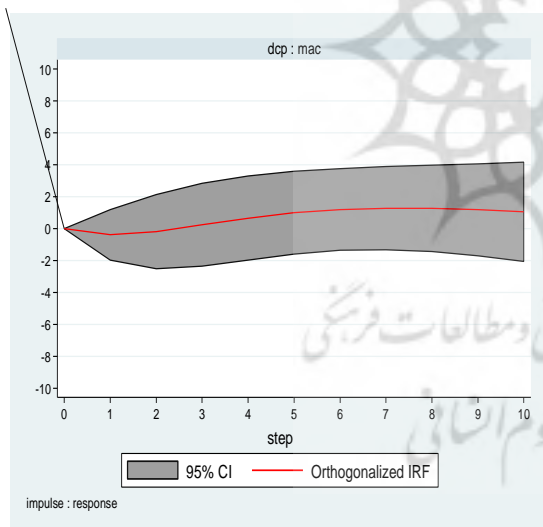
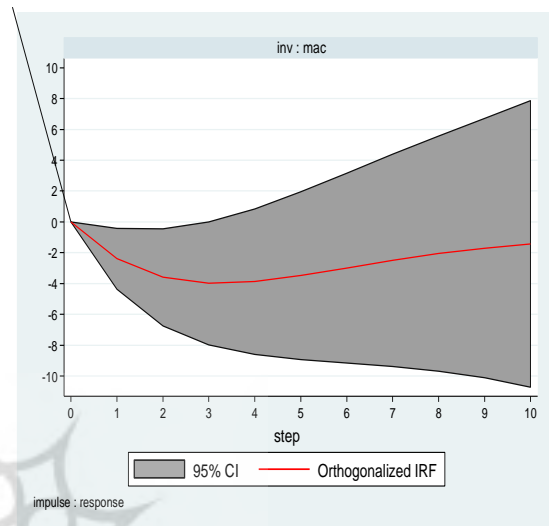
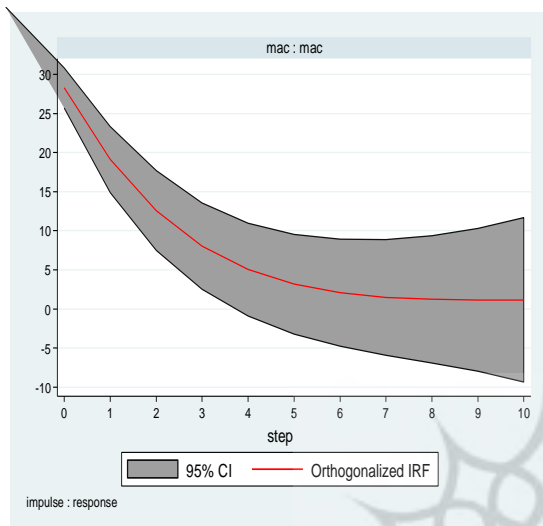


نمودار (۱) قدر مطلق ریشه های مشخصه معکوس در دایره واحد الگوی سرمایه بازار سهام

چون در الگوی خودرگرسیون برداری تابلویی، چهار متغیر وجود دارد (یعنی چهار معادله) آزمون علیت گرنجر، چهار بخش خواهد داشت؛ یعنی آزمون برای هر معادله به طور جداگانه انجام می شود. فرض صفر در آزمون علیت گرنجر، نبودن متغیرها است. اگر ارزش احتمال آزمون کای-دو کوچک تر از ۰/۰۵

توابع واکنش تکانه ای، رفتار پویایی متغیرهای الگو را به هنگام ضربه واحد به هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهد.

تمام متغیرهای توضیحی در طرف راست معادله به صورت توأمان به ترتیب، علیت گرنجر کسری بودجه دولت، اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص است.



نمودار (۲) واکنش پویای متغیر سرمایه بازار سهام نسبت به تکانه‌های متغیرهای توضیحی

ثابت ناخالص (INV) وارد کرده است، اثر منفی در شاخص سرمایه بازار سهام داشته است. این اثر منفی در سال‌های سوم به حداکثر خود یعنی عدد ۴- می‌رسد و پس از آن، تأثیر تکانه به مرور زمان کاهش می‌یابد و به سمت صفر میل می‌کند (یعنی تکانه‌های تشکیل سرمایه

مطابق نمودار ۲ در اثر یک واحد تکانه در شاخص سرمایه بازار سهام (MAC)، واکنش شاخص سرمایه بازار سهام برای کشورهای در حال توسعه به گونه‌ای است که روند کاهشی داشته است و در سال ۱۰ به طور کامل خنثی نشده است. تکانه‌ای که تشکیل سرمایه

توسعه، بیش از ۹۰ درصد از نوسان شاخص سرمایه بازار سهام (MAC) با تکان‌های مربوط به خود سرمایه بازار سهام توضیح داده می‌شود؛ به گونه‌ای که این سهم در آغاز بیشتر و به مرور زمان، سهم دیگر متغیرها افزایش می‌یابد. از میان متغیرهای دیگر الگو، تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (INV) و پس از آن، متغیر کسری بودجه دولت (BD) بخش زیادی از نوسان‌های شاخص سرمایه بازار سهام را توضیح می‌دهد. به علاوه سهم اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (DCP) در نوسان شاخص سرمایه بازار سهام بسیار ناچیز است. این موضوع نشان دهنده اهمیت بسیار کم این متغیر در نوسان شاخص سرمایه بازار سهام است.

ثابت ناخالص، آثار موقتی دارد). واکنش شاخص سرمایه بازار سهام در مقابل یک تکانه که اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی (DCP) وارد کرده است، در سال ابتدایی منفی و سپس در سال‌های بعد از آن مثبت و از سال ششم به بعد به حداکثر خود یعنی عدد ۱ رسیده است. تکانه کسری بودجه دولت (BD) اثر مثبت دارد و روند ثابتی با عدد ۲ در دوره ۱۰ ساله در شاخص سرمایه بازار داشته است.

منظور از محاسبه شاخص تجزیه واریانس این است که مشخص شود به طور نسبی، میزان سهم و اهمیت یک تکانه ناشی از متغیر، در تغییرات خودش به تغییرات سایر متغیرها چقدر است. براساس نتایج جدول ۵، در دوره ۱۰ ساله در کشورهای در حال

جدول (۴) تجزیه واریانس برای متغیرهای الگوی سرمایه بازار سهام

افق زمانی	MAC	BD	DCP	INV
۰	۰	۰	۰	۰
۱	۱	۰	۰	۰
۲	۰/۹۹۳۹۶۶۱	۰/۰۰۱۰۱۷۴	۰/۰۰۰۱۳۱۱	۰/۰۰۴۸۸۵۴
۳	۰/۹۸۲۹۱۸۹	۰/۰۰۳۰۷۰۸	۰/۰۰۰۱۴۲۲	۰/۰۱۳۸۶۸۱
۴	۰/۹۶۹۷۸۱	۰/۰۰۵۸۹۰۲	۰/۰۰۰۱۶۹۴	۰/۰۲۴۱۵۹۳
۵	۰/۹۵۶۷۶۵۸	۰/۰۰۹۲۱۸۴	۰/۰۰۰۴۵۵۲	۰/۰۳۳۵۶۰۶
۶	۰/۹۴۵۰۸۱۶	۰/۰۱۲۸۳۴۱	۰/۰۰۱۰۹۸۱	۰/۰۴۰۹۸۶۲
۷	۰/۹۳۵۱۲۴۹	۰/۰۱۶۵۶۰۴	۰/۰۰۲۰۱۹۹	۰/۰۴۶۲۹۴۷
۸	۰/۹۲۶۸۳۶۶	۰/۰۲۰۲۵۹۹	۰/۰۰۳۰۵۵۷	۰/۰۴۹۸۴۷۸
۹	۰/۹۱۹۹۸۴	۰/۰۲۳۸۲۶۴	۰/۰۰۴۰۴۴۹	۰/۰۵۲۱۴۰۶
۱۰	۰/۹۱۴۳۱۱۳	۰/۰۲۷۱۸	۰/۰۰۴۹۰۰۷	۰/۰۵۳۶۰۸

اصلی این تغییرات سریع، لزوم همگامی دانش مالی و کارکرد های بازار سرمایه با سایر علوم، صنعت و تحولات خرد و کلان اقتصاد است. کشورهای در حال توسعه نیز که در مسیر توسعه اقتصادی گام برداشته‌اند، بی‌شک باید توجه ویژه‌ای به بازارهای مالی و

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

سرعت نوآوری در صنعت مالی جهان، امروزه به حدی است که تقریباً هر سال ابزارهای مالی نوین، تکنیک‌های جدید تجزیه و تحلیل و یافته‌های تازه در زمینه نظریه‌های مالی دیده می‌شود. شاید یکی از عوامل

توسعه یافتگی آن داشته باشند. زمانی که نظام مالی، وظایف خود را به طور کارآمد و مطلوبی انجام دهد؛ به گونه‌ای که از یک سو، در جذب منابع و از سوی دیگر، در تخصیص آن به طرح‌های سرمایه‌گذاری مناسب موفق باشد، گفته می‌شود توسعه مالی محقق شده است. توسعه مالی مفهومی چندوجهی است که افزون بر توسعه بازار سرمایه، توسعه بخش بانکی را نیز دربرمی‌گیرد. هدف این پژوهش، بررسی تأثیرگذاری متغیرهای اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی و کسری بودجه دولت در سرمایه بازار سهام در کشورهای در حال توسعه بوده است. در این راستا، از داده‌های ۱۵ کشور در حال توسعه، در دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۳ و روش خودرگرسیون برداری تابلویی استفاده شده است.

نتایج آزمون علیت برای الگوی سرمایه بازار که نشان‌دهنده اندازه بازار سهام است، نشان می‌دهد در سطح اطمینان ۹۵ درصد، متغیر سرمایه بازار علیت گرنجر، متغیر کسری بودجه دولت و تشکیل سرمایه ثابت ناخالص است که با مطالعه پرادهان و همکاران (۲۰۱۴) در یک راستا بوده است. بین متغیر تشکیل سرمایه ثابت ناخالص و اعتبارات اعطایی به بخش خصوصی نیز رابطه علیت دوسویه ای برقرار است؛ اما هیچ رابطه علیتی بین اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی و سرمایه بازار سهام وجود نداشته است که این نتیجه در راستای نتایج پژوهش صمدی و همکاران (۱۳۸۶) بوده است. واکنش شاخص سرمایه بازار سهام در مقابل تکانه‌ای که اعتبارات اعطایی بانک‌ها به بخش خصوصی وارد کرده است، مثبت بوده است. این نتیجه نشان می‌دهد در نمونه مدنظر این مطالعه، کشورهای که بخش بانکی توسعه یافته تری دارند، بازار سهام گسترده تری نیز دارند. این نتیجه با مطالعات دمیرگوج-

کونت و لوین (۱۹۹۶)، گرون وود و همکاران (۲۰۰۳) و یارتی (۲۰۰۸) مطابق بوده است. تکانه کسری بودجه دولت (BD) اثر مثبت در شاخص سرمایه بازار داشته است که با نتایج مطالعات جعفری (۱۳۸۳)، واعظ برزانی و همکاران (۱۳۸۸) و گوپتا (۲۰۱۴) مبنی بر تأثیر مثبت سیاست مالی در بازار سهام مطابقت داشته است؛ بنابراین با توجه به اینکه کسری بودجه ممکن است ناشی از سیاست مالی انبساطی و افزایش مخارج باشد، دولت برای ایجاد تغییرات مثبت بیشتر در گسترش بازار سهام از سیاست کسری بودجه می‌تواند استفاده کند. تکانه‌ای که تشکیل سرمایه ثابت ناخالص (INV) وارد کرده است، اثر منفی و موقتی در شاخص سرمایه بازار داشته است. یکی از دلایل این نتیجه، ممکن است وقوع بحران مالی جهانی باشد که باعث شده است برخی از روابط پویای موجود در بازار سهام بین سرمایه‌گذاری و اندازه بازار سهام در این دوره تحت تأثیر قرار بگیرد؛ بنابراین با توجه به اینکه کسری بودجه ممکن است ناشی از سیاست مالی انبساطی و افزایش مخارج باشد، دولت برای ایجاد تغییرات مثبت بیشتر در گسترش بازار سهام از سیاست کسری بودجه می‌تواند استفاده کند. اعتبارات بخش بانکی در شاخص اندازه بازار سهام، اثر مثبت داشته است؛ بنابراین بخش بانکی کوشیده است تسهیلاتی را در خرید و فروش سهام برای بخش حقیقی و حقوقی فراهم کند تا اینگونه در نقش مکمل بازار سهام به گسترش فعالیت‌های مالی در اقتصاد و در نتیجه، توسعه بازارهای مالی کمک کند. نتایج مربوط به تجزیه واریانس برای کشورهای در حال توسعه نشان می‌دهد شاخص اندازه بازار سهام، سهم زیادی در توجیه رفتار خود دارد. براساس این، در بررسی‌های بعدی برای شناسایی رفتار دقیق این شاخص، اثر شاخص مربوط به همراه وقفه‌های آن در

- [6] Mehrara, M., Moeini, A., Ahrari, M., & Hamony, A. (2009). Modeling stock market prices based on GMDH Neural Network: A case study for Iran. *Journal of Economic Research and Policies*. 17(50): 31-51. (in persian).
- [7] Mohseni-Zenvazi, S. J., Talebi, F., & Heidari, H. (2015). Effects of fiscal policies on asset prices and its uncertainty in Iran. *The Quarterly Journal of Asset Management and Financing*. 3(1): 107-130. (in persian).
- [8] Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of Political Economy*. 82(6): 1095-1117.
- [9] Geraldo, E. Y. (2011). Fiscal Policy, Monetary Policy and Stock Market Activity in Ghana. *Institute of Distance Learning, Kwame Nkrumah University of Science and Technology*.
- [10] Boothe, P. M., & Reid, B. G. (1989). Asset returns and government budgets in a small open economy: Empirical evidence for Canada. *Journal of Monetary Economics*. 23(1): 65-77.
- [11] Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of Money, Credit and Banking*. 1(1): 15-29.
- [12] Blanchard, O. J. (1981). Output, the Stock market, and Interest rates. *American Economic Review*. 71: 132-143.
- [13] Gupta, R., Jooste, C., & Matlou, K. (2014). A time-varying approach to analysing fiscal policy and asset prices in South Africa. *Journal of Financial Economic Policy*. 6(1): 46-63.
- [14] Chatziantoniou, I., Duffy, D., & Filis, G. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. *Economic Modelling*. 30: 754-769.
- [15] Sinai, A. (2006). Deficits, expected deficits, financial markets, and the economy. *The North American Journal of Economics and Finance*. 17(1): 79-101.
- [16] Roley, V. V., & Schall, L. D. (1988). Federal deficits and the stock market. *Economic Review*. 73(4): 17-27.
- [17] Anghelache, G. V., Jakova, S., & Oanea, D. C. (2016). Fiscal Policy and capital market performance: Evidence from EU countries from Central and Eastern Europe. *International Journal of Academic*

الگوسازی های اقتصادی باید لحاظ شود. با توجه به اینکه در برخی از کشورهای در حال توسعه همانند ایران به طور معمول، اعتبارات اعطایی بانک ها به صورت تکلیفی از طرف دولت به سیستم بانکی تحمیل می شود، لازم است تصدی گری دولت بر بانک ها کاهش یابد و با ایجاد فضای رقابتی در سیستم بانکی کشور و کارآمد کردن نرخ بهره، انتقال اعتبارات به بخش های اقتصادی ناکارا و بدون ارزش افزوده زیاد متوقف شود، مشکلات بورس از جمله بی ثباتی های اقتصادی و سیاسی موجود شناسایی و برای رفع آن، اقدامات لازم انجام شود و به گسترش حجم بازار سرمایه با ایجاد زمینه های مشارکت هرچه بیشتر مردم با گسترش فیزیکی و الکترونیکی بازار سهام و تعریف و طراحی ابزارهای متنوع سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار و تسریع در امر خصوصی سازی و گذار از اقتصاد دولتی بیش از پیش توجه شود.

References

- [1] Howells, P. G. A., & Bain, K. (2005). *The Economics of Money, Banking and Finance: A European Text*. 3rd ed., Harlow, England; New York: Prentice Hall/Financial Times. xvii.
- [2] Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2002). Financial intermediation and growth: causality and causes. *Central Banking, Analysis, and Economic Policies Book Series*. 3: 031-084.
- [3] Pagano, M. (1989). Endogenous market thinness and stock price volatility. *The Review of Economic Studies*. 56(2): 269-287.
- [4] Fathi, S., & Asgarnezhad-Nouri, B. (2010). Assess the impact of privatization on stock market development. *Business Studie*. 7(38): 93-73. (in persian).
- [5] Abbasinejad, H., Mohammadi, S., & Ebrahimi, S. (2017). Dynamics of the relation between macroeconomic variables and stock market index. *The Quarterly Journal of Asset Management and Financing*. 2017. 5(1): 61-82. (in persian).

- case of ASEAN countries. *Review of Financial Economics*. 23(4): 155-173.
- [28] Pradhan, R. P., Arvin, M. B., & Ghoshray, A. (2015). 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: 84-95.
- [29] Andrews, D. W., & Lu, B. (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*. 101(1): 123-164.
- [30] Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 1371-1395.
- [31] Samadi, S., Nasrollahi, K., & Karamalian Cichani, M. (2007). Development of financial markets and economic growth. *The Economic Research*. 7(3): 1-16. (in persian).
- Research in Accounting, Finance and Management Sciences*. 6(2): 34-43.
- [18] Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (1996). Stock markets, corporate finance, and economic growth: An overview. *The World Bank Economic Review*. 10(2): 223-239.
- [19] Nazarpour, M. N., Kia'alhosseini, S. Z., & Haghghi, M. (2013). Investigation of relationship between commercial banks and capital markets within the interest-free banking system. *Journal of Iran's Economic Essays*. 10(19): 41-65. (in persian).
- [20] Yartey, C. A. (2008). The determinants of stock market development in emerging economies: Is South Africa different? *IMF Working Papers*: 1-31.
- [21] Groenewold, N., Tang, S. H. K., & Wu, Y. (2003). The efficiency of the Chinese stock market and the role of the banks. *Journal of Asian Economics*. 14(4): 593-609.
- [22] Abdeh-Tabrizi, H. & Radpour, M. (2012). The capital market and its role in dealing with the banking industry. *The First International Conference on the Banking Industry and the Global Economy*. 2012/07/02.
- [23] Vaalinezhad, M. (2009). Introduction to the capital market and stock exchange. *Banks and the Economy*. 103: 64-68. (in Persian).
- [24] Motemeni, M. (2009). Investigating the relationship between financial development and economic growth in Iran. *Business Studies*. 34: 66-59. (in Persian).
- [25] Rasekhi, S., & Ranjbar, O. (2009). An Examination of financial development effect on OIC member countries. *Knowledge and Development*. 16(27): 1-22. (in Persian).
- [26] Ahmadi, A., Ahmadi Jashfaghani, H. A., & Abolhasani Hastiani, A. (2016). The impact of credit risk on the banking system's performance: (Panel VAR Approach). *Journal Management System*. 10(34): 131-152. (in Persian).
- [27] Pradhan, R. P. Arvin, M. B., Hall, J. H., & Bahmani, S. (2014). Causal nexus between economic growth, banking sector development, stock market development, and other macroeconomic variables: The