Journal of Iranian Economic Issues, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Biannual Journal, Vol. 8, No. 1, Spring and Summer 2021, 251-274
Doi: 10.30465/ce.2021.6978

Economic Growth and Stock Market Liquidity Shocks: Bayesian VAR Approach

Hamid LalKhezri*

Milad Shahrazi**

Abstract

The aim of this study is to examine the link between liquidity shocks in the Iranian stock market and real GDP growth. We fit a Bayesian Vector Autoregression model with data from 1388Q1 to 1398Q4. In this framework, after extracting the liquidity index of the stock market, GARCH model has been used to measure liquidity shock. The result of the granger causality test shows that there is a one-way causal flow from the stock market liquidity shock to economic growth. The results of the Impulse response function of the GDP growth show that the economic growth reaction to a shock in the stock market liquidity shock is positive, so that its effect increases after four seasons. Also, the finding from the analysis of economic growth variance show that in the first period, the variance of this variable is fully explained by the variable itself, but over time its importance decreases and the importance of other variables increases. The findings show that after eight seasons, the stock market liquidity shock accounted for nearly 3.3 percent of GDP growth volatility. In

* Assistant Professor of Economics, Department of Humanities, Bozorgmehr University Of Qaenat, Qaen, Iran (Corresponding Author), h.lalkhezri@buqaen.ac.ir

** PhD in economics and lecturer at Golestan University, milad.shahrazi@gmail.com

Date received: 02/10/2020, Date of acceptance: 05/01/2021

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

addition, interest rates, inflation rates and exchange rates, 6, 3.5 and 2.5 percent, respectively, have contributed to the fluctuations in Iran's economic growth.

Keywords: Economic Growth, Stock market, Liquidity Shock, Bayesian Vector Auto regression model, GARCH Model.

JEL Classification: O40, C11, D53

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

بررسی مسائل اقتصاد ایران، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
دوفصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال ۸، شمارهٔ ۱، بهار و تابستان ۱۴۰۰، ۲۵۳ - ۲۷۴

رشد اقتصادی و شوک نقدینگی در بازار سهام: رویکرد خودرگرسیون‌برداری بیزین

حمید لعل خضری*
میلاد شهرازی**

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی و شوک نقدینگی در بازار سهام ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) برای داده‌های فصلی طی دوره بهار ۱۳۸۸ تا زمستان ۱۳۹۸ است. در این چارچوب، پس از استخراج شاخص نقدینگی بازار سهام، جهت اندازه‌گیری شوک نقدینگی از الگوی گارچ استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون علیت گرنجری نشان می‌دهد که جریان علیت یک طرفه از شوک نقدینگی بازار سهام به رشد اقتصادی وجود دارد. نتایج بدست آمده از تحلیل تابع ضربه-واکنش رشد تولید ناخالص داخلی حاکی از آن است که واکنش رشد اقتصادی به یک تکانه در شوک نقدینگی بازار سهام مثبت بوده که اثر آن بعد از گذشت چهار فصل صعودی می‌شود. همچنین، یافته‌های حاصل از تجزیه واریانس رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در دوره اول، واریانس این متغیر به طور کامل توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود، اما به مرور زمان از اهمیت آن کاسته شده و بر اهمیت سایر متغیرها افزوده می‌شود. یافته‌ها نشان می‌دهد که بعد از هشت فصل، شوک نقدینگی بازار سهام نزدیک به ۳/۳ درصد از نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی را توضیح داده است. به علاوه، نرخ بهره، نرخ تورم و

* استادیار اقتصاد، دانشکدهٔ علوم انسانی، دانشگاه بزرگمهر قائنات (نویسندهٔ مسئول)، h.lalkhezri@buqaen.ac.ir
** دکترای اقتصاد، مدرس دانشگاه گلستان، milad.shahrazi@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۷/۱۱، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۱۰/۱۶

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose.

نرخ ارز نیز بـه ترتیـب ۶، ۳/۵ و ۲/۵ درصـد در توضـیح نوسـانات رشـد اقتصـادی ایـران نقش داشته‌اند.

کلیدواژه‌ها: رشد اقتصادی، شوک نقـدینگی، بـازار سـهام، الگـوی خودرگرسـیون بـرداری بیزین، الگوی گارچ.

طبقه بندی JEL: O40,C11,D53

۱. مقدمه

بازار سهام به دلیل تأثیرگذاری مستقیمی که بر سرمایه‌گـذاری دارد، نقـش حـائز اهمیتـی در عملکرد اقتصاد ایفا می‌کند. وظیفه اصلی بازار سهام این اسـت کـه پـس‌انـداز جامعـه را بـه سمت بخش تولیدی و مولد جامعه منتقل کند. مطمئناً انتقال و تجهیز آسان و کم‌هزینه منـابع مالی برای سرمایه‌گذاری شرط لازم برای رشد اقتصادی است، اما نحوه چگونگی تخصـیص آن‌ها به پروژه‌های مختلف عاملی بسیار مهم برای رشـد اقتصـادی اسـت. ایـن دقیقـاً همـان چیزی است که از یک بازار سهام کارآمد برای اقتصاد انتظار می‌رود (اوگونرینـولا و دیبـوراه (Ogunrinola and Deborah) ، ۲۰۱۵: ۴).

بررسی رابطه علی بین توسعه بخش مـالی و رشـد اقتصـادی در ابتـدا توسـط مطالعـات تجربـــی شـــومپیتر (Schumpeter) (۱۹۱۱: ۱)، مـــک‌کینـــون (McKinnon) (۱۹۷۳: ۱) و شاو (Shaw) (۱۹۷۴: ۱) صورت پذیرفت. به خوبی واضح است که بـازار مـالی بـرای رشـد اقتصادی بسیار حیاتی و مهم است، زیرا باعث جمع‌آوری و تجهیز پس‌اندازهای خـردوکلان به سمت سرمایه‌های مفید تولیدی می‌شود. با این حال، هنگامی کـه اقتصـاد رشـد مـی‌کنـد، اثرات سرریز آن باعث رشد بخش مالی نیز می‌شود. از این رو، همچنان جریان علیـت میـان توسعه بازار مالی و رشد اقتصادی مبهم است. علاوه بر ایـن، جهـت رابطـه علـی مـی‌توانـد نتایج مهمی برای سیاست‌گذاری باشد. به عنوان مثال، اولوینیـاد و کیمـانی (Olwenyand and Kimani) (۲۰۱۱: ۱) این رابطه را مورد بررسی قـرار دادنـد و دریافتنـد کـه رابطـه علیـت از سمت بازارهای مالی به عملکرد اقتصاد است. در نتیجه، آن‌ها توصیه می‌کنند که دولـت بایـد موانع رشد بازار مالی را حذف و از منافع سهامداران و سرمایه‌گـذاران حمایـت کنـد (پـان و میشرا (Pan and Mishra) ، ۲۰۱۸: ۱).

نقدشوندگی یکی از ابعاد مهم فرآیند تخصیص بهینه منابع به شمار می‌آید. قابلیت نقدشوندگی یک دارایی مالی از طریق قابلیت تبدیل آن دارایی به وجه نقد در هر زمان و بدون تحمل زیان ارزیابی می‌شود. یکی از مهمترین کارکردهای بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه، تبدیل انواع دارایی‌ها به اوراق بهادار و سپس افزایش قابلیت نقدشوندگی اوراق بهادار و کاهش صرف ریسک مربوط به نقدشوندگی است. بازارهای مالی از یک سو از طریق فراهم آوردن امکان ترکیب ابزارهای پول و سرمایه، ضمن تخصیص بهینه، دست‌رسی به پول نقد را تسهیل می‌نمایند و از سوی دیگر از طریق بهبود سازوکارها و وضع مقررات، فضای بازار اوراق بهادار را به محیطی امن و جذاب برای آحاد جامعه تبدیل می‌کند تا از این طریق وجوه مردم به صحنه تولید راه یابد و به عبارتی، صحنه تولید آبیاری شود و از طرف دیگر، آحاد مردم از سود فعالیت‌های تولیدی منتفع گردند. همه این موارد امکان‌پذیر است، اگر برخی شرایط فراهم و از جمله نقدشوندگی بالا باشد (سعیدی و محمدزاده، ۱۳۸۹: ۲).

به چند دلیل می‌توان بیان نمود که نقدینگی بازار سهام می‌تواند به عنوان یک شاخص پیشرو برای فعالیت‌های اقتصادی عمل کند. اول این که، مطابق با فرضیه "حرکت به سمت نقدینگی" که توسط لانگستاف (Longstaff) (۲۰۰۴: ۲) بیان شد، سرمایه‌گذاران تمایل دارند که در وضعیت‌های آشفته اقتصادی، پرتفوی خود را بیشتر از اوراق بهادار نقدشونده در اختیار داشته باشند. دوم این که، نقدینگی می‌تواند از طریق بهبود فرآیند سرمایه‌گذاری، فعالیت‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار دهد، چون که بازار ثانویه نقدشونده ممکن است سرمایه‌گذاری در پروژه‌های دوره‌های زمانی بلندمدت را تسهیل نماید (لوین (Levine)، ۱۹۹۱: ۱۵). سوم این که بر اساس نتایج بدست آمده از مطالعه تجربی برونرمیر و پدرسون (Brunnermeier and Pedersen) (۲۰۰۹) در طول دوره‌های رکود اقتصادی هم کمبود نقدینگی در بازار دارایی‌ها و هم کاهش نقدینگی در مؤسسات مالی منجر به ایجاد مارپیچ نقدینگی (Liquidity Spiral) می‌شود (آپرجیس و همکاران (Apergis et al.)، ۲۰۱۵: ۵).

با توجه به آنچه بیان شد، این مطالعه درصدد آن است که با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)، ارتباط میان رشد اقتصادی و شوک نقدینگی در بازار سهام ایران را با استفاده از داده‌های فصلی برای بازه زمانی بهار ۱۳۸۸ تا زمستان ۱۳۹۸

در ایران بررسی نماید. در این راستا، پژوهش حاضر بدین صورت سازماندهی شده است که بعد از بیان مقدمه، در بخش دوم به ادبیات موضوع و در قسمت سوم به الگو و روش‌شناسی پژوهش پرداخته می‌شود. در بخش چهارم برآورد الگو و تحلیل نتایج ارائه و در بخش پایانی به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲. ادبیات موضوع

۱.۲ مبانی نظری

توسعه بازار سهام برای رشد اقتصادی بسیار لازم و مهم است. رگمی (Regmi) (۲۰۱۲: ۱) بیان می‌کند که بازار سهام مکانیزم قدرتمندی است که باعث تخصیص منابع و تحریک رشد اقتصادی از طریق چندین کانال می‌شود. در واقع بازار سهام به عنوان ابزاری قانونی که برای انتقال و توزیع مجدد پس‌انداز برای توسعه اقتصادی و بهره‌وری حیاتی است، عمل می‌کند. علاوه بر این، بازار سهام با توسعه مجموعه ابزارهای مالی قابل دسترس برای پس‌اندازکنندگان سبب ایجاد تنوع در دارایی‌ها و سبد پرتفوی آن‌ها می‌شود. نقدینگی مناسب بازار سهام که به سرمایه‌گذاران این امکان را در ایجاد تنوع در ریسک غیرسیستماتیک می‌دهد، می‌تواند بهره‌وری سرمایه را بهبود بخشد (کوک فونگ و همکاران (Kok Fong et al.)، ۲۰۲۰: ۲).

از مهم‌ترین کارکردهای بازارهای مالی به ویژه بازار سرمایه افزایش قابلیت نقدشوندگی دارایی‌های مالی و کاهش صرف ریسک مربوط به نقدشوندگی است. جذابیت سرمایه‌گذاری در یک سهم به قدرت نقدشوندگی آن سهم بستگی دارد که یکی از ابعاد مهم فرایند تخصیص بهینه منابع نیز به شمار می‌آید. نقدشوندگی یکی از منابع بزرگ ریسک برای سرمایه‌گذاران است و می‌توان گفت که نقدشوندگی بازار در ثبات سیستم‌های مالی تأثیر به‌سزایی دارد، زیرا بازارهای نقد می‌توانند شوک‌های سیستماتیک را جذب کنند. عدم‌نقدشوندگی یک دارایی مالی در واقع نوعی ریسک آن دارایی محسوب می‌شود که انتظار می‌رود سرمایه‌گذاران به ازای تقبل ریسک، بازده کسب کنند (فلاح شمس و همکاران، ۱۳۹۳: ۲).

پیرامون ارتباط میان بازارهای دارایی و نوسانات اقتصاد کلان بحث‌های زیادی صورت گرفته است. با توجه به رکود مالی سال ۲۰۰۸ میلادی، تأمین نقدینگی برای بنگاه‌های

اقتصادی در حال تبدیل شدن به یک موضوع اصلی و مهم است (الینگتون و همکاران (Elington et al.)، ۲۰۱۷: ۱۰). نقدینگی بازار عبارتست از توانایی دارایی برای فروش با حداقل هزینه بدون اینکه تغییر معناداری در قیمت ایجاد نماید. می‌توان گفت که نقدینگی بازار سهام که نقشی مهم و اساسی در بسیج سرمایه فراهم می‌کند، به توانایی سرمایه‌گذاران در خرید و فروش اوراق بهادار با نقل و انتقال آسان اشاره دارد و به عنوان بهترین ابزار برای سنجش کارایی در نظر گرفته می‌شود. لوین (۱۹۹۸: ۱) نشان می‌دهد که نقدینگی آسان و سریع آن است که عوامل بازار سرمایه بتوانند دارایی ها را در قیمت‌های توافق شده خرید و فروش نمایند. این یک شاخص مهم برای توسعه بازار سهام است، زیرا این امر نشان می‌دهد که چگونه بازار در بهبود تخصیص سرمایه و در نتیجه بهبود چشم انداز رشد اقتصادی بلندمدت کمک می‌کند. با تمرکز بر نقدینگی، بنسیونگا و همکاران (Bencivenga et al.) (۱۹۹۱: ۱) استدلال می‌کنند که نقدینگی بازار سهام نقش مهم و اساسی در رشد اقتصادی دارد. بنابراین، بدون بازار بورس اوراق بهادار، بسیاری از سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت صورت نمی‌پذیرد، زیرا سرمایه‌داران تمایلی برای انجام سرمایه‌گذاری در بلندمدت را ندارند. در مقابل، بازار سهام نقدشونده به سرمایه‌داران این امکان را می‌دهد که سهام خود را به آسانی بفروشند و بدین وسیله بنگاه‌ها این امکان را به‌دست می‌آورند تا افزایش سرمایه خود را به بهترین نحو ممکن فراهم سازند. با تسهیل سرمایه‌گذاری بلندمدت و سودآور، بازار سهام تخصیص سرمایه را بهبود می بخشد و چشم‌انداز اقتصادی در بلندمدت را تقویت می‌کند (عبدالخلیق (Abdul-Khaligh)، ۲۰۱۳: ۱).

دلایل متعددی وجود دارد که نشان می‌دهد وضعیت نقدینگی در بازارهای سهام بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر دارد. نقدینگی بازار سهام می‌تواند به صورت فرآیند علامت‌دهی آشکارسازی مجموعه اطلاعاتی سرمایه‌گذاران رفتار کند (فلوراکیس و همکاران (Florackis et al.)، ۲۰۱۴: ۱). در هنگام نوسانات شدید یا کاهش اعتماد به وضعیت آینده اقتصاد، سرمایه‌گذاران پرتفوی خود را از دارایی‌های با ریسک بالا به دارایی‌های مطمئن مانند بدهی دولتی یا سایر اوراق مالی با درآمد ثابت کوتاه‌مدت منتقل می‌کنند. علاوه بر این، اگر سرمایه‌گذاران انتظار شوک منفی نقدینگی را داشته باشند، ترکیب پرتفوی به سمت دارایی‌های نقدشونده حرکت می‌کند (Flight to Liquidity) (لانگستاف، ۲۰۰۴: ۳). برونرمیر و پدرسون (۲۰۰۹: ۶) مدلی را توسعه می‌دهند که در آن، توانایی تأمین عرضه نقدینگی به

مقدار سرمایه و الزامات حاشیه سود آن‌ها بستگی دارد. در طول دوره‌های فشار مالی (Financial Stress)، نقدینگی بازار به تغییرات در شرایط تأمین مالی بسیار حساس است و این موجب تقویت "مارپیچ نقدینگی" می شود. "مارپیچ سود (Margin Spiral) "هنگامی رخ رخ می‌دهد که شوک تأمین مالی منجر به سودهای بیشتر شود و به نوبه خود محدودیت‌های تأمین مالی سرمایه‌گذاران را تشدید کند. این باعث می‌شود سرمایه‌گذاران تأمین نقدینگی برای سهام با سود کم را به تأخیر بیاندازند. "مارپیچ ضرر (Loss Spiral) "زمانی رخ می‌دهد که سفته‌بازان موقعیت‌های اولیه بزرگی را در اختیار داشته باشند که واکنشی منفی نسبت به شوک‌های تقاضای مصرف‌کنندگان دارد. شوک تأمین نقدینگی باعث می‌شود تا سرمایه‌گذاران بیشتر سهامشان را به فروش برسانند و این کاهش ارزش سهام را به دنبال دارد (الینگتون و همکاران، ۲۰۱۷: ۳).

لوین (۱۹۹۱: ۱) معتقد است که نقدینگی در بازار سهام باعث ثبات بیش‌تر سرمایه‌گذاران می‌شود، زیرا به آنان این امکان را می‌دهد تا سهام را در یک افق زمانی طولانی بدون اینکه محدودیتی در پس‌انداز ایجاد کند، خرید و فروش نماید، درحالی که در سایر کسب‌و کارها، برای مدت زمان طولانی پس‌انداز و سرمایه افراد نگهداری می شود.

ادبیات تجربی در مورد وجود و ماهیت رابطه رشد اقتصادی و بازار سهام و رابطه علی بین آن‌ها اتفاق نظر ندارد (پان و میشرا، ۲۰۱۸: ۱). همچنین مطالعات تجربی نشان می‌دهد که ماهیت رابطه در کشورهایی که در سطوح مختلف رشد اقتصادی هستند متفاوت است. با توجه به نتایج مطالعه دمیرگویچ-کانت و لوین (Demirgüç -Kunt and Levine) (۱۹۹۹: ۱) با رسیدن کشور به سطح بالاتری از درآمد، بازارهای سهام نقش مهم‌تر و فزاینده‌تری ایفا می‌کنند که این نشان‌دهنده آن است که در کشورهای پیشرفته‌تر، بازارهای سرمایه بزرگ‌تر و دارای نقدینگی بیشتری هستند، در حالکیه در کشورهای کمتر توسعه‌یافته این‌گونه نیست (بهاتارای و همکاران (.Bhattarai et al)، ۲۰۲۱: ۲).

وجود پاداش ریسک عدم نقدینگی به خوبی در ادبیات موضوع بررسی شده است، به این معنا که سهام غیرنقدشونده بازده مورد انتظار بیشتری نسبت به سهام نقدشونده دارند. فرضیه شوک نقدینگی که توسط کیوتاکی و موور (Kiyotaki and Moore) (۲۰۱۲: ۱) ارائه شد بیان می‌کند که کاهش ناگهانی در نقدینگی بازار دارایی باعث سقوط قیمت سهام و افزایش قیمت دارایی‌های نقدشونده می‌شود. علاوه بر این، به دلیل اینکه شرکت‌ها با

محدودیت‌های تأمین مالی برای سرمایه‌گذاری‌های خود مواجه هستند، کاهش ارزش سهام منجر به کاهش تأمین مالی سرمایه‌گذاری می‌شود، در نتیجه سرمایه‌گذاری و به دنبال آن تولید کاهش می‌یابد و رکود اقتصادی آغاز می‌شود. با این حال، در هنگام وقوع بحران مالی، وضعیت نقدینگی در بازار سهام با چرخه تجاری رفتار ضدچرخه‌ای دارد.

فرضیه شوک نقدینگی به دلیل پیامدهای فوری سیاستی آن مورد توجه قرار گرفته است. اگر نوسانات غیرمنتظره در نقدینگی سهام عامل رشد باشد، آنگاه دولت می‌تواند عملکرد اقتصادی آن را با عرضه دارایی‌های نقدشونده ضددوره‌ای تضعیف نماید. در آغاز دوره رکود، دولت می‌تواند از دارایی‌های نقدشونده خود برای خرید سهام استفاده کند تا از کاهش شدید آن‌ها جلوگیری نماید. افزایش عرضه دارایی‌های نقدشونده، محدودیت‌های تأمین مالی بنگاه‌ها را کاهش می‌دهد، درحالیکه تثبیت قیمت سهام توانایی بنگاه‌ها برای استفاده از بازار سهام برای تأمین اعتبار پروژه‌های سرمایه‌گذاری خود را با هزینه کمتر بهبود می‌بخشد، در نهایت بازدهی پروژه‌های آن‌ها افزایش خواهد یافت (الینگتون و همکاران، ۲۰۱۷: ۴).

۲.۲ مطالعات پیشین

۱.۲.۲ مطالعات خارجی

سوئیتزر و پیکارد (Switzer and Picard) (۲۰۱۶: ۱) در مطالعه‌ای ارتباط میان چرخه‌های تجاری و نقدینگی بازار سهام را با استفاده از مدل‌های غیرخطی حد آستانه‌ای و تغییر رژیم مارکوف بررسی کردند. برای این منظور، از داده های سری زمانی ۲۰۱۲-۱۹۴۷ میلادی بازار سهام نیویورک استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگوهای تحقیق، شواهد ضعیفی مبنی بر اینکه نقدینگی به عنوان شاخص پیشرو در شرایط اقتصادی آینده عمل می‌کند را ارائه می‌دهد.

الینگتون و همکاران (۲۰۱۷: ۱) در مقاله خود به بررسی شوک‌های نقدینگی در بازار سهام و مسکن بر رشد GDP حقیقی در اقتصاد آمریکا پرداختند. نتایج حاصل از مدل در بازه زمانی ۲۰۱۷-۱۹۷۰ میلادی نشان‌دهنده این است که تولید ناخالص داخلی نسبت به شوک نقدینگی بازار سهام حساس‌تر و در عین حال، نسبت به شوک نقدینگی بازار سهام در طول زمان بسیار منعطف‌تر می‌باشد. همچنین، یافته‌ها نشان می دهند که شوک‌های بازار

سهام و مسکن به ترتیب به طور متوسط ۱۷ و ۳۵ درصد از تغییر در تولید ناخالص داخلی را در طی دوران رکود بزرگ مالی اخیر توضیح می دهند.

الینگتون (۲۰۱۸: ۱) سعی در بررسی پیامدهای اقتصادی شوک‌های نقدینگی کل از طریق مصارف پولی در هماهنگی با شوک‌های سیاست پولی در یک مدل خودرگرسیون‌برداری با پارامترهای متغیر در طی زمان می‌باشد. برای این منظور، از داده‌های فصلی دوره زمانی ۲۰۱۶–۱۹۸۸ میلادی کشور انگلستان استفاده شده است. نتایج حاصل از برآورد الگو نشان می‌دهد که انتقال شوک‌های نقدینگی کل در طول زمان با افزایش میزان این شوک‌ها در زمان رکود افزایش قابل توجهی می‌یابد.

خان و ویت (Khanh and Viet) (۲۰۱۹: ۱) رابطه غیرخطی میان نقدینگی مالی و رشد اقتصادی را برای داده‌های پانل ۱۳۶ کشور مورد بررسی قرار دادند. نتایج حاصل نشان از رابطه U شکل معکوس میان رشد اقتصادی و نقدینگی مالی است، که بالاتر از حد آستانه‌ای تأثیر نقدینگی مالی بر رشد اقتصادی از مثبت به منفی تغییر می‌کند. به طور خاص، نقاط عطف اعتبار داخلی برای بخش خصوصی و بازار سهام به ترتیب ۱۰۴ درصد از GDP و ۱۰۷ درصد از GDP دارای تأثیرات منفی بر رشد اقتصادی است.

اووین (Owen) (۲۰۲۰: ۱) در مطالعه‌ای به بررسی ارتباط میان توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی کشور نیجریه برای بازه زمانی ۱۹۸۵ تا ۲۰۱۸ میلادی می‌پردازد. نتایج حاصل از استفاده از الگوی ARDL وجود رابطه بلندمدت میان توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی را تأیید می‌کند. همچنین بین شاخص‌های توسعه بازار سهام و رشد اقتصادی رابطه مثبت معناداری وجود دارد.

گربیچ (Grbic) (۲۰۲۰: ۱) با استفاده از داده‌های فصلی مربوط به شاخص‌های اندازه و نقدینگی بازار سهام و نرخ رشد تولید ناخالص داخلی به بررسی ارتباط میان توسعه بازار مالی و رشد اقتصادی کشور جمهوری صربستان برای بازه زمانی ۲۰۰۲ تا ۲۰۱۸ میلادی می‌پردازد. نتایج حاصل از الگوی VAR (Vector Autoregressive)و علیت تودا–یاماموتو (Toda-Yamamoto) نشان می‌دهد که رشد اقتصادی به شوک غیرمنتظره اندازه بازار سهام واکنش مثبت نشان می‌دهد در حالیکه به شوک نقدینگی بازار سهام به طور متناوب واکنش‌های مثبت و منفی نشان می‌دهد.

بهاتارای و همکاران (۲۰۲۱: ۱) در مقاله خود ارتباط میان توسعه بازار مالی و رشد اقتصادی را با استفاده از الگوی ARDL برای بازه زمانی ۱۹۹۴ تا ۲۰۱۹ میلادی در کشور نپال مودر بررسی قرر می‌دهند. در این مطالعه از اندازه و نقدینگی بازار سهام، عمق و کارایی بازار سهام به عنوان شاخص‌هایی برای توسعه بازار مالی استفاده کردند. نتایج حاکی‌از آن است که رابطه علیت یک طرفه از شاخص توسعه بازار مالی به رشد اقتصادی وجود دارد. اندازه و نقدینگی بازار سهام از عوامل مهمی هستند که نشان می دهد که بازار سهام می‌تواند.

۲.۲.۲ مطالعات داخلی

کرباسی یزدی و دریاباری (۱۳۹۴: ۱) به بررسی رابطه بین شوک نقدشوندگی سهام و بازده موردانتظار آن در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته‌اند. جامعه آماری پژوهش، تعداد ۱۱۵ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای یک دوره زمانی ۶ ساله ۱۳۹۱–۱۳۸۶ در نظر گرفته شده است. یافته‌های حاصل از روش حداقل مربعات معمولی حاکی از آن است که بین شوک نقدشوندگی سهام و بازده مورد انتظار آن در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، رابطه‌ای معنادار و به صورت مستقیم وجود دارد.

ابراهیمی و فرنقی (۱۳۹۵: ۱) در پژوهشی با استفاده از داده‌های بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۷۶–۱۳۹۳ به بررسی عوامل مهم و اثرگذار بر نقدینگی بازارسهام می‌پردازند. نتایج حاصل از تخمین مدل‌های SVAR و مارکوف سوئیچینگ نشان می‌دهد که شوک سیاست پولی انبساطی اثر مثبت بر نقدینگی بازار سهام دارد. هم‌چنین، در دوره‌های رونق اقتصادی سیاست پولی تأثیر مثبت و معناداری بر نقدشوندگی بازار سهام دارد. در بین بازارهای موازی با بازار سهام نیز رشد نرخ سود بانکی بیش‌ترین تأثیر را بر نقدینگی دارد و نرخ رشد قیمت مسکن اثر منفی ناچیزی بر آن دارد.

۳. معرفی الگو و روش تحقیق

۱.۳ روش تحقیق

در الگوهای اقتصادسنجی دو دسته متغیر وجود دارد. یکی متغیرهای اصلی که مطابق با تئوری‌های رسمی اقتصادی از حضور آن‌ها در الگو حمایت می‌شود و دیگری متغیرهای

مشکوک یا کمکی که بر اساس تئوری‌های غیررسمی توجیهاتی برای حضور آن‌ها در الگو ارائه می‌شود. روش‌شناسی بیزین کمک زیادی به ورود این دسته از متغیرها در الگو می‌کند (مگنس و همکاران (Magnus et al.)، ۲۰۱۰: ۴). برخلاف اقتصادسنجی مرسوم که برای آزمون معناداری ضرایب از استنتاج آماری بهره می‌برد، در روش بیزین، اساس کار مبتنی بر تحلیل آماری و براساس توزیع‌های احتمال است (گاور (Gower) ، ۱۹۹۷: ۸۳).

بنابراین، در این رویکرد به صورت قطعی در مورد حضور یا عدم حضور متغیر تصمیم‌گیری نمی‌شود و تنها احتمالی برای حضور متغیر در الگو برآورد می‌شود. در واقع، در روش اقتصادسنجی سنتی ما بایستی مبتنی بر راه حل سیاه و سفید یا صفر و یک، متغیری را به الگو اضافه یا از الگو خارج کنیم. اما در رویکرد بیزین همه متغیرها وارد الگو می‌شوند و به این عدم قطعیت اذعان می‌شود و برای همه این متغیرها نیز ضریبی برآورد می‌گردد (مگنس و همکاران، ۲۰۱۰: ۵).

روش بیزین به منظور برآورد یک الگوی خودرگرسیون برداری برای اولین بار توسط لیترمن (۱۹۸۰) ارائه شد. با توجه به این که این مطالعه در دانشگاه مینه‌سوتا انجام گرفت، روش بیزین‌ور با عنوان لیترمن- مینه‌سوتا نیز شناخته می‌شود. در واقع، این روش، همان روش بیزین است، اما تصریح و تعیین ضرایب پیشین به همراه واریانس‌های پیشین به‌صورت خاص انجام می‌گیرد. به منظور تخمین بیزی از ضرایب، لازم است مشاهدات و اطلاعات پیشین به صورت میانگین و واریانس‌های پیشین تعیین و از طریق قضیه بیز در فرآیند تخمین ضرایب وارد گردند (گرین (Green)، ۱۹۹۳: ۶۲۱).

براساس کوپ (Koop) (۲۰۰۳: ۵)، می‌توان احتمال وقوع حوادث A و B را طبق قانون بیز به صورت روابط (۱) و (۲) بیان کرد:

$$P(A,B) = P(A|B) \times P(B) \qquad (۱)$$

$$P(A,B) = P(B|A) \times P(A) \qquad (۲)$$

در این راستا می‌توان نتیجه گرفت که:

$$P(B|A) = \frac{P(A|B)P(B)}{P(A)} \qquad (۳)$$

حال با فرض این که در یک الگوی خودرگرسیون برداری، y ماتریس مشاهدات مربوط به متغیرها و Θ بردار پارامترها باشد، می‌توان در رابطه (۳)، A و B را به صورت B=Θ و A=Y تعریف و این رابطه را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$P(\theta|Y) = \frac{P(Y|\theta)P(\theta)}{P(Y)} \qquad (۴)$$

به عبارت دیگر می‌توان نوشت:

$$P\left(\text{پارامترها}\middle|\text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}\right) = \frac{P(\text{پارامترها})\times P\left(\text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}\middle|\text{پارامترها}\right)}{P(\text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین})}$$

در معادله (۴) می توان از P(Y) به دلیل اینکه تابعی از Θ نیست صرف نظر کرد؛ بنابراین داریم:

$$P(\theta|Y) \propto P(Y|\theta)P(\theta) \qquad (۴)$$

یعنی:

$$P\left(\text{پارامترها}\middle|\text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}\right) = aP\left(\text{داده‌های نمونه‌ای و اطلاعات پیشین}\middle|\text{پارامترها}\right) P(\text{پارامترها})$$

تمامی مدل‌های بیزی سه جزء اصلی دارند: تابع چگالی پیشین، تابع درستنمایی و تابع چگالی پسین. در معادله (۵)، P(Θ) توزیع ذهنی از پارامترها قبل از مشاهده داده‌ها است. به‌همین دلیل P(Θ) تابع چگالی پیشین نامیده می‌شود. P(Y|Θ) نیز نشان‌دهنده تابع چگالی داده‌ها مشروط بر پارامترهای الگو است که در واقع به فرآیند تولید داده‌ها اشاره می‌کند. باتوجه‌به این که در الگوهای خطی اغلب فرض می‌شود که خطاها دارای توزیع نرمال هستند، در نتیجه این موضوع ایجاب می‌کند که P(Y|Θ) هم دارای چگالی نرمال باشد. به P(Y|Θ) تابع درستنمایی گفته می‌شود. به علاوه، P(Θ|Y) همان خروجی تخمین بیزین است که بر اساس تابع پیشین و تابع درستنمایی می‌خواهیم استخراج کنیم. در واقع، P(Θ|Y) توزیع شرطی پارامترها پس از مشاهده داده‌ها است. به همین علت، به آن تابع چگالی پسین گفته می‌شود.

پس از استخراج تابع پسین می‌توان میانگین تابع چگالی پسین را به عنوان برآورد نقطه‌ای برای ضرایب متغیر مستقل در نظر گرفت. اگر Θ شامل K عنصر باشد، میانگین هر عنصر به صورت زیر قابل محاسبه است:

$$E(\theta_i|Y) = \int \theta_i P(\theta|Y) d\theta \qquad (۶)$$

در واقع، به منظور تخمین ضریب هر متغیر مستقل از میانگین وزنی استفاده می‌شود. هم‌چنین، به منظور به دست آوردن عدم اطمینان این تخمین نقطه‌ای، می‌توان از واریانس تابع پسین استفاده کرد. بر این اساس داریم:

$$VAR(\theta_i|Y) = E(\theta_i^2|Y) - (E(\theta_i))^2 \qquad (۷)$$

$$E(\theta_i^2) = \int \theta_i P(\theta|Y) d\theta \qquad (۸)$$

۲.۳ الگوی تحقیق و داده‌ها

در مطالعه حاضر، از داده‌های فصلی برای بازه زمانی بهار ۱۳۸۸ تا زمستان ۱۳۹۸ استفاده شده است. در این چارچوب، با الهام از الینگتون و همکاران (۲۰۱۷)، رشد اقتصادی (GGDP) تابعی از شوک نقدینگی بازار سهام (VLS)، نرخ تورم (P)، نرخ بهره (I) و نرخ ارز (ER) تعریف و براساس آن، معادله رگرسیونی خطی به صورت زیر معرفی می‌گردد:

$$GGDP_t = C + \beta_1 VLS_t + \beta_2 P_t + \beta_3 I_t + \beta_4 ER_t + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

به طوری‌که GGDPt به عنوان رشد تولید ناخالص داخلی، VLSt شوک نقدینگی بازار سهام به دست آمده از مدل گارچ، Pt نرخ تورم، It نرخ بهره و ERt نرخ ارز به قیمت بازار آزاد در فصل t در نظر گرفته شده‌اند. همچنین، c عرض از مبدأ، β ضرایب متغیرهای الگو و ε_t جزء پسماند است.

اطلاعات موردنیاز برای نرخ‌های تورم، ارز و بهره و رشد اقتصادی از پایگاه داده‌های بانک مرکزی و شوک نقدینگی بازار سهام نیز با استفاده از روش گارچ استخراج گردیده است.

برای محاسبه شاخص نقدینگی بازار سهام نیز به تبعیت از الینگتون و همکاران (Ellington et al.) (۲۰۱۷) از رابطه زیر استفاده شده است:

$$Rtov_t^S = \frac{|r_t|}{VOL_t} \qquad (۱۰)$$

که در آن، $Rtov_t^s$ نقدینگی بازار سهام، $|r_t|$ قدر مطلق بازدهی سهام و VOLt حجم معاملات در دوره t است، به طوری‌که هر افزایش در $Rtov_t^s$ کاهش نقدینگی را همراه خواهد داشت. شایان ذکر است که اطلاعات مربوط به حجم معاملات و بازدهی سهام از پایگاه داده‌های سازمان بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است.

۴. برآورد الگو و تحلیل نتایج

۱.۴ محاسبهٔ شوک نقدینگی بازار سهام

در این مطالعه، پس از استخراج سری نقدینگی بازار سهام از طریق رابطه (۱)، به منظور اندازه‌گیری شوک نقدینگی بازار سهام از الگوی گارچ استفاده شده است. الگوی گارچ یک الگوی ARMA برای واریانس جمله خطای الگوی خودرگرسیونی متغیر است. در این راستا، ابتدا آزمون‌های مانایی فیلیپس- پرون (Phillips-Perron) (PP) و دیکی-فولر تعمیم‌یافته (Augmented Dickey–Fuller) (ADF) برای سری زمانی نقدینگی بازار سهام انجام و مشخص شد که این متغیر در سطح مانا است. سپس، برای تعیین الگوی خودرگرسیونی این متغیر از روش تشخیص کولوگرام استفاده شد. بر این اساس، الگوی ARMA(0,0) به عنوان بهترین الگو شناسایی شد. بنابراین خواهیم داشت:

$$Rtov_t^s = c + \varepsilon_t \qquad (۱۱)$$

به طوری‌که، c عرض از مبدأ و ε_t جزء خطا است.

پس از برآورد رابطه (۱۱)، آزمون اثر آرچ به منظور تشخیص ناهمسانی واریانس صورت گرفت. نتایج به دست آمده در جدول شماره ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از آزمون اثر آرچ

مأخذ: یافته‌های تحقیق

F-statistic	۹/۱۳۲۴	Prob.F(۱,۳۳)	۰/۰۱۸۳
Obs*R-squared	۸/۱۳۹۸	Prob.Chi-quare(1)	۰/۰۰۸۴

همان‌گونه از جدول ۱ استنباط می‌شود، مقدار احتمال آماره F آزمون ناهمسانی واریانس آرچ کمتر از ۰/۰۵ است. بنابراین، فرضیه صفر این آزمون مبنی بر عدم وجود اثرات آرچ

رد می‌شود. به عبارت دیگر، واریانس سری شوک نقدینگی بازار سهام ناهمسان می‌باشد و می‌توان از الگوهای خانواده آرچ استفاده نمود. بر این اساس، با برآورد الگوی گارچ، نوسانات نقدینگی بازار سهام محاسبه و سری واریانس شرطی به دست آمده به عنوان شوک نقدینگی بازار سهام در نظر گرفته شده است.

۲.۴ آزمون مانایی

پیش از برآورد مدل، به منظور جلوگیری از بروز رگرسیون‌های کاذب از آزمون مانایی متغیرها استفاده شده است. در صورت وجود نامانایی در متغیرها، نتایج به دست آمده از روش‌های اقتصادسنجی می‌تواند به برآورد رگرسیون کاذب و تفسیرهای نادرست منجر شود. در این راستا، جهت بررسی مانایی متغیرها، آزمون‌های ریشه واحد فیلیپس پرون (PP) و دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF) به کار گرفته شده است. نتایج حاصل در جدول ۲ ارائه شده است. با توجه به اینکه مقدار آماره t برای همه متغیرها در برآورد بدون عرض از مبدأ و روند در سطح متغیرها کمتر از ۱/۹۶- است، متغیرها مانا و I(0) هستند. بر این اساس، به منظور برآورد مدل می‌توان از الگوهای خودرگرسیون برداری استفاده نمود.

جدول ۲. نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای متغیرهای مدل
مأخذ: یافته‌های تحقیق

متغیر	آزمون PP		آزمون ADF		نتیجه
	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ و روند	با عرض از مبدأ	بدون عرض از مبدأ و روند	
GGDP	-۲۱/۶۰۰۱ (۰/۰۰۰۱)	-۱۲/۴۰۸۱ (۰/۰۰۰۰)	-۲/۸۲۵۲ (۰/۰۶۶۰)	-۶/۳۶۱۴ (۰/۰۰۰۰)	I(0)
VLS	-۳/۷۹۰۶ (۰/۰۰۶۷)	-۲/۹۱۸۳ (۰/۰۰۴۷)	-۴/۴۹۴۰ (۰/۰۰۱۰)	-۴/۴۷۱۲ (۰/۰۰۵۷)	I(0)
P	-۱/۹۰۰۸ (۰/۳۲۸۰)	-۱/۹۶۲۴ (۰/۰۴۸۸)	-۲/۹۱۰۹ (۰/۰۵۵۹)	-۳/۸۹۳۳ (۰/۰۲۵۰)	I(0)
I	-۵/۶۵۷۶ (۰/۰۰۰۰)	-۵/۷۴۴۶ (۰/۰۰۰۰)	-۳/۸۷۳۷ (۰/۰۰۵۶)	-۴/۰۷۲۰ (۰/۰۱۵۷)	I(0)
ER	-۳/۲۹۳۲ (۰/۰۲۳۱)	-۳/۰۳۶۶ (۰/۰۰۳۵)	-۳/۵۹۶۳ (۰/۰۱۱۱)	-۳/۱۲۳۸ (۰/۰۰۲۷)	I(0)

۳.۴ تعیین وقفهٔ بهینه

پس از اطمینان از مانا بودن متغیرها و قبل از برآورد الگو، با توجه به اینکه الگوهای خودرگرسیون برداری شامل متغیرهای با وقفه می‌شود، لازم است طول وقفه بهینه برای آن‌ها مشخص شود. برای این منظور، معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز، آکاییک و حنان-کویین وجود دارد که در این مطالعه با ملاک قرار دادن معیار شوارتز، وقفه دوم به‌عنوان وقفه بهینه انتخاب شده است. نتایج حاصل از بررسی طول بهینه وقفه الگوی BVAR براساس معیار شوارتز در جدول شماره ۳ ارائه شده است.

جدول ۳. تعداد وقفه بهینه الگوی BVAR

مأخذ: یافته‌های تحقیق

طول وقفه	معیار شوارتز
۱	۱۹/۰۵۷۰
۲	۱۸/۴۷۹۴*
۳	۱۹/۱۲۰۷
۴	۱۸/۷۵۱۶

۴.۴ آزمون علیت گرنجری

پس از تعیین وقفه بهینه، ابتدا آزمون علیت گرنجری به منظور بررسی رابطه علّی بین دو متغیر شوک نقدینگی بازار سهام و رشد اقتصادی انجام شده است. نتایج حاصل در جدول شماره ۴ ارائه شده است. بر این اساس، در فاصله اطمینان ۹۰ درصد شوک نقدینگی بازار سهام علت گرنجری رشد اقتصادی است، اما رشد اقتصادی علیت شوک نقدینگی بازار سهام نبوده است.

جدول ۴. نتایج آزمون علّیت گرنجری

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فرض صفر	آماره F	احتمال	نتیجه
شوک نقدینگی علیت گرنجری رشد اقتصادی نیست	۲/۸۳۴۱	۰/۰۷۵۱	رد فرض صفر
رشد اقتصادی علیت گرنجری شوک نقدینگی نیست	۰/۰۶۵۶	۰/۹۳۶۷	عدم رد فرض صفر

۵.۴ برآورد مدل BVAR

در علیت گرنجری جهت رابطه علّی بین متغیرها مشخص نمی‌شود و صرفاً وجود یا عدم‌وجود رابطه علّی به صورت همزمان مورد آزمون قرار می‌گیرد. برای بررسی این نوع علّیت از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR) استفاده شده است. نتایج به‌دست‌آمده از برآورد این الگو در جدول شماره ۵ نشان داده شده است.

جدول ۵. نتایج حاصل از برآورد مدل BVAR
مأخذ: یافته‌های تحقیق

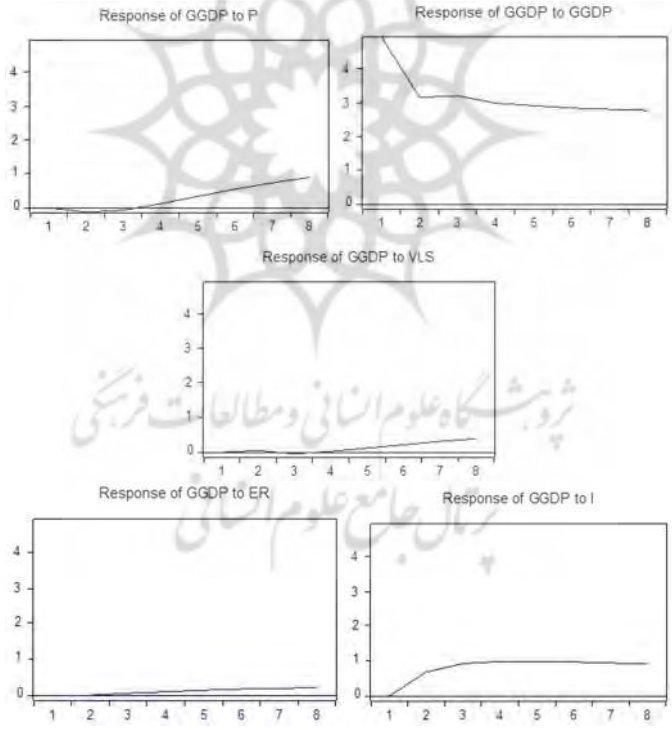
متغیر	ضریب	متغیر	ضریب	متغیر	ضریب
GGDP(-1)	-۰/۲۲۱۳	VLS(-1)	۰/۰۰۴۷	P(-1)	-۰/۰۶۳۹
GGDP(-2)	۰/۰۱۸۷	VLS(-2)	-۰/۰۰۰۸	P(-2)	۰/۰۳۵۷
I(-1)	-۰/۴۳۴۳	ER(-1)	-۰/۰۱۳۵	C	۰/۰۴۷۵
I(-2)	۰/۱۳۳۳	ER(-2)	-۰/۰۰۳۳		

۶.۴ توابع ضربه - واکنش

برای تبیین رفتار هر متغیر در مقابل تکانه وارد از متغیر دیگر، توابع ضربه - واکنش مورد بررسی قرار می‌گیرد. نمودار ۱ واکنش هر یک از متغیرها در قبال تکانه وارد شده از سوی متغیر دیگر که از برآورد مدل BVAR حاصل شده‌اند را برای دوره دو ساله (هشت فصل) نشان می‌دهد.

تحلیل واکنش آنی رشد تولید ناخالص داخلی حاکی از آن است که تکانه این متغیر باعث جابجایی و کاهش ناگهانی خود متغیر می‌شود که البته اثر این تکانه پس از گذشت دو فصل، از روند تقریباً ثابتی پیروی می‌کند. واکنش رشد اقتصادی به یک تکانه در شوک نقدینگی بازار سهام نیز مثبت بوده که اثر آن بعد از چهار فصل صعودی می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، پس از گذشت نزدیک به یک سال تأثیر مثبت و فزاینده نقدینگی بازار سهام بر رشد اقتصادی نمود پیدا می‌کند که نشانگر اثر بلندمدت سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه بر تولید کشور است. همچنین، تحلیل واکنش آنی رشد تولید ناخالص داخلی بیانگر آن است

که وارد شدن یک تکانه به متغیر نرخ تورم نیز تا دوره سوم اثر منفی و کمی داشته اما پس از آن این اثر مثبت و فزاینده می‌شود. یعنی، شوک مثبت نرخ تورم بعد از سه دوره اثر مستقیم خود بر رشد اقتصادی را نشان خواهد داد. به علاوه، اثر تکانه نرخ بهره بر متغیر رشد اقتصادی تا دوره دوم مثبت و صعودی و پس از آن ثابت بوده است. در واقع، یک شوک مثبت نرخ بهره در کوتاه‌مدت اثر فزاینده‌ای بر رشد اقتصادی می‌گذارد اما بعد از دو فصل این اثر ثابت می‌شود. از طرف دیگر، اثر تکانه نرخ ارز بر رشد تولید ناخالص داخلی ابتدا بسیار کم و نزدیک به صفر بوده اما با گذشت دو دوره مثبت و با نرخ ملایمی صعودی می‌شود. به عبارت دیگر، واکنش رشد اقتصادی به نرخ ارز مثبت و با تأخیر تقریباً شش ماهه بوده است. تحلیل واکنش آنی متغیرها نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر تکانه‌ها بر رشد اقتصادی بعد از خود این متغیر مربوط به نرخ بهره و پس از آن، نرخ تورم، نقدینگی بازار سهام و نرخ ارز بوده است.



نمودار ۱. توابع ضربه-واکنش حاصل از برآورد مدل BVAR

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۷.۴ تجزیهٔ واریانس

تجزیه واریانس در جدول ۶ رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در دوره اول واریانس این متغیر تماماً توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود. اما به مرور زمان از اهمیت آن کاسته شده و بر اهمیت سایر متغیرها افزوده می‌شود. بطوریکه در نهایت در دوره هشتم توضیح‌دهی آن به حدود ۸۴ درصد می‌رسد. پس از گذشت هشت فصل، نرخ بهره و نرخ تورم به ترتیب حدود ۶ و ۳/۵ درصد از واریانس رشد اقتصادی را توضیح داده‌اند. نتایج حاکی از آن است که پس از هشت دوره، شوک نقدینگی بازار سهام نزدیک به ۳/۳ درصد از نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی را توضیح داده است. به علاوه، نرخ ارز نیز تقریباً ۲/۵ درصد در توضیح نوسانات رشد اقتصادی ایران نقش داشته است.

جدول ۶. نتایج تجزیه واریانس معادله رشد اقتصادی حاصل از برآورد مدل BVAR
مأخذ: یافته‌های تحقیق

دوره	GGDP	VLS	P	I	ER
۱	۱۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰	۰۰۰/۰۰۰
۲	۹۸/۱۹۴	۰/۰۷۴	۰/۰۴۱	۰/۹۸۰	۰/۷۱۱
۳	۹۳/۰۹۱	۰/۳۱۴	۰/۲۰۳	۲/۹۱۷	۳/۴۷۵
۴	۹۰/۴۴۳	۱/۶۴۶	۰/۶۵۶	۴/۰۰۲	۳/۲۵۴
۵	۹۰/۰۴۱	۱/۵۴۷	۱/۶۱۹	۳/۷۹۵	۲/۹۹۸
۶	۸۹/۳۴۳	۲/۳۱۹	۲/۱۷۶	۳/۴۵۰	۲/۷۱۲
۷	۸۷/۰۲۱	۲/۵۴۷	۲/۹۹۹	۴/۸۵۷	۲/۵۷۶
۸	۸۴/۷۳۶	۳/۳۴۲	۳/۴۸۶	۵/۹۹۳	۲/۴۴۴

۵. نتیجه‌گیری

امروزه با توجه به شرایط اقتصادی و نوسانات شاخص بازار سهام، نقدشوندگی به عنوان یکی از مهمترین مؤلفه‌های تصمیم‌گیری در بورس اوراق بهادار تهران، اهمیتی دو چندان در عملکرد مناسب بازارهای مالی پیدا کرده است. در این راستا، پژوهش حاضر با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)، به بررسی تأثیر رشد اقتصادی و شوک نقدینگی در بازار سهام با استفاده از داده‌های فصلی برای بازه زمانی بهار ۱۳۸۸ تا

زمستان ۱۳۹۸ پرداخته است. به این منظور از سایر متغیرهای مؤثر نظیر نرخ تورم، نرخ بهره و نرخ ارز نیز استفاده شده است.

در این مطالعه، پس از پیروی از الینگتون و همکاران (۲۰۱۷) و استخراج شاخص نقدینگی بازار سهام، برای اندازه‌گیری شوک نقدینگی بازار سهام از الگوی گارچ استفاده شده است. بعد از اطمینان از مانا بودن متغیرها، با استفاده از معیارهای اطلاعاتی مختلفی مانند شوارتز، آکاییک و حنان–کویین وقفه بهینه تعیین شده است. نتایج به دست آمده از آزمون علیت گرنجری در فاصله اطمینان ۹۰ درصد نشان می‌دهد که شوک نقدینگی بازار سهام علت گرنجری رشد اقتصادی است، اما رشد اقتصادی علیت شوک نقدینگی بازار سهام نبوده است. تحلیل ضربه– واکنش رشد تولید ناخالص داخلی حاکی از آن است که واکنش رشد اقتصادی به یک تکانه در شوک نقدینگی بازار سهام مثبت بوده که اثر آن بعد از گذشت چهار فصل صعودی می‌شود. همچنین، وارد شدن یک تکانه به متغیر نرخ تورم نیز تا دوره سوم اثر منفی و کمی داشته، اما پس از آن این اثر مثبت و فزاینده می‌شود. به‌علاوه، اثر تکانه نرخ بهره بر متغیر رشد اقتصادی تا دوره دوم مثبت و صعودی و پس از آن ثابت بوده است. از طرف دیگر، اثر تکانه نرخ ارز بر رشد تولید ناخالص داخلی ابتدا بسیار کم و نزدیک به صفر بوده اما با گذشت دو دوره مثبت و با نرخ ملایمی صعودی می‌شود. تحلیل توابع ضربه–واکنش متغیرها نشان می‌دهد که بیشترین تأثیر تکانه‌ها بر رشد اقتصادی بعد از خود این متغیر مربوط به نرخ بهره بوده است. در پایان، تجزیه واریانس رشد اقتصادی نشان می‌دهد که در دوره اول واریانس این متغیر به طور کامل توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود. اما به مرور زمان از اهمیت آن کاسته شده و بر اهمیت سایر متغیرها افزوده می‌شود. نتایج حاکی از آن است که پس از هشت دوره، شوک نقدینگی بازار سهام نزدیک به ۳/۳ درصد از نوسانات رشد تولید ناخالص داخلی را توضیح داده است. به علاوه، نرخ بهره، نرخ تورم و نرخ ارز نیز تقریباً ۶، ۳/۵ و ۲/۵ درصد در توضیح نوسانات رشد اقتصادی ایران نقش داشته است.

کنترل نقدینگی و اجرای روش‌هایی برای جلوگیری از ایجاد حباب در بازارهای موازی و حمایت از بازار سرمایه و بهبود سودآوری شرکت ها یکی از این ابزارهایی است که می‌تواند می‌تواند صدمات ناشی از نقدینگی سرگردان به فضای اقتصادی کشور را کاهش دهد. توصیه بسیاری از صاحب نظران اقتصادی به سیاست‌گذاران اقتصادی کشور

این است که به تنها و بهترین راه حل معضل اقتصادی که همانا سیاستگذاری مبتنی بر جذب نقدینگی در بازار سرمایه و حمایت از شرکت‌ها و جلوگیری از ایجاد فضای رانتی است توجه کنند.

در کنار تلاش برای استفاده از فرصت پیش آمده برای تأمین مالی بنگاه‌های اقتصادی از طریق بازار سرمایه و افزایش عرضه سهام برای متعادل‌تر کردن شرایط بازار سهام، ضروری است اقدامات دیگری نیز با هدف اصلاح نحوه ورود مردم به بازار سرمایه و افزایش شناخت ایشان نسبت به مقتضیات، نهادها و ابزارهای موجود در آن و نحوه سرمایه‌گذاری در آن‌ها صورت گیرد.

کتاب‌نامه

ابراهیمی، سجاد و فرنقی، الهام، (۱۳۹۵)، عوامل مؤثر بر نقدینگی سهام با تأکید بر سیاست‌های پولی و مالی، *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال بیست و چهارم، شماره ۷۷، ۳۶-۷.

فلاح شمس، میرفیض،کریمی زند، مهدی، آبشاری، لیلا، صفری کهره، زهرا ، (۱۳۹۳)، بررسی رابطه ریسک نقد شوندگی و ریسک بازار با بازده غیرعادی در مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، دوره ۵، شماره ۲۰، ۱۶۵-۱۴۹.

Abdul-Khaligh, S. (2013). The Impact of Stock Market Liquidity on Economic Growth in Jordan. *European Journal of Business and Management, 5(30)*, 154-158.

Apergis, N., Panagiotis, G., A., & Kyriazis, D. (2015). Does Stock Market Liquidity Explain Real Economic Activity? New Evidence from Two Large European Stock Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 38(C), 42-64.

Bai, J., Perron, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics, 18(1)*, 1–22.

Bencivenga, Valerie and Bruce Smith. (1991). Financial Intermediation and Endogenous Growth. *Review of Economic Studies, 58(2)*, 195-209.

Bhattarai, J., K., Gautam, R, & Chettri, K,. Kh. (2021). Stock Market Development and Economic Growth: Emprical Evidence from Nepal. *Global Business Review*, *1(1)*, 1-15.

Brunnermeier, M. K., Pedersen, L.H. (2009). Market Liquidity and Funding Liquidity, *Review of Financial Studies ,22 (6),* 2201-2238.

Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R., (1996). Stock markets, corporate finance, and economic growth: An overview. *World Bank Economic Review*, *10*(2), 223–239.

Diebold, F., X., and Roberto S. M. (1995). Comparing Predictive Accuracy. *Journal of Business and Economic Statistics ,13(3),* 253–263.

Ellington, M. Florackis, C. Milas. C. (2017). Liquidity Shocks and Real GDP Growth: Evidence from a Bayesian Time-Varying Parameter VAR. *Journal of International Money and Finance, 72(C),* 93–117.

Elington, M. (2018). Financial Market Illiquidity Shocks and Macroeconomic Dynamics: Evidence from the UK. *Journal of Banking & Finance, 89,* 225-236.

Florackis, C., Giorgioni, G., Kostakis, A., Milas, C. (2014). On Stock Market Illiquidity and Real-Time GDP Growth. *Journal of International Money Finance, 44 (C),* 210–229.

Gower, B. (1997). Scientific Method: An Historical and Philosophical Introduction, *Published by Routledge*, 288 Pages.

Grbic, M. (2020). Stock Market Development and Economic Growth: the Case of the Republic of Serbia. *Post- Communist Economies, 33(4)*, 1-16.

Greene.W.H. (1993). Econometric Analysis (2nd ed). *Macmillan Publishing Company.*

He, C., Wright, R., Zhu, Y. (2015). Housing and liquidity, *Review of Economic Dynamics. 18 (3),* 435–455.

Khanh, L.C, Viet, H.C. (2019). Is Too Much Liquidity Harmful to Economic Growth?, *The Quarterly Review of Economics and Finance, 76(C)*, 230-242.

Kiyotaki, N., Moore, J.H. (2008). Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy. *Journal of Political Economy, 127 (6),* 2926-2966.

Koop, G. (2003). Bayesian Econometrics. England, John Wiley & Sons Ltd.

Kok fong, L., Kogid, M., & Lily, J. (2020). Stock Market Development and Economic Growth in Malaysia: A Revisit from 1982 to 2014. *Journal of Social Transformation and Regional Development, 2(1),*1-10.

Levine R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda, *Journal of Economic Literature, 35 (2)*, 688-726.

Levine, R. (1991). Stock Markets, Growth, and Tax Policy. *The Journal of Finance, 46 (4),* 1445–1465.

Litterman, R. B. (1986).Forecasting with Bayesian vector autoregressions—five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 25-38.

Longstaff, F.A. (2004). The Flight-to-Liliquidity Premium in U.S. Treasury Bond prices, *Journal of Business, 77 (3),* 511-526.

Magnus, J. R. Powell, O. & Prüfer, P. (2010). A Comparison of Two Model Averaging Techniques with an Application to Growth Empirics. *Journal of Econometrics*, 154, 139-153.

McKinnon, R., I. (1973), Money and Capital in Economic Development, *Brookings Institution Press, Washington, DC.*

Ogunrinola, I.I., and Deborah, M. B. (2015). Stock Market Liquidity and Economic Growth in Nigeria (1980 to 2012). *Journal of Economics and International Business Management*, 3 (6), 1-17.

Olwenyand, T., O., Kimani, D. (2011). Stock Market Performance and Economic Growth Empirical Evidence from Kenya Using Causality Test Approach, Adv. Manag. Appl. Econ,1 (3), 153–196.

Owen, M., A. (2020). Stock Market Development and Economic Growth: Empirical Evidence from an Institutional Impaired Economy. *International Journal of Financial Researc*h, 11(5), 496-509.

Pan, L. Mishra, V. (2018). Stock Market Development and Economic Growth: Empirical Evidence from China, *Economic Modelling ,68 (C)*, 661-673.

Regmi, U.R. (2012). Stock Market Development and Economic Growth: Empirical Evidence from Nepal. *Administration and Management Review, 24*(1), 1-28.

Schumpeter, J., A. (1934). The Theory of Economic Development. *Harvard Economic Studies*, 255 pages.

Shaw, E., S. (1974). Financial Deepening in Economic Development, *The Journal of Finance, 29 (4)*, 1345-1348.

Switzer, L.N and Picard, A. (2016). Stock Market Liquidity and Economic Cycles: A Non-linear Approach, *Economic Modelling, 57*, 106–119.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی