Journal of Securities Exchange
Securities & Exchange Organization, Research, Development & Islamic Studies (RDIS)
Journal of Securities and Exchange, Winter 2022, V. 15, No.60, pp. 171-206

The Effect of Uncertainty in Financial Markets on the Real Macroeconomic Variables with Emphasis on the Overlapping Generations Model (DSGE Approach) [1]

Majid Ahangari[2], Seyed Aziz Arman[3], Ebrahim Anvari[4], Hanieh Eskandari[5]

Received: 2022/06/23
Accepted: 2022/11/26

Research Paper

Abstract

The purpose of this study is to investigate the effect of uncertainty in financial markets on real macroeconomic variables with emphasis on the overlapping generation model. In this regard, a new Keynesian Stochastic Dynamic General Equilibrium (DSGE) model involving households, firms, the banking sector and the government has been designed to examine the impact of financial market uncertainty on the real sectors of Iran's macroeconomic. Therefore, in the following, the trend of time series of stock market variables and macroeconomics in Iran during the period 1390 to 1399 and also the correlation and causal relationships between them have been studied. The results show that the more the countries's capital market has a share in the economy, the higher the real per capita income and the lower the inflation rates, and therefore can be due to the optimal allocation of resources and long-term financing of investment. They expected better performance from the economy. Also, the significance of the effect of disruptive traders on the increase of volatility and turbulence is confirmed and the intensity of the impact is considerable; However, due to structural problems in the Iranian economy, the effect of disruptive traders and the behavior of brokers on creating uncertainty in financial markets is not significant compared to other effects and should be addressed in other variables such as economic problems and political disputes.

Key Words: Uncertainty Financial, Real Macroeconomic Variables, DSGE.
JEL Classification: E12; E32; E37.

---

1. DOI: 10.22034/JSE.2022.11799.1863
2. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (a_m_ahangari@yahoo.com).
3. Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran. (saarman2@yahoo.com).
4. Associate Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz. Iran. (ebrahiman@gmail.com).
5. Ph.D. Student, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz. Ahvaz, Iran. (Corresponding Author). (hanieh_eskandary@yahoo.com)

سازمان بورس و اوراق بهادار، مرکز پژوهش، توسعه و مطالعات اسلامی

فصلنامه بورس اوراق بهادار، سال پانزدهم، شماره ۶۰، زمستان ۱۴۰۱، صص ۲۰۶-۱۷۱

تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان با تأکید بر مدل نسل‌های همپوشان (رویکرد DSGE)[۱]

عبدالمجید آهنگری[۲]، سید عزیز آرمن[۳]، ابراهیم انواری[۴]، هانیه اسکندری[۵]

مقاله پژوهشی

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۰۹/۰۵

چکیده

هدف این پژوهش بررسی تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد کلان با تأکید بر مدل نسل‌های همپوشان است. در این راستا، یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی کینزین جدید(DSGE) شامل خانوارها، بنگاه‌ها، بخش بانکی و دولت برای بررسی تأثیر مسأله نااطمینانی در بازارهای مالی بر بخش‌های واقعی اقتصاد کلان ایران طراحی شده است. بنابراین، در ادامه به بررسی روند سری زمانی متغیرهای بازار بورس و اقتصاد کلان در ایران طی دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و همچنین بررسی روابط همبستگی و علّی میان آنها پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که، هر چه بازار سرمایه کشورها سهم بیشتری در اقتصاد داشته باشند، درآمد سرانه حقیقی افزایش و نرخ‌های تورم پایین‌تر خواهد بود و بنابراین می‌توان به دلیل تخصیص بهینه منابع و تأمین مالی بلندمدت سرمایه‌گذاری‌ها انتظار عملکرد مطلوب‌تری از اقتصاد داشت. همچنین، بحث معنی‌داری اثر معامله‌گران اخلال‌زا بر افزایش نوسان و تلاطم تأیید شده و شدت تأثیر، چشمگیر است، ولی با توجه به مشکلات ساختاری در اقتصاد ایران وجود تأثیر معامله‌گران اخلال‌زا و رفتار کارگزاران بر ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی نسبت به سایر تأثیرات چشمگیری نبوده و می‌بایست به رفع مشکل در سایر متغیرها مانند مشکلات اقتصادی و مناقشات سیاسی روی آورد. همچنین وجود نااطمینانی مالی موجب کاهش میزان اشتغال، کاهش رشد اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود.

واژه های کلیدی: نااطمینانی مالی، متغیرهای واقعی اقتصاد کلان،DSGE.

طبقه بندی موضوعی: E12; E32; E37.

---

۱. DOI: 10.22034/JSE.2022.11799.1863

۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (a_m_ahangari@yahoo.com).

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز. اهواز، ایران.(saarman2@yahoo.com).

۴. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (ebrahiman@gmail.com).

۵. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران. (نویسنده مسئول). (hanieh_eskandary@yahoo.com).

مقدمه

بازار سرمایه، ارتباط نزدیکی با ساختار اقتصادی هر کشوری دارد و قوت و ضعف آن می‌تواند نشان‌دهنده وضعیت اقتصادی آن کشور باشد. توسعه بازار سرمایه می‌تواند نقش مهمی در رشد درآمد ملی کشور و رفاه عمومی جامعه ایفا کند. آمارهای موجود بیانگر این است که بورس‌های توسعه یافته در کشورهای پیشرفته قرار دارند. در این کشورها، پیش از هر امری امنیت سرمایه‌گذاری برای ورود کارگزاران داخلی و خارجی به بورس فراهم می‌شود(عباسیان و همکاران،۱۳۸۷). از آنجا که کارگزاران بالقوه بازار اوراق‌بهادر را طیف وسیعی از جامعه تشکیل می‌دهند، فراهم کردن بستری مناسب برای حضور گسترده این طیف و جلب اعتماد آنها، تحکیم بازار سرمایه و عمق بخشیدن به این بازار، یکی از اساسی‌ترین ابزار توسعه اقتصادی را فراهم خواهد ساخت (شریعت پناهی و همکاران،۱۳۸۵). باتوجه به اینکه هدف عمده کارگزاران در بازار سهام، کسب بازده مناسب است و همه تصمیمات کارگزاران بر مبنای ریسک و بی‌ثباتی‌های بوجود آمده در بازده سهام صورت می‌گیرد و از آنجایی که بورس اوراق‌بهادار به‌عنوان شمای کلی اقتصاد مالی، به‌طور مستقیم تحت تأثیر عوامل و متغیرهای خرد و کلان اقتصادی هستند (اسچوکنک و همکاران[1]،۲۰۰۹). پژوهش در زمینه بازارهای مالی و بررسی عوامل مؤثر بر روند تغییرات در بازده بازار سهام از اهمیت زیادی برخوردار است. همواره در این زمینه، بی‌ثباتی بازدهی سهام به‌عنوان یکی از مهمترین پارامترهای تأثیرگذار بر تصمیم‌گیری برای کارگزاران به دلیل شرایط و نااطمینانی‌های آن، هم برای شرکت‌ها و هم برای کارگزاران در بورس بوده است چرا که سرمایه‌گذاری امری حیاتی برای بهبود اوضاع کالا و خدمات و رشد و توسعه اقتصادی است.

از آنجا که بازار سهام در مقایسه با بازارهای پول اثرات ضد تورمی دارد از این‌رو در تأمین مالی طرح‌های سرمایه‌گذاری از اولویت برخوردار است و برای رونق بخشیدن به اقتصاد کشورهایی همچون ایران که از یک سو با حجم عظیم سرمایه‌های سرگردان و از سوی دیگر با کمبود منابع سرمایه‌گذاری روبرو است، شناخت عوامل تأثیرگذار بر رفتار بازار سهام می‌تواند گام مؤثری در جهت‌دهی سرمایه در بازار محسوب شود. از این‌رو اهمیت آن در اقتصاد کشور روزبه روز بیشتر شده و از این‌رو مورد توجه مقامات اقتصادی قرار گرفته است.

---

1. Schuknecht et al

از آنجا که بیشتر مطالعات صورت گرفته تأثیر سیاست‌های پولی و مالی را بر بازار سهام مورد بررسی قرار داده و تأثیر رفتار عوامل بر بازار سهام نادیده گرفته شده است. بنابراین موضوعی که در اینجا اهمیت دارد و باید به آن پرداخته شود، موضوع حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای بودن کارگزاران است.

با توجه به اهمیت رفتار کارگزاران در بازار سهام در این پژوهش به بررسی بازار سهام براساس رفتار کارگزاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای پرداخته شده است و به دنبال پاسخ این پرسش هستیم که چگونه بی ثباتی خارجی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی تأثیر می‌گذارد؟ برای پاسخ به این پرسش این پژوهش به توسعه یک مدل تعادل عمومی پویا با دو دوره زندگی ناهمگون، شرکت‌های رقابت انحصاری و چسبندگی قیمت می‌پردازد. در مدل‌های مرسوم نوسانات را به‌عنوان تولید کننده از بخش واقعی می‌دانند. در این پژوهش عدم اطمینان مالی با بی‌ثباتی قیمت سهام اندازه‌گیری می‌شود و این نوسانات ناشی از شوک رفتاری (روانی) کارگزاران غیر حرفه‌ای در مورد عملکرد آینده سهام است. افزایش نوسان قیمت سهام تقاضای کل راتحت تأثیر قرار می‌دهد و همچنین موجب تغییر تولید می‌شود. بنابراین در اینجا شوک‌های عدم اطمینان در بخش مالی رخ می‌دهد و به بخش واقعی منتقل می‌شود.

رابطه بین بخش مالی و بخش واقعی اقتصاد

نخستین بار شومپیتر[1] به بیان اهمیت ساختار مالی بر رشد اقتصادی پرداخت. شومپیتر (۱۹۱۱)، نظریه اهمیت نقش و اثر خدمات واسطه‌ها و نهادهای مالی را در نوسازی و رشد اقتصادی مطرح کرد و در اهمیت رابطه و پیوند بخش‌های مالی و واقعی بیان می‌کند که به‌ازای هر جریان واقعی (همچون کالا و خدمات)، یک جریان پولی نیز به همراه آن و در خلاف جهت آن وجود دارد.

مطالعه وسیع در زمینه رابطه بین ساختار مالی و رشد اقتصادی توسط مک‌کنیون[2] (۱۹۷۳) و شاو[3] (۱۹۷۳)، صورت گرفته است. مک‌کینون در کتاب خود تحت عنوان «پول و سرمایه در توسعه اقتصادی» مطالعاتی راجع به توسعه سیستم مالی و رشد اقتصادی در آرژانتین، برزیل، شیلی، آلمان، کره و تایوان بعد از جنگ جهانی دوم انجام داد و نتیجه گرفت که سیستم‌های مالی با عملکرد بهتر، منجر به رشد اقتصادی سریع‌تر شده است.

---

1. Schumpeter
2. Michinnon
3. Show

کینگ و لوین [1] (۱۹۹۵)، در پژوهشی با عنوان توسعه مالی و رشد اقتصادی به بررسی صحت فرضیه شومپیتر پرداختند که براساس آن توسعه مالی، موتور رشد اقتصادی است. آنها با تقسیم‌بندی کشورها به چهار گروه کشورهای با رشد خیلی سریع، سریع، کند و خیلی کند به این نتیجه رسیدند که توسعه مالی بالاتر، رشد اقتصادی فزاینده‌ای را ایجاد می‌کند.

بازارهای مالی کارآمد و قوی از جمله سازوکارهای مهم در عرصه اقتصادی به‌شمار می‌روند. بدون داشتن یک بخش مالی کارا نمی‌توان به توسعه مالی و در پی آن به توسعه اقتصادی دست یافت. در واقع عملکرد بهینه نظام اقتصادی در هر جامعه وابسته به وجود دو بخش واقعی و مالی کارا، قدرتمند و مکمل است. فعالیت این دو بخش در کنار یکدیگر شرط لازم وکافی برای نظام اقتصادی به‌شمار می‌رود. از جمله عوامل مؤثر بر رشد اقتصادی در هر کشور، خدمات بازارهای پولی و مالی است(شومپیتر، ۱۹۱۱). توسعه مالی در حقیقت توسعه نظام با بخش مالی شامل بازارها، نهادها و ابزارهای مالی در اقتصاد است و نقش آن در اقتصاد را می‌توان تسریع مبادلات کالا و خدمات و انتقال وجوه مالی از پس‌اندزکنندگان به سرمایه‌گذاران بیان کرد. سیستم‌های مالی با تأمین خدمات مالی، جابه‌جای پس‌اندازها، تخصیص اعتبارات و اجازه سرمایه‌گذاری تاجران، می‌توانند باعث تسریع انتقال اطلاعات، بهبود تخصیص منابع و توسعه اقتصادی شوند. در واقع توسعه مالی در یک کشور از یک سو با تأمین مالی بخش تولید شرایط لازم برای رشد در بخش عرضه را فراهم می‌کند و از سوی دیگر با به وجود آوردن تقاضا برای محصولات مالی رشد بخش تقاضا را پدید می‌آورد (لوین [2]، ۱۹۹۷).

اختلالات در بازارهای مالی می‌تواند کل اقتصاد را تحت تأثیر قرار دهد. اهمیت بالقوه تأثیر عوامل مالی در ادبیات نظری مشخص است، اما تأثیر آنها روی متغیرهای اقتصادی مهم مانند تورم، تولید ناخالص داخلی و همچنین نحوه اتخاذ سیاست پولی در قالب الگوهای کاربردی کمتر بررسی شده است. بی‌شک نااطمینانی در خصوص چگونگی اثرگذاری عوامل مالی بر متغیرهای کلان اقتصادی، یکی از مسائل مهم برای سیاستگذارها است.

درپژوهش حاضر تأثیر عدم قطعیت را براساس یک مدل کینزی جدید با دو نوع کارگزار حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای که قیمت دارایی‌های پرمخاطره سهام آنها متفاوت است در نظر گرفته می‌شود.

---

1. King and Livine
2. Levin

رویکردهای رایج مدل‌سازی در ادبیات تعادل عمومی پویا، نوسانات را به عنوان تولید کننده از بخش واقعی می‌داند. این انتخاب مدل سازی نشان‌دهند این واقعیت است که مدل سازی بازارهای مالی به عنوان یک منبع خارجی بی‌ثباتی، زمانی که همه عوامل را عقلایی فرض می‌کنیم، ساده نیست.

کارهای رایج کیاتوکی و مور[1] (۱۹۹۷)، باتجی و کامینال[2] (۲۰۰۰)، گیتی[3] و همکاران (۲۰۰۷)، گیتی و همکاران (۲۰۱۰) و برن[4] (۲۰۱۴)، به ادبیات مربوط به معایب نقش بازارهای مالی در چرخه های تجاری نزدیک است.

همچنین مطالعات اخیر گیلچریست[5] و همکاران (۲۰۱۴)، کریستیانو[6] و همکاران (۲۰۱۳) و آرلون[7] و همکاران (۲۰۱۰) بیان می‌کند که اضافه کردن بخش مالی به تعادل عمومی پویا استاندارد نشان می‌دهد که اصطکاک های مالی موجب تشدید شوک‌های واقعی منفی می‌شوند، زیرا ریسک محدودیت‌های اعتباری افزایش می‌یابد و هزینه واقعی وام نیز افزایش می‌یابد.

هر دو این ادبیات اهمیت بخش مالی را در ایجاد نوسانات زمانی که شوک‌های واقعی به اقتصاد ضربه می‌زند اما بخش مالی منبع شوک نیست را برجسته می‌کند. پژوهش حاضر با استفاده از مدل سازی بخش مالی به عنوان منبع عدم اطمینان، از این ادبیات متفاوت است و نشان می‌دهد که شوک‌های نااطمینانی مالی می‌توانند دوره‌های تجاری را حتی در صورت عدم وجود شوک‌های اساسی در جای دیگری به وجود آورند.

به طور خاص در این پژوهش مساله شرکت‌ها براساس مدل باوس و باندیک[8] (۲۰۱۷) است که در آن شوک‌های عدم اطمینان باعث کاهش میزان تولید می‌شوند. باوس و باندیک بخش مالی را مدل نمی‌کنند در پژوهش آنها شوک نااطمینانی از طریق افزایش نرخ بهره ایجاد می‌شود. اما در پژوهش حاضر عدم اطمینان از بخش مالی ایجاد می‌شود. با توجه به اینکه در هر دو پژوهش شوک‌های عدم اطمینان باعث می‌شود تولید از طریق انگیزه‌های احتمالی کاهش یابد، در پژوهش حاضر کانال دومی نیز وجود دارد، جایی که افزایش نوسان قیمت سهام در آینده

1. Kiyotaki and Moore
2. Bacchetta and Camina
3. Gattil
4. Born
5. Gilchrist
6. Christiano
7. Arellano
8. Basu and Bundck

باعث کاهش سریع قیمت سهام فعلی، کاهش ثروت عوامل و کاهش تقاضا می‌شود. و تأثیر عدم اطمینانی مالی بر متغیرهای واقعی را برمبنای مدلی دنبال می‌کند که در دو مرحله عمل می‌کند. در گام اول عدم اطمینان مالی در نتیجه شوک‌های رفتاری کارگزاران ایجاد می‌شود. به طور خاص دو نوع کارگزار وجود دارد حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای که قیمت دارایی‌های پرمخاطره آنها متفاوت است. کارگزاران حرفه‌ای به طور صحیح سود سهام در آینده را کاهش می‌دهند. از سوی دیگر کارگزاران غیرحرفه‌ای شوک‌های رفتاری را تحت تأثیر قرار می‌دهند که سطح بدبینی در مورد عملکرد آینده سهام را تغییر می‌دهند و باعث منحرف شدن ارزش‌گذاری سود سهام در آینده توسط کارگزاران حرفه‌ای می‌شوند. رفتار کارگزاران غیرحرفه‌ای موضوع نوسانات شوک‌هایی است که سبب بی‌ثباتی قیمت سهام می‌شود. مرحله دوم در مدل تأثیر افزایش نوسان قیمت سهام را بر متغیرهای واقعی نشان می‌دهد. در این مدل عدم اطمینان در بازارهای مالی به واسطه شوک‌های رفتاری ایجاد می‌شود، با این حال مدل می‌تواند به صورت گسترده‌ای به عنوان یک مدل کلی از شوک‌های نااطمینانی که از بخش مالی به بخش واقعی گسترش می‌یابد، تفسیر شود.

کارگزاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای

کارگزاران در اقتصاد به عنوان دنباله بی‌نهایت از نسل‌های همپوشانی (OLG)، مدلسازی می‌شوند. برای سادگی، هر نسل دارای اندازه یکسان است و فرض می‌شود که در دو دوره زندگی می‌کنند. دو نوع کارگزار جوان حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای وجود دارند که فرض می‌شود ریسک‌پذیر هستند. سهم کارگزاران غیرحرفه‌ای و حرفه‌ای ثابت و به ترتیب با n و 1-n نشان داده می‌شود که در آن $0 < n < 1$ قرار دارد. آنها در دوره اول کار می‌کنند، مصرف و پس‌انداز می‌کنند و در دوره دوم بازنشسته می‌شوند. درآمد آنها در دوره دوم برابر با بازدهی پس‌اندازهای آنها در دوره اول است. در نخستین دوره، کارگزاران تصمیم می‌گیرند که چه مقدار کار کنند، چه مقدار مصرف در دوره جاری داشته باشند و چه مقدار پس‌انداز کنند برای دوره دوم زندگی و چطور پس‌انداز خود را بین دارایی‌های پرمخاطره و دارایی‌های بدون ریسک (بی‌خطر) تخصیص دهند تا مطلوبیت دورهای زندگی آنها ماکزیمم شود. اوراق قرضه و سهام به ترتیب به عنوان دارایی‌های بدون ریسک و دارایی‌های پرمخاطره تفسیر می‌شوند. قیمت دارایی‌های بی‌خطر همیشه یک برابر مصرف کالاهاست. بازگشت یک دوره آن با

اطمینان شناخته شده است. دارایی‌های خطرناک سهام، با مقدار ثابت عرضه می‌شود سطح و نوسان قیمت با توجه به زمان متفاوت است که به صورت زیر تعیین می‌شود.

ساختار بازار دارایی در مدل فرض می‌کند که برخی از کارگزاران ، معامله‌گران اخلالگر[۱] هستند. براساس پیروی از دی لانگ[۲] (۱۹۹۹)، دو نوع کارگزار در بازار سهام تعامل دارند. در نوع اول مبادلات بنیادی است و در نوع دوم مبادلات در یک سیگنال پر سرو صدا انجام می‌شود. حالت غیرقابل پیش‌بینی نوع دوم است که باعث می‌شود قیمت‌های سهام از ارزش‌های بنیادین آنها جدا شود. این وضع مدلسازی به طور گسترده در ادبیات نظری مورد استفاده قرار گرفته است. در بعد نظری بلاک[۳] (۱۹۸۶) و ترومن[۴] (۱۹۸۸)، وجود معامله‌گران اخلالگر را در بازار توجیه می‌کنند و نشان می‌دهند که وجود آنها برای حفظ نقدینگی در بازارهای مالی حیاتی است. دی لانگ (۱۹۹۰) و دیگران به این نظریه پرداخته‌اند که از دیدگاه تئوری مدل‌های قیمت دارایی را مدل کنند. از نظر تجربی، براون[۵] (۱۹۹۹)، جمیلی و همکاران[۶] (۲۰۰۲)، لی و همکاران[۷] (۲۰۰۲) و ورما[۸] (۲۰۰۷) شواهدی را مطابق با تأثیر معامله‌گران اخلالگر در قیمت دارایی ارائه می‌دهند.

مروری بر مطالعات تجربی

در سال‌های اخیر، مدل‌های تعادل عمومی بسیاری در حوزه بازارهای مالی طراحی شده است، برای مثال چودری[۹] (۲۰۰۳)، باوس و باندیک (۲۰۱۲)، گلچریست (۲۰۱۴)، یالدرام (۲۰۱۷)، فولی[۱۰] (۲۰۱۸)، به بررسی تأثیر نااطمینانی در بازارهای مالی بر متغیرهای واقعی اقتصاد پرداخته‌اند و کمک شایانی به گسترش ادبیات مالی کرده‌اند. همچنین مطالعاتی مانند هیرشیلفر و همکاران[۱۱] (۱۹۹۸)، مادیتینوس و همکاران[۱۲] (۲۰۰۷)، ونزیا و همکاران[۱۳] (۲۰۰۷)، احمد

1. Noise traders
2. De Long
3. Black
4. Trueman
5. Brown
6. Gemmill et al
7. Lee et al
8. Verma
9. Choudhry
10. Fuli
11. Hirshleifer
12. Maditinos
13. Venezia

حشمت[1] (۲۰۱۲)، و یالدرام (۲۰۱۷)، به بررسی نقش کارگزاران در ایجاد نوسانات در بازار سهام پرداخته‌اند.

مایکل[2] (۲۰۱۸)، در مطالعه تحت عنوان شوک‌های عدم نقدینگی در بازارهای مالی و پویایی اقتصاد کلان به بررسی ارتباط بین ناپایداری بازارهای مالی و پویایی اقتصاد کلان با استفاده از مدل‌های خودرگرسیون‌برداری و داده‌های کشورانگلستان در دوره زمانی ۲۰۱۶-۱۹۸۸ پرداخته است. وی شرایط نقدینگی در بازار سهام را با استفاده از یک پروکسی غیرنقدینگی در نظر می‌گیرد. نتایج وی نشان‌دهنده افزایش چشمگیری در اهمیت اقتصادی شوک‌ها در رکود اقتصادی ۲۰۰۸ است.

چینگ چو[3] (۲۰۱۸)، در مطالعه تحت عنوان نوسانات بازار مالی، اقتصاد کلان و حساسیت سرمایه‌گذاران با بررسی رابطه پویا بین نوسانات مالی، متغیرهای اقتصاد کلان و حساسیت سرمایه‌گذاران با بکاگیری یک مدل خود رگرسیون‌برداری () و محدودیت‌های بیزی نشان می‌دهند که شوک‌های مداوم و ناخواسته در عرضه و تقاضایی کل موجب افزایش در ماندگاری نوسانات بازار سهام و اوراق قرضه می‌شود. از طرف دیگر نوسانات بازار سهام و اوراق قرضه باعث بدتر شدن اصول اقتصاد کلان می‌شود. همچنین براساس نتایج بدست آمده مولفه‌های ناپایدار با تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران ارتباط دارند.

بلین نیتو و همکاران[4](۲۰۲۱)، پژوهشی با عنوان گریز از ریسک و کانال‌های عدم قطعیت بین امور مالی و اقتصاد کلان را بر اساس یک مدل تأمین مالی کلان با عادات ریسک گریزی از زمان متغییر مورد بررسی قرار دادند. این مقاله نشان می‌دهد که چگونه گریز از ریسک و عدم قطعیت اقتصادی بر حق بیمه ریسک مورد انتظار بازار تأثیر می‌گذارد. این پژوهش تأثیر چشمگیری از ریسک گریزی را بر حق بیمه ریسک بازار مورد انتظار بیش از شوک‌های عدم قطعیت اقتصادی نشان می‌دهد. اگرچه دوره نمونه کامل از ژانویه ۱۹۶۱ تا مارس ۲۰۲۰ را شامل می‌شود، اما نتایج برای دوره‌های نمونه مختلف و روش‌های برآورد جایگزین، از جمله حق بیمه ریسک بازار بر اساس قیمت‌های اختیاری، پایین‌تر است.

---

1. Ahmed Heshmat
2. Michael
3. Ching Chu
4. Belén Nieto & et al

طریقی و همکاران (۱۳۹۷)، پژوهشی با عنوان بررسی اثرات نااطمینانی در متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه(مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران) به انجام رساندند. در این پژوهش با استفاده از داده‌های ماهانه در بازه زمانی ۱۳۹۲- ۱۳۸۷و به کمک نرم افزاهای ایویوز ۹، OXMETRIC7 و TCM به بررسی نااطمینانی بخش پولی و حقیقی بر بازدهی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. بر این اساس ۵ شاخص به نمایندگی بخش پولی (تورم، عرضه پول، نرخ ارز، درآمدهای نفتی و قیمت طلای داخلی) و ۵ شاخص به نمایندگی بخش حقیقی (تولیدات صنعتی، سرمایه گذاری بخش حقیقی در مسکن، رشد اقتصادی، حجم دولت به GDP، نرخ رشد صادرات غیر نفتی) وارد مدل PLS شد. بر اساس نتایج تخمین در مدل PLS متغیر رشد اقتصادی به نمایندگی بخش حقیقی و متغیر درآمدهای نفتی به نمایندگی بخش پولی بالاترین تأثیر را بر بازدهی بورس داشتند. بر اساس نتایج پژوهش مشخص شد که متغیرهای پولی با مشکل نااطمینانی روبرو بوده، اما متغیرهای حقیقی با چنین مشکلی روبرو نیستند. بر اساس نتایج مدل MSEGARCH برای متغیرهای پولی این نتیجه حاصل شد که نااطمینانی در متغیرهای پولی هم در نوسانات بالا و هم در نوسانات پایین تأثیر معناداری بر بازدهی بورس به صورت منفی دارد. در متغیرهای حقیقی از مدل MSVAR برای رسیدن به نتایج استفاده شد. نتایج این مدل بیانگر این واقعیت است که رشد اقتصادی در دو رژیم رونق شاخص بورس و رکود شاخص بورس تأثیر معناداری بر بازدهی شاخص بورس دارد.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر نوع و هدف جزء پژوهش‌های کاربردی است و از نظر روش تحلیل، کمی-تحلیلی است. قلمرو مکانی پژوهش ایران و جامعه آماری عبارت است از مجموعه متغیرهای حقیقی و اسمی بازار سرمایه و اقتصاد کلان ایران و روابط بین عوامل اقتصادی گوناگون از جمله خانوارها، بنگاه‌ها و بانک مرکزی در عرصه جامعه خواهد بود. سعی می‌شود از بیشترین داده‌های موجود در اقتصاد ایران ۹۹-۱۳۹۰استفاده شود. در این پژوهش، برای جمع آوری مبانی نظری و ادبیات پژوهش از روش اسنادی و کتابخانه‌ای و برای جمع‌آوری اطلاعات از روش استفاده از داده‌های ثبتی و نرم افزارهای صفحه گسترده اکسل استفاده شد. مهمترین متغیرهای پژوهش حاضر عبارتنداز:

۱- شوک‌های روانی رفتاری؛

۲- نا اطمینانی مالی ناشی از رفتار کارگزاران غیر حرفه‌ای؛

۳- رشد اقتصادی؛

۴- سرمایه‌گذاری؛

۵- اشتغال؛

۶- تقاضای کارگزاران حرفه‌ای.

طراحی و تصریح مدل DSGE

برای الگوسازی از روش‌شناسی الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا استفاده شده است. مدلسازی تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) شاخه‌ای از ادبیات تعادل عمومی کاربردی محسوب می‌شود که در دو دهه اخیر بسیار مورد استقبال اقتصاددانان کلان جدید بوده است. این الگوهای جدید برای توضیح و پیش‌بینی حرکت همزمان سری‌های زمانی در چرخه‌های کسب و کار استفاده می‌شود. الگوی DSGE شاخه وسیعی از الگوهای اقتصاد کلان، از الگوی رشد نئوکلاسیک کینگ و همکاران (۱۹۸۸) تا الگوهای پولی کینزینی جدید با بیشمار اصطکاک‌های اسمی و حقیقی می‌شود. یکی از ویژگی‌های محبوب این مدل‌ها به ویژه در بین دانشگاهیان، استخراج قواعد تصمیم عوامل اقتصادی بر اساس رجحان‌ها و استفاده از مسائل بهینه‌سازی است. در واقع پایه‌های اقتصاد خرد این الگوهای اقتصاد کلان باعث جلب توجه شده است. پارادایم الگوهای DSGE، الگوهای تجربی را به واسطه درجه مستحکمی از مبانی نظری که بسیار مورد توجه دانشگاهیان است، از تیررس انتقاد لوکاس نجات داد (دلنگرو و اسچورفید، ۲۰۱۳).

در حالت کلی برای ساخت یک الگوی DSGEنیازمند در نظر گرفتن چند بخش اصلی (بلوک) اقتصاد، همچون خانوارها، بنگاه‌ها، دولت و مقام پولی و نهادهای مالی هستیم که می‌توان این مدل‌ها را به روش حداکثر درستنمایی یا روش بیزین برآورد کرد و با کالیبر کردن پارامترها، اقدام به شبیه‌سازی مدل کرد. در ادامه بخش‌های اصلی مدل بیان شده است.

در مطالعه حاضر کارگزاران حرفه‌ای مطلوبیت خود را در طول دوره زندگی ماکزیمم می‌کنند.

$$Max_{N_t^s S_t^s \lambda_t^s} U\left(C_{y.t}^s . N_t^s\right) + \beta E_t[U(C_{0.t+1}^s)] \qquad (۱)$$

با توجه به قید:

$$\frac{W_t}{P_t} N_t^s = w_t N_t^s = S_t^s + C_{y.t}^s \qquad (۲)$$

$$S_t^s - B_t^s = \frac{\lambda_t^s P_t^e}{P_p} = \lambda_t^s P_t^e \qquad (۳)$$

$$E_t[C^s_{0.t+1}] = S^s_t r^b_t + \lambda^s_t E_t\left[(p^e_{t+1} + d_t) - r^b_t p^e_t\right] \quad (۴)$$

که در آن C^s_y و C^s_0 به ترتیب نشان‌دهنده مصرف در زمان جوانی و پیری کارگزارن حرفه‌ای است. β نرخ تنزیل مجدد، N^s عرضه نیروی‌کار حرفه‌ای، Pسطح قیمت، W دستمزد اسمی، w دستمزد حقیقی، S^s مقدار صرفه‌جویی (پس‌انداز) از نظر مصرف کالاهاست که به سهام و اوراق اختصاص داده شده است. B و λ^s_t به ترتیب مقدار اوراق قرضه و سهام خریداری شده توسط کارگزارن حرفه‌ای است. p^e و P^e به ترتیب قیمت واقعی و اسمی یک واحد سهام هستند. r^b بازدهی واقعی اوراق قرضه وd پرداخت واقعی یک واحد سود سهام است.

تابع مطلوبیت کارگزاران حرفه‌ای به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$U(C_{y.t}.N_t) = -e^{-2\gamma c_{y.t}} - \vartheta\frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (۵)$$

$$E_t[U(C_{0.t+1})] = E_t[-e^{-2\gamma C_{0.t+1}}] \quad (۶)$$

که در اینجا γضریب ریسک مطلق، $\frac{1}{\varphi}$کشش عرضه نیروی کار و ϑضریب عرضه نیروی کار است.

شرط مرتبه اول حداکثر کردن مطلوبیت برای کارگزاران حرفه‌ای به صورت زیر است:

$$\mathrm{U}'(C^s_{y.t}) = E_t\left[\beta r^b_t \mathrm{U}'(C^s_{0.t+1})\right] \quad (۷)$$

$$\lambda^s_t = E_t\left[\frac{(p^e_{t+1}+d_t)-r^b_t p^e_t}{2\gamma\delta^2_{P^e_{t+1}}}\right] \quad (۸)$$

$$\mathrm{U}'(C^s_{y.t})w_t = -\mathrm{U}'(N^s_t) \quad (۹)$$

که در اینجا معادله (۷) تابع اولر، معادله (۸) تابع تقاضای کارگزاران حرفه‌ای برای دارایی‌های ریسک‌دار و معادله (۹) تابع عرضه نیروی‌کار است.

اگر بخواهیم رفتار کارگزاران غیر حرفه‌ای در بازار سهام را فرموله کنیم، می‌توان به صورت زیر بررسی کرد.

مساله بهینه‌یابی کارگزاران جوان غیر حرفه‌ای در دوره t به صورت زیر است:

$$Max_{N^n_t S^n_t \lambda^n_t} U(C^n_{y.t}.N^n_t) + \beta E_t[U(C^n_{0.t+1})] \quad (۱۰)$$

با توجه به قید بودجه زیر:

$$\frac{W_t}{P_t}N^n_t = w_t N^n_t = S^n_t + C^n_{y.t} \quad (۱۱)$$

$$S_t^n - B_t^n = \frac{\lambda_t^n P_t^e}{P_p} = \lambda_t^n P_t^e \quad (۱۲)$$

$$E_t[C_{0.t+1}^n] = S_t^n r_t^b + \lambda_t^n E_t\left[p_{t+1}^e + d_t - a_t - r_t^b p_t^e\right] \quad (۱۳)$$

تنها تفاوت بین مساله بهینه‌یابی عوامل ماهر و غیرماهر وجود یک محدودیت اضافی (a) در قید بودجه عوامل غیرماهراست. a شوک روانی و به‌طور خاص میزان بدبینی نسبت به عملکرد آینده سهام است. اگر سطح a افزایش یابد، عوامل غیرماهر در مورد ارزش انتظاری پس‌انداز خود بیشتر بدبین می‌شوند. و اگر نوسانات a افزایش یابد، نوسانات در ارزش انتظاری پس‌انداز آینده افزایش می‌یابد. فرض می‌کنیم a یک متغیر تصادفی است که سطح و نوسانات ان از یک فرآیند ar1 پیروی می‌کنند.

این شوک‌های نوظهور به نوبه خود نوسان قیمت سهام را افزایش می‌دهند. از این‌رو نوسانات شوک‌های کارگزاران غیر حرفه‌ای به نوسان شوک‌ها در بازار مالی منتقل می‌شود و ما در این مدل بررسی می‌کنیم که چگونه این شوک‌ها به نوبه خود بر متغیرهای واقعی تأثیر می‌گذارد.

براساس شرایط مرتبه اول داریم:

$$U'\left(C_{y.t}^n\right) = E_t\left[\beta r_t^b U'(C_{0.t+1}^n)\right] \quad (۱۴)$$

$$\lambda_t^n = E_t\left[\frac{(p_{t+1}^e + d_t - a_t) - r_t^b p_t^e}{2\gamma\sigma_{p_{t+1}^e}^2}\right] \quad (۱۵)$$

$$U'\left(C_{y.t}^n\right) w_t = -U'(N_t^n) \quad (۱۶)$$

که در اینجا معادله (۱۴) قضیه اولر است. معادله (۱۵) تابع تقاضای کارگزاران غیر حرفه‌ای برای دارایی‌های ریسک‌دار است و معادله (۱۷) تابع عرضه نیروی‌کار را نشان می‌دهد.

قیمت تعادلی دارای ریسک‌دار از برابری عرضه و تقاضای سهام به‌دست می‌آید. عرضه سهام در se ثابت است، از این‌رو قیمت سهام با تعیین تقاضای کل هر دو نوع کارگزار برابر است با:

$$(1-n)\lambda_t^s + n\lambda_t^n = S^e = 1 \quad (۱۸)$$

اگر بخواهیم رفتار بنگاه‌ها در بازار سهام را فرموله کنیم، می‌توان به صورت زیر بررسی کرد.

این مدل شامل بازار رقابت انحصاری برای کالاهای واسطه‌ای و رقابت کامل برای کالاهای نهایی است. این ساختار مدل‌سازی به پیروی از یون (۱۹۶۶) بوده است و به دلایل مختلف به طور گسترده‌ای در ادبیات استفاده می‌شود.[1]

تولید کنندگان کالاهای واسطه‌ی دارای ساختار رقابت انحصاری هستند و برای تغییر قیمت خود در هر دوره با هزینه‌های متغیری روبه‌رو هستند. هر شرکت Y_{ti} را با استفاده از سرمایه K_{ti} و نیروکار N_{ti} تولید می‌کند. آنها از وام (قرض) و فروش سهام خود برای سرمایه‌گذاری استفاده می‌کنند. تمام شرکت‌های کالاهای واسطه‌ای دارای تابع تولید کاب‌داگلاس با بازدهی ثابت نسبت به مقیاس و هزینه ثابت fc هستند.

تولید کنندگان نهایی محصولات از کالاهای واسطه‌ای به‌عنوان ورودی استفاده می‌کنند و دارای بازدهی ثابت نسبت به مقیاس هستند و در یک بازار کاملا رقابتی کار می‌کنند. تولیدکنندگان کالاهای نهایی سود خود را ماکزیمم می‌کنند:

$$P_t Y_t - \int_0^I P_t(i) Y_t(i)\, di \qquad (۱۹)$$

با توجه به قید:

$$Y_t = \left[\int_0^I Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}}\, di\right]^{\frac{\theta-1}{\theta}} \qquad (۲۰)$$

که در آن θ کشش جانشینی بین کالاهای واسطه است. شرایط مرتبه اول تابع تقاضا برای هر واحد کالای واسطه i را نشان می‌دهد.

$$Y_t(i) = Y_t \left[\frac{P_t(i)}{P_t}\right]^{-\theta} \qquad (۲۱)$$

سیاست پولی

فرض بر این است که مقامات پولی نرخ بهره اسمی را برای تثبیت اقتصاد کنترل می‌کنند. به پیروی از باوس و باندیک[2] (۲۰۱۷)، مقامات پولی نرخ بهره اسمی را براساس قانون زیر تنظیم می‌کنند:

$$ln\, r_t = \rho_r ln r_{t-1} + (1-\rho_r)\left(\ln r + \rho_\pi \ln \pi_t + \rho_y \ln \frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) \qquad (۲۲)$$

1. yun
2. Basu and Bundick

که در آن r نرخ بهره اسمی، ρ_r ضریب یکسان سازی نرخ بهره[1]، ρ_π حساسیت نرخ بهره اسمی به تغییرات تورم، ρ_y حساسیت نرخ بهره اسمی به تغییرات رشد تولید است. معادله فیشر رابطه بین نرخ بهره اسمی، نرخ تورم و نرخ بهره حقیقی را نشان می‌دهد.

$$\frac{r_t}{r_t^b} = E_t[\pi_{t+1}] \qquad (۲۳)$$

سنجش شاخص رفتار معامله‌گران متخصص و غیر متخصص در ایجاد نوفه و اخلال

احساسات سرمایه‌گذار به‌عنوان گرایش فعالان بازار برای بورس‌بازی تعریف شده و این گرایش می‌تواند با وضعیت روانشناختی ذهن سرمایه‌گذاران در پیوند باشد. با توجه به این‌که معامله‌گران اخلال‌زا تحت تأثیر احساسات و هیجانات بازار تصمیم‌گیری می‌کنند، برای تبیین رفتار این نوع معامله‌گران - به‌عنوان بورس‌بازانی که غیرعقلایی و هیجانی رفتار می‌کنند - از شاخص تعیین کننده سرمایه گذاران متخصص و غیر متخصص استفاده می‌شود.

دو نوع شاخص برای تعیین سرمایه‌گذاران متخصص و غیر متخصص وجود دارد:

۱-شاخص مستقیم؛

۲-شاخص غیر مستقیم.

شاخص‌های مستقیم از سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص مانند سرمایه‌گذاران خرد (AAII) یا نویسندگان روزنامه‌ها و خبرنامه‌ها (INV و HUL) درباره انتظارات و احساساتشان نسبت به بازار به‌صورت پیمایشی نظرسنجی می‌کنند. این شاخص در رفتار وام‌گیری، سرمایه‌گذاری و قید بودجه خانوار خود را نشان می‌دهد.

شاخص‌های غیر مستقیم، انتظارات سرمایه‌گذاران در یک گروه خاص را با تحلیل آمار و ارقام بازار که منعکس‌کننده رفتار آن گروه است، تفسیر می‌کنند. این شاخص‌ها خود را در رفتار پس‌انداز و عرضه و تقاضای خانوار خود را نشان می‌دهد.

بیشتر متغیرهای احساسی مبتنی بر داده‌های بازار از معماهای مالی مانند تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته و قیمت‌گذاری زیر ارزش عرضه‌های عمومی اولیه مشتق می‌شوند. شایان توجه است که هیچ سنجه‌ای به تنهایی نشانگر خالص احساسات سرمایه‌گذاران محسوب نمی‌شود، بلکه هر کدام به‌صورت ناکامل بخشی از مؤلفه احساسی را شامل می‌شود و بخش

1. Interest rate smooting coefficient

دیگر آن ممکن است شامل مؤلفه‌های خاص و غیرمرتبط با احساسات باشد (باکر و وُوگلر، ۲۰۰۶؛ لینگ و همکاران، ۲۰۱۰)[1].

نکته چشمگیر دیگر، توجه به زمان‌بندی متغیرهاست، زیرا برخی متغیرها ممکن است تغییر در احساسات را زودتر از دیگر متغیرها نشان دهد. به‌طور عمومی متغیرهایی که شامل واکنش عرضه شرکت می‌شوند (مانند تعداد عرضه‌های عمومی اولیه) نسبت به متغیرهایی که به‌طور مستقیم استوار بر تقاضا یا رفتار سرمایه‌گذاران است (مانند گردش سهام، تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه ثابت و بازدهی عرضه‌های عمومی اولیه)، تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران را با تأخیر نشان می‌دهد.

حجم معاملات

حجم معاملات یا به‌طور عمومی‌تر نقدشوندگی بازار می‌تواند به‌عنوان یک شاخص احساسی سرمایه‌گذار در نظر گرفته شود. حجم معاملات بازار، نسبت حجم معاملات به تعداد سهم‌های پذیرش شده در بورس می‌تواند به‌عنوان یک شاخص ساده برای احساس سرمایه‌گذاران مطرح شود. حجم معاملات به گردش معاملات اشاره داشته و برابر با تعداد سهم‌های معامله شده تقسیم بر تعداد سهم‌های در دسترس است. گردش سهام وابستگی زیاد میان حجم معاملات و اندازه شرکت را حذف می‌کند (واتکینز، ۲۰۰۲)[2].

گردش معاملات سهام[3]

نرخ گردش معاملات یک سهم، نسبت فروش سهام در یک بازه زمانی مشخص است. هنگامی که احساسات سرمایه‌گذاران چیرگی دارد، آن‌ها حضور فعالانه‌ای در بازار داشته که منجر به گردش بالای معاملات می‌شود و برعکس، کاهش در حضور فعالان بازار منجر به گردش پایین معاملات خواهد شد. وو و هان (۲۰۰۷) و ژانگ و یانگ (۲۰۰۹) معتقدند که میزان گردش معاملات می‌تواند به‌عنوان یک نشانه برای تعیین سرمایه‌گذاران متخصص و غیرمتخصص محسوب شود.

سود نقدی[4]

سهام‌هایی که سود نقدی پرداخت می‌کنند، شبیه اوراق قرضه‌ای هستند که در آن پرداخت‌های سود قابل پیش‌بینی‌شان سطحی از اطمینان و امنیت را نشان می‌دهد. یکی از

1. Baker and Wurgler, 2006; Ling *et al.*, 2010
2. Watkins, 2002
3. Share Turnover (TURN)
4. Dividend Premium

سنجه‌های استوار بر قیمتی که می‌توان در نظر گرفت، پاداش برای سهم‌هایی است که سود نقدی پرداخت می‌کنند که ممکن است به‌طور معکوس با احساسات در پیوند باشد. در کار بارکر و وورگلر (۲۰۰۴)، صرف سودنقدی به‌عنوان تفاوت میان میانگین نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازاری سهم‌های پرداخت‌کننده سود نقدی و سهم‌های بدون سود نقدی تعریف می‌شود (باکر و ووگلر، ۲۰۰۶؛ یوگر و تاس، ۲۰۱۲)[1]. شرکت‌هایی که سود نقدی پرداخت می‌کنند، بزرگ و سودآور با فرصت‌های رشد ضعیف هستند. منطق سنجه صرف سود نقدی اینست که هنگامی که تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص بالاست، سرمایه‌گذاران برای شرکت‌های با عدم پرداخت سود نقدی مانند سهام رشدی و نوپا نسبت به شرکت‌هایی که سیاست پرداخت سود نقدی با ثباتی دارند، ارزش بیشتری قائل می‌شوند و این به‌صورت ارزش نسبی بالاتر شرکت‌های بدون پرداخت سود نقدی و صرف سود نقدی پایین‌تر خود را نشان می‌دهد.

$$DIVPREM_t = log\left[\frac{1}{N_{DIV}}\sum_{1=1}^{N_{DIV}}\frac{ME_{j1t}}{BE_{j,t}}\right] - log\left[\frac{1}{N_{N-DIV}}\sum_{j=1}^{N_{N-DIV}}\frac{ME_{j,t}}{BE_{j,t}}\right] \quad (۲۴)$$

N_{DIV}: تعداد شرکت‌های پرداخت‌کننده سود نقدی؛

$N_{N\text{-}DIV}$: تعداد شرکت‌های با عدم پرداخت سود نقدی؛

BEj,t: ارزش دفتری سهام شرکت j در ماه t؛

$ME_{j,t}$: ارزش بازاری سهام شرکت j درماه t .

تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه بسته[2]

صندوق‌های با سرمایه بسته شرکت‌های سرمایه‌گذاری هستند که تعداد ثابتی، واحد سرمایه‌گذاری منتشر می‌کنند که این واحدها در بورس اوراق بهادار مورد معامله قرار می‌گیرد. اگر بپذیریم که بازارها کارا بوده و فرصت‌های آربیتراژی به سرعت مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرند، پس چرا واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته به‌صورت تنزیلی مورد معامله قرار می‌گیرند؟ لی و همکاران (۱۹۹۱)[3] عنوان می‌کنند تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته نشان‌دهنده فاصله گرفتن قیمت‌های سهام از ارزش بنیادینشان است و این ممکن است تا حدی انعکاس اثر قیمتی معاملات استوار بر احساسات در طول دوره‌های خوش‌بینی یا بدبینی سرمایه‌گذاران بوده و این احساسات خود را در ورای تنزیل واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته نشان

1. Baker and Wurgler, 2006; Uygur and Tas, 2012
2. Closed-End Fund Discount (CEFD),
3. Lee *et al.* (1991)

می‌دهد. لی و همکاران (۱۹۹۱) نشان داده‌اند که اگر کاهش در تنزیل واحدهای صندوق با سرمایه بسته (CEFD) با بازدهی دارایی‌هایی که توسط سرمایه‌گذاران غیر عقلایی نگه‌داری می‌شوند، دارای همبستگی مثبت باشد، آن‌گاه تغییرات در CEFD باید با احساسات سرمایه‌گذاران همبستگی منفی داشته باشد.

تنزیل صندوق با سرمایه بسته، میزان تفاوت میان ارزش خالص دارایی یک صندوق و قیمت بازاری واحدهای صندوق است. بسیاری از نویسندگان، شامل زوینگ (۱۹۷۳)، لی، اشلیفر و تالِر (۱۹۹۱) و نیل و ویتلی (۱۹۹۸)، استدلال کرده‌اند که اگر واحدهای صندوق‌های با سرمایه بسته به‌صورت نامتناسبی توسط سرمایه‌گذاران خرد نگه‌داری شوند، متوسط تنزیل صندوق‌های سهام با سرمایه بسته ممکن است یک شاخص احساسات شمرده شود که هنگامی که میزان تنزیل بالا باشد، سرمایه‌گذاران بازار سهام، اعتمادشان را از دست داده و نشان‌دهندهٔ سرمایه‌گذاران متخصص است.

فرمول محاسبه تنزیل واحد صندوق‌های با سرمایه بسته به‌شرح زیر است:

$$CEFD_i = \frac{\sum_{i=1}^{n}((P_{it}-NAV_{it}/NAV_{it}))}{n} \qquad (۲۵)$$

P_{it} قیمت پایانی صندوق i در ماه t، NAV_{it} آخرین NAV منتشر شده در ماه t و n تعداد صندوق‌های انتخاب شده است.

تعداد حساب‌های سهام‌داری افتتاح شده[1]

تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افتتاح شده انعکاس‌دهنده تقاضای برای سهام‌داری در بازار سهام است. هنگامی که تعداد سرمایه‌گذاران غیر متخصص بالاست، اشتیاق برای ورود به بازار افزایش یافته و به تبع تعداد حساب‌های سهام‌داری جدید افزایش خواهد یافت و برعکس با کاهش تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص، این اشتیاق برای افتتاح حساب کمتر خواهد شد. وُو و هان (۲۰۰۷) و ژانگ و یانگ (۲۰۰۹) پیشنهاد می‌کنند که این سنجه می‌تواند معیار مناسبی برای شناسایی سرمایه‌گذاران متخصص و غیر متخصص در بازار سهام باشد.

متوسط بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی نخستین[2]

عرضه‌های عمومی نخستین، گاهی چنان بازدهی‌های چشمگیری روی نخستین روز معاملاتی‌شان بدست می‌آورند که دلیلی برای آن غیر از اشتیاق و هیجان سرمایه‌گذاران وجود ندارد. متوسط بازدهی‌های

1. the Equity Share in New Issues (NIA)
2. Average First-Day Returns on IPOs (RIPO)

روز اول فراز و فرودهایی را نشان می‌دهند که همبستگی بالایی با حجم عرضه‌های عمومی نخستین دارد که می‌تواند به‌عنوان یک شاخص احساسات در نظر گرفته شود. هنگامی که تعداد سرمایه گذاران غیر متخصص بازار بالاست، سرمایه‌گذاران علاقه بیشتری به سهم جدید نشان داده که منجر به بازدهی بالاتر در عرضه‌های عمومی نخستین خواهد بود. از سوی دیگر، تعداد سرمایه گذاران متخصص کم، سبب ایجاد علاقه و اقبال کمتر به عرضه‌های عمومی اولیه شده که منجر به کاهش در بازدهی اولین روز معاملاتی IPO خواهد شد. باکِر و وُوگلِر[1] (۲۰۰۶) این شاخص را یک متغیر خوب برای نشان دادن سرمایه‌گذاران متخصص و غیرمتخصص عنوان کرده‌اند. شرکت‌های عقلایی از این اصل احساسات سرمایه‌گذاران در بازار بهره‌برداری کرده و عرضه‌های عمومی اولیه بیشتر در مواقعی افزایش می‌یابد که تعداد سرمایه‌گذاران غیر متخصص بالاست. همچنین در عرضه‌های عمومی اولیه، مساله قیمت‌گذاری زیر ارزش سبب می‌شود قیمت‌های سهم در روز اول معاملاتی افزایش یابند (یوگِر و تاس، ۲۰۱۲)[2].

سنجش احساس سرمایه‌گذار در بازارهای سهام

$$EMSI = \frac{\sum(R_{ir}-\bar{R}_r)(R_{iv}-\bar{R}_v)}{[\sum(R_{ir}-\bar{R}_r)^2 \sum(R_{iv}-\bar{R}_v)^2]^{\frac{1}{2}}} * 100; \quad -100 \le EMSI \le +100 \quad (۲۶)$$

R_{ir} و R_{iv}: رنکینگ بازدهی روزانه و نوسان تاریخی برای اوراق بهادار i ام.

$\bar{R}_r \bar{R}_v$: رنکینگ بازدهی میانگین و نوسان تاریخی جمعی.

سنجش بحران‌های بازار سهام بر اساس سرمایه گذاران متخصص و غیر متخصص

شاخص‌های تعیین مهارت سرمایه‌گذاران موجود بیشتر افزون بر سنجش احساسات ناشی از عوامل غیر بنیادین، احساسات ناشی از عوامل بنیادین را نیز در بر می‌گیرد. راهکار برای سنجش نوع سرمایه‌گذاران، استفاده از مدل رگرسیون زیر است:

$$SENTIMENTi.t = \alpha + \beta 1IPi.t + \beta 2HEi.t + \beta 3STi.t + +\beta 4DYi.t + \varepsilon i.t \quad (۲۷)$$

با در نظر گرفتن چهار عامل اقتصاد کلان مدل بالا شامل:

- تغییر در لگاریتم طبیعی شاخص تولید صنعتی $(IP_{i,t})$؛
- تغییر در لگاریتم طبیعی مخارج خانوارها (HE)؛

1. Baker and Wurgler (2006)
2. Uygur and Tas, 2012

- شکاف میان بازدهی اسناد خزانه سه ماهه و بازدهی اوراق دولتی ده ساله (ST)؛
- بازدهی (سود) نقدی (DY).

سرمایه‌گذاران را براساس نوع مهارت در سرمایه‌گذاری ناشی از عوامل بنیادین را سنجیده و جزء اخلال رگرسیون OLS بالا، عوامل غیر بنیادین را می‌سنجد. روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی (PCA) براساس مراحل زیر صورت می‌گیرد:

۱. استانداردسازی ۶ متغیر؛
۲. بدست آوردن مقادیر ویژه و بردار ویژه ماتریس کواریانسشان؛
۳. ساخت شاخص احساسی از ترکیب خطی ۶ متغیر با استفاده از بردار ویژه در پیوند با بزرگ‌ترین مقادیر ویژه به‌عنوان وزن متناظر.

احساسات سرمایه‌گذار بازار سهام

مهمترین مولفه های در نظر گرفته شده برای سنجش این شاخص عبارتنداز:

۱- شاخص پیمایشی اعتماد سرمایه‌گذار دانشگاه میشیگان؛
۲- شاخص پیمایشی هوش سرمایه‌گذار؛
۳- تعداد عرضه‌های عمومی اولیه در ماه؛
۴- بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی اولیه؛
۵- خالص جریانات نقدی جدید صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک سهام آمریکا؛
۶- تنزیل واحدهای صندوهای با سرمایه بسته.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ابتدا از بین متغیرهای مختلف با توجه به شرایط بازار مورد بررسی و دسترسی به داده‌ها، تعدادی متغیر را گزینش کرده و در یک بازه زمانی مشخص به استخراج داده‌های در پیوند با آن‌ها می‌پردازند.

برخی از متغیرهای احساسی معرفی شده هماره می‌توانند تا حدی انعکاس دهنده مؤلفه‌های بنیادین اقتصادی نیز باشند. به‌عنوان نمونه حجم و تعداد عرضه‌های عمومی اولیه تا حدی به فرصت‌های عمومی سرمایه‌گذاری نیز در پیوند است. برای حذف چنین اثراتی - تاحد ممکن - معادله رگرسیون هر یک از این متغیرهای احساسی را بر روی مجموعه‌ای از متغیرهای کلان اقتصادی مانند تولید صنعتی، رشد واقعی در مصرف خدمات، کالاهای بادوام و بی‌دوام، رشد در اشتغال و ... تشکیل می‌دهیم. جزء باقیمانده این رگرسیون‌ها به‌عنوان شاخص ترکیبی نوع مهارت سرمایه‌گذاران می‌تواند محسوب شود.

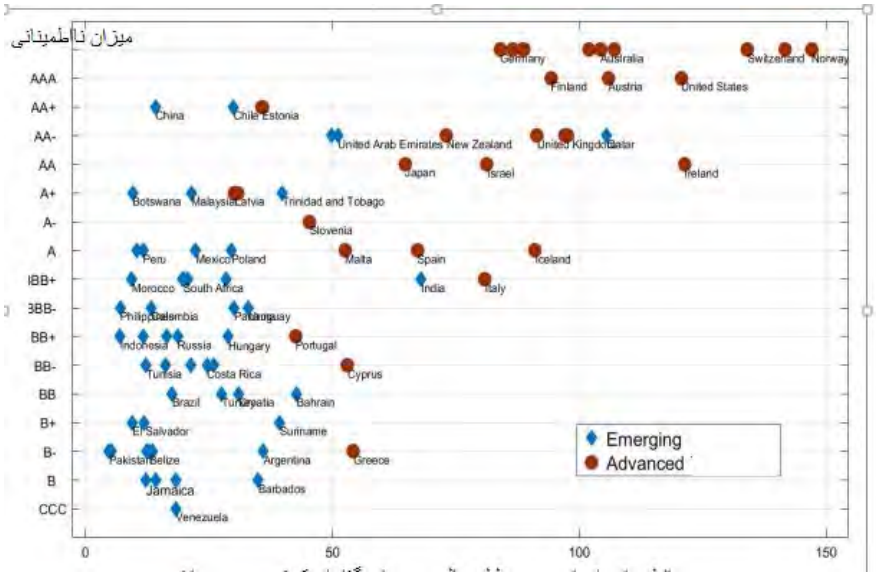
در مرحله بعد و پس از حذف اثرات اقتصاد کلان چشمگیر، می‌توان از روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی[1] برای استخراج شاخص ترکیبی استفاده کرد.

نکته دیگر در تشکیل شاخص ترکیبی تعیین زمان‌بندی نسبی متغیرهاست. بدین معنی که اگر برخی متغیرها دارای همبستگی با وقفه متغیر دیگر باشد، آن‌گاه آن متغیرها ممکن است تغییر در احساسات سرمایه‌گذاران را زودتر از دیگر متغیرها نشان دهد. برای نمونه، ایبوتسون و جافی (۱۹۷۵)[2]، لاری و شُورت (۲۰۰۲)[3]، بِنوِنیست و همکاران (۲۰۰۳)[4] در می‌یابند که حجم عرضه‌های عمومی اولیه نسبت به بازدهی‌های روز اول عرضه‌های عمومی اولیه دارای وقفه است. شاید نوع سرمایه گذاران تا حدودی ورای بازدهی‌های بالای روز اول بوده و این حجم عرضه عمومی اولیه اضافه‌تری را با یک تأخیر جذب کند. به‌صورت عمومی‌تر، از متغیرهایی که شامل واکنش‌های عرضه شرکتی هستند، انتظار می‌رود که نسبت به متغیرهایی که به‌طور مستقیم استوار بر تقاضا یا رفتار سرمایه‌گذار هستند، دارای وقفه و تأخیر باشند. بنابراین لازم است در استخراج شاخص ترکیبی احساسی به این نکته توجه داشت که در مورد برخی متغیرها ممکن است آشکار شدن همان شاخص ترکیبی بیشتر طول بکشد (بِیکر و وُوگلر، ۲۰۰۶)[5].

در این پژوهش، بین سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای از نظر شرایط دموگرافیک و همچنین سواد مالی، به دلیل ایجاد نااطمینانی در بازار سرمایه، تفاوت قائل می‌شویم. این فرض را با بررسی رتبه‌های اعتباری سطح تعیین شده توسط استاندارد بین المللی بانک جهانی و پول براساس یک نمونه متشکل از ۸۲ کشور شامل ۳۲ اقتصاد پیشرفته و ۵۰ کشور در حال ظهور و بررسی سرمایه‌گذاران آنها از نظر تخصص به طور تجربی انجام شده است. در این پژوهش از رتبه‌بندی‌های اعتباری به عنوان یک پروکسی برای دامنه خاص ایجاد نااطمینانی استفاده می‌شود ($*$ Rtدر این مدل). همانطور که شکل (۱) نشان می‌دهد سرمایه‌گذاران غیر حرفه‌ای به طور متوسط بین $+$ BB و BBB یک امتیاز دریافت می‌کنند، در مقایسه با سرمایه‌گذاران حرفه‌ای که دارای امتیاز متوسط بین $+$ Aو AA هستند. در حالی که رتبه‌بندی‌های خاص اغلب تفاوت نرخ بهره بین رتبه‌های اعتباری شرکتی و دولتی را در بر می‌گیرد. این تفاوت مشاهده شده در نااطمینانی مالی را می‌توان تا حدودی به ویژگی‌های اساسی مانند تفاوت در درجه ادغام مالی و واسطه‌گری، وجود متغیرهای دموگرافیک و سواد مالی نسبت داد.

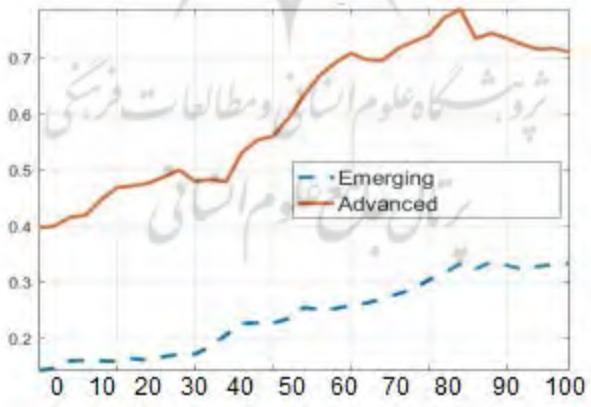
---

1. Principle Component Analysis (PCA)
2. Ibbotson and Jaffe (1975)
3. Lowry and Schwert (2002)
4. Benveniste et al. (2003)
5. Baker & Wurgler (2006)



شکل ۱. ناطمینانی ایجاد شده به دلیل فعالیت سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای

رفتار سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای توسط شاخص توسعه مالی در شکل (۲) نشان داده شده است. شاخص توسعه اقتصادی با ترکیب شاخص‌هایی برای اندازه‌گیری میزان تاثیر سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای در ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی با عمق مالی (اندازه و نقدینگی بازارها)، دسترسی به بازارهای مالی (توانایی افراد و شرکت ها برای دسترسی به خدمات مالی) و کارآیی بازارهای مالی (توانایی موسسات در ارائه خدمات مالی با هزینه کم و با درآمد پایدار و سطح فعالیت بازارهای سرمایه) نشان داده شده است.



شکل ۲. رفتار سرمایه‌گذاران براساس شاخص توسعه مالی

به منظور درک این تاثیرگذاری دو گروه سرمایه‌گذاران، هزینه‌های استقراض را که سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای و کارآفرینان با آن روبرو می‌شوند، در نظر گرفته می‌شود تا به عنوان تابعی از یک مولفه جهانی و یک مولفه خاص یک کشور تکامل یابند. مولفه جهانی با نرخ بین‌المللی بدون ریسک همپوشانی دارد و در کشورها ثابت است. مولفه خاص کشور به عنوان یک تابع افزایش دهنده اهرم تعریف شده است. هزینه وام بیشتر که در ایران، در بازارهای سرمایه با آن روبرو هستیم مورد بررسی قرار گرفته است. هزینه‌های استقراض به اهرم فشار، از مکانیزم شتاب دهنده مالی که در گرتلر و همکاران تعریف می‌شود و رویکرد تأیید هزینه دولت را در مطالعات برنانکه و همکاران، در یک مدل کوچک اقتصاد باز DSGE نشان داده است.

کارآفرینان در این مجموعه بدون ریسک هستند و کالاهای عمده فروشی را با ترکیب سرمایه‌ای که در اختیار دارند با خدمات کارگری که از خانوارها استخدام می‌کنند، تولید می‌کنند. سرمایه مورد نیاز برای تولید با استفاده از ترکیبی از ارزش خالص (Nt) و بدهی ارز خارجی (Dt) تأمین می‌شود. قراردادهای بدهی برای یک دوره تعریف می‌شوند. برای اطمینان از اینکه کارآفرینان با استفاده از ترکیبی از ارزش خالص و بدهی خارجی به تأمین مالی سرمایه مورد نیاز خود ادامه می‌دهند، فرض می‌شود که کارآفرینان با محدودیت‌هایی در دوره بعدی با احتمال θ عمر معینی دارند. در نتیجه، طول عمر مورد انتظار یک کارآفرین با $1-\theta$ ارائه می‌شود. به علاوه، جمعیت کارآفرینان ثابت است و کارآفرینان موجود با افراد جدید جایگزین می‌شوند. هر یک از کارآفرینان موجود، سرمایه‌گذاران جدید را با وقف ثابت E تضمین می‌کنند تا اطمینان حاصل شود که کارآفرینان جدید بودجه ای برای شروع تولید دارند. سرانجام، سرمایه به دست آمده در دوره t برای تولید در دوره $t + 1$ مصرف می شود، بنابراین می توان از کارآفرینان در این چارچوب به عنوان نماینده هایی که وام های غیر مالی می‌گیرند، تفسیر کرد. یک فرض اصلی که پویایی را در این مدل هدایت می‌کند، نقش بدهی ارزی است. در مقابل سرمایه گذاران غیر حرفه ای به عنوان افرادی که به دلیل درگیری فکری در بازگرداندن سرمایه استقراض شده دست به فعالیت های غیرحرفه ای در بازار سرمایه می زنند مورد بررسی قرار می‌گیرند، این گروه دارای ریسک حداکثری بوده و ریسک ناشی از فعالیت‌های غیرحرفه‌ای را نیز به سایر سرمایه گذاران به دلیل ایجاد نااطمینانی در بازار مالی، انتقال می‌دهند.

به طور منسجم با روش استاندارد DSGE، مدل‌های FAM مانند، بیشتر از طریق فرایند پایه‌گذاری اقتصاد خرد از معادلات کل بدست می‌آیند. این مدل‌ها در ابتدا توسط برنانکه و گرتلر (۱۹۸۹) ارائه شد و

سپس توسط نویسندگان دیگری مانند کریستینو و دیگران توسعه داده شده است (۲۰۱۳). مکانیزم شتاب دهنده وقتی از منظر اقتصاد کلان در نظر گرفته شود تاحدودی ساده به نظر می‌رسد. با بازرسی دقیق، با این وجود راهی برای محاسبه پسماند اجزای خروجی است. نکته این است که در مواردی که مساوی هستند، نرخ رشد طبیعی اقتصاد تابعی از حق بیمه ریسک تعیین شده (P) نسبت به نرخ بهره بدون ریسک در وام‌ها است. هرچه میزان ریسک بیشتر (کمتر) باشد، سرعت مصرف، سرمایه‌گذاری، صادرات خالص و (از این رو) رشد تولید طبیعی پایین-تر (بالاتر) بود. بنابراین، به صورت رسمی، می‌توانیم تغییر در تولید طبیعی را به عنوان یک تابع خطی از ریسک تعریف کنیم:

$$\Delta y_t^N = \varphi_1 \cdot P_t, \quad \varphi_1 < 0 \qquad (۲۸)$$

از طرف دیگر، با کاهش ملزومات اعتبار و یا افزایش ارزش بازار وثیقه‌های نگهداری شده توسط وام گیرندگان، حق بیمه کاهش می‌یابد. این امر بیشتر هنگامی اتفاق می‌افتد که اقتصاد با سرعت پایدار رشد کند. در نتیجه، ریسک می‌تواند به عنوان یک تابع کاهش شکاف تولید بیان شود:

$$\Delta P_t = \varphi_2 \cdot (p_E \cdot \Delta NW + \Delta p_{NW} \cdot NW_{t-1}) = \varphi_3 \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N) \text{ , } (۲۹)$$

$$\varphi_2, \varphi_3 < 0$$

که NW حجم وثیقه وام گیرندگان است (به معنای واقعی ، ثروت خالص شرکت‌ها) و p_{NW} متوسط قیمت آنها در بازار است. در نتیجه $p_{NW} \cdot \Delta NW$ تغییر در ارزش وثیقه‌ها و $\Delta p_{NW} \cdot NW_{t-1}$ میزان سود سرمایه است. هر دو مولفه در دوره رونق رشد می‌کنند، در نتیجه امکان کاهش حق بیمه را فراهم می‌کنند.

از دو معادله بالا نتیجه می‌شود که:

$$\Delta y_t^N = \varphi \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N), \qquad (۳۰)$$

$$\varphi = \varphi_1 \cdot \varphi_3 \text{ and } 0 < \varphi < 1$$

معادله بالا نشان می‌دهد که خروجی طبیعی به خروجی جریان بستگی مثبت دارد. به عبارت دقیق‌تر، اولی با گذشت زمان به دومی تنظیم می‌شود و سرعت تنظیم با پارامتر φ تعریف می‌شود. هرچه φ بالاتر باشد، تنظیمات سریعتر است (مکانیزم هیسترزیس مشابه). اگر φ یونیت باشد، خروجی طبیعی برابر است با جریان تاخیر. اگر φ نول باشد، مدل به یک معیار فرو می‌ریزد. پسماند یا مدل افزایش یافته با حق بیمه به شرح زیر است:

$$y_t = y_t^N + a_{10} + a_{11} \cdot y_{t-1}^g + a_{12} \cdot \pi_{t-1} + a_{13} \cdot r_{t-1} + b_{11} \cdot y_{t-2}^g + b_{12} \cdot \pi_{t-2} + b_{13} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{1t} \quad (۳۱)$$

$$\pi_t = a_{20} + a_{21} \cdot y_{t-1}^g + a_{22} \cdot \pi_{t-1} + a_{23} \cdot r_{t-1} + b_{21} \cdot y_{t-2}^g + b_{22} \cdot \pi_{t-2} + b_{23} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{2t} \quad (۳۲)$$

$$r_t = a_{21} + a_{31} \cdot y_{t-1}^g + a_{32} \cdot \pi_{t-1} + a_{33} \cdot r_{t-1} + b_{31} \cdot y_{t-2}^g + b_{32} \cdot \pi_{t-2} + b_{33} \cdot r_{t-2} + \varepsilon_{3t} \quad (۳۳)$$

$$y_t^g = y_t - y_t^N \quad (۳۴)$$

$$y_t^N = y_{t-1}^N + \varphi \cdot (y_{t-1} - y_{t-1}^N), \quad (۳۵)$$

$$0 < \varphi < 1$$

(لگاریتم) خروجی طبیعی، y_t^N ، به عنوان تابعی از (لگاریتم) خروجی جریان، y_t، به جای اینکه از طریق تابع خطی (لگاریتم) تولید ناخالص داخلی واقعی بدست آید، مدل می‌شود.

براساس موارد گفته شده توابع مطلوبیت برای بخش های مورد مطالعه به شرح زیر است:

$$\mathcal{L}_t = \max_{K_{j,t}^e; H_{j,t}^e; L_{j,t}^e} E_\cdot \sum_{t=\cdot}^{\infty} \beta^t \left[\frac{\varepsilon_{z,t} K_{j,t-1}^{\alpha} H_{j,t}^{1-\alpha}}{X_{j,t}} + \frac{L_{j,t}^e}{P_t^d} - \frac{I_{j,t-1}^e L_{j,t-1}^e}{P_t^d} - \frac{W_t}{P_t^d} H_{j,t}^e - \left(K_{j,t}^e - (1-\delta_e) K_{j,t-1}^e\right) - \kappa_i \left(\frac{I_{j,t}}{K_{j,t-1}} - \delta_e\right)^2 \frac{K_{j,t-1}}{(2\delta_e)} - D v_{\psi,jt}^e \right] + \lambda_t^e \left[\nu_{e,jt} \left(\phi_k \frac{Q_{t+1}^k}{P_t^d} K_t + (1-\phi_k) \frac{Q_{t+1}^{\psi}}{P_t^d} \Psi_j^e \right) - \frac{R_{t-1}^l L_t^e}{P_t^d} \right], \quad (۳۶)$$

$$(P_t^c)^{1-\eta_c} = (1-\alpha_c)(P_t^{dc})^{1-\eta_c} + \alpha_c (P_t^{fc})^{1-\eta_c} \quad (۳۷)$$

$$(c_{t+1}^b - \zeta c_t^b)^{-\gamma^b} = E_t U_{c,t+1}^b = E_t \lambda_{t+1}^b \quad (۳۸)$$

$$E_t \frac{\lambda_t^b}{\lambda_{t+1}^b} = E_t \frac{U_{c,t}^b}{U_{c,t+1}^b} = \frac{(c_t^b - \zeta c_{t-1}^b)^{-\gamma^b}}{(c_{t+1}^b - \zeta c_t^b)^{-\gamma^b}} = \beta^b E_t \frac{R_t^l}{\pi_{t+1}^c} \quad (۳۹)$$

$$(c_{t+1}^s - \zeta c_t^s)^{-\gamma^s} = E_t U_{c,t+1}^s = E_t \lambda_{t+1}^s$$

$$E_t \frac{\lambda_t^s}{\lambda_{t+1}^s} = E_t \frac{U_{c,t}^s}{U_{c,t+1}^s} = \frac{(c_t^s - \zeta c_{t-1}^s)^{-\gamma^s}}{(c_{t+1}^s - \zeta c_t^s)^{-\gamma^s}} \quad (۴۰)$$

(۴۱)

$$E_{\cdot}\sum_{t=\cdot}^{\infty}\beta^{t}\left[\frac{1}{1-\gamma^{t}}(c_{t}^{t}-\zeta c_{t-1}^{t})^{1-\gamma^{t}}-\frac{(H_{t}^{t})^{1+\eta}}{1+\eta}+\frac{\varepsilon_{m,t}}{1-\gamma_{m}}\left(\frac{M_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)^{1-\gamma_{m}}+aLn\left(\frac{D_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)+\varepsilon_{\psi,t}Ln\left(\frac{Q_{t}^{\psi}\psi_{t}^{t}}{P_{t}^{c}}\right)\right]$$

ایده اصلی در این بخش این است که سرمایه‌گذاری و تولید به عنوان مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی به طور اساسی تحت تأثیر سلامت مالی قرار می‌گیرند و این روند اخیر به طور همزمان پیش می‌رود. بنابراین، هرچه ارزش بازاری دارایی‌های مالی کمتر (بیشتر) باشد، ریسک بانک‌ها (و / یا سایر واسطه‌های مالی غیر بانکی) بالاتر (پایین‌تر) است. در نتیجه مصرف پایین‌تر (بالاتر)، سرمایه‌گذاری فعلی و تولید (و صادرات خالص) کمتر بود. توجه داشته باشید که در مدل‌های DSGE، این تأثیر غیر مستقیم تغییر در تخصیص بهینه بین خانگی مصرف و عرضه نیروی‌کار است. با این حال، در سطح اقتصاد کلان، می‌توان آن را به عنوان تأثیر مستقیم تغییر نرخ بهره بر سرمایه‌گذاری و سایر مولفه‌های برونزای تقاضای کل تفسیر کرد.

جدول (۱)، خلاصه آمارهای پسین منطبق را برای همه‌ی پارامترهای تخمین زده شده، گزارش می‌کند که در داخل چندین گروه ساختاری تقسیم شده است.

جدول ۱. نتایج حاصل از برآورد پارامترهای مدل

بخش	انحراف معیار توزیع پسین	میانگین توزیع پسین	میانگین توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	نوع توزیع پیشین	نماد پارامترها	پارامتر
پارامترهای خانوارها	۰.۰۱	۰.۱۰۳۸	۰.۱۰۸۲	۰.۱۸۹	گاما	*gamma_s*	γs
	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۳۷	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸	گاما	*gamma_b*	γb
	۰.۰۰۳	۰.۱۸۸	۰.۰۰۲	۰.۱۸	بتا	*zeta*	ζ
	۰.۰۰۳	۰.۱۰۹۷	۰.۰۰۸	۰.۱۰۹۵	بتا	*Nu_h*	vh
	۰.۰۰۱۵	۰.۷۲۰۳۵	۰.۰۸	۰.۷۲۰۳۷	گاما	*gamma_m*	γm
	۰.۰۰۱۸	۰.۷۲۰۱۲	۰.۰۰۲	۰.۷۲۰۱	گاما	*eta*	η
	۰.۰۰۳۹	۰.۱۸۲	۰.۰۰۲	۰.۱۸	بتا	*phi_w*	ϕW
	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۷۸	۰.۰۰	۰.۰۰۱	گاما	*alpha_c*	αc

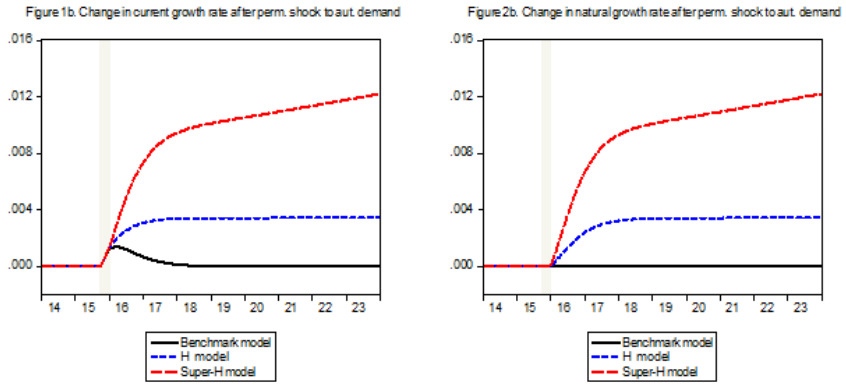
پارامتر	نماد پارامترها	نوع توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین	بخش
θR	*theta_R*	بتا	۰.۱۰۹۸	۰.۰۰۲	۰.۱۰۳۷	۰.۰۰۱	پارامترهای بنگاهها
γp	*gamma_p*	گاما	۰.۱۰۹۱	۰.۰۰	۰.۱۰۹۲	۰.۰۰۲	
α	*alpha*	گاما	۰.۱۰۸۲	۰.۰۰	۰.۱۰۳۸	۰.۰۸	
δe	*delta_e*	گاما	۰.۰۰۸۲	۰.۰۰۲۹	۰.۰۸۵	۰.۰۰۱	
κi	*kappa_i*	گاما	۰.۳۳۰۱	۰.۰۰۲	۰.۳۳۰۲	۰.۱۰۳۳	
νe	*Nu_e*	بتا	۰.۱۸۵	۰.۰۸	۰.۱۸۹	۰.۰۰۳	
ϕk	*phi_k*	بتا	۰.۱۰۸	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸۸	۰.۰۰۳	
αi	*alpha_i*	گاما	۰.۱۰۳۵	۰.۰۰۹	۰.۱۰۳۹	۰.۰۰۷	
گاما	*pi_apkap*	$\pi\kappa$	۰.۱۰۸۷	۰.۰۰۲	۰.۱۰۸۲	۰.۰۰۲	سیاست پولی
گاما	*y_apkap*	$y\kappa$	۰.۱۰۳۲	۰.۰۰	۰.۱۰۸	۰.۰۰۸	
$\rho\psi$	*rho_psi*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱	۰.۱۰۷	۰.۰۰۱۳	ضرایب AR(1) برخی از متغیرهای درونزا
ρvh	*rho_nuh*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۹	۰.۱۰۸۳	۰.۰۰۳	
ρve	*rho_nue*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۷۲	۰.۰۰۱۸	
ρp	*rho_p*	بتا	۰.۱۸	۰.۱۸۲	۰.۱۰۲۵	۰.۰۰۲	
ρz	*rho_z*	بتا	۰.۱۰۹۵	۰.۰۰۱۸	۰.۱۰۷۸	۰.۰۰۱	
ρor	*rho_or*	گاما	۰.۰۰۱	۰.۰۰	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱۵	
ρm	*rho_m*	بتا	۰.۱۰۲	۰.۰۸	۰.۱۸۸	۰.۰۰۳	
ρex	*rho_ex*	گاما	۰.۱۰۹	۰.۰۰	۰.۱۰۹۱	۰.۰۰۸	
$\rho\Theta$	*rho_theta*	گاما	۰.۱۰۸۲	۰.۰۸	۰.۱۰۸	۰.۰۰	
$\sigma\psi$	*SE_epsilon_psi*	گامای معکوس	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۱۸	۰.۰۰۱۲	۰.۰۰۱۱۱	انحراف معیار شوکها

پارامتر	نماد پارامترها	نوع توزیع پیشین	انحراف معیار توزیع پیشین	میانگین توزیع پیشین	میانگین توزیع پسین	انحراف معیار توزیع پسین	بخش
σvh	*SE_epsilon_nuh*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱۸	۰.۰۰۱۷	۰.۰۰۱۱	
σve	*SE_epsilon_nue*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۲۱	۰.۰۰۱۱	
σp	*SE_epsilon_p*	گامای معکوس	۰.۰۰۱۵	۰.۰۰۱۱۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۱۳	
σz	*SE_epsilon_z*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۳	۰.۰۸	۰.۰۰۱۱	
σor	*SE_epsilon_or*	گامای معکوس	۰.۰۰	۰.۰۸	۰.۰۰۱	۰.۰۰۸	
σex	*SE_epsilon_ex*	گامای معکوس	۰.۰۰۱	۰.۰۰۱۱	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱۱	
$\sigma m2$	*SE_epsilon_m2*	گامای معکوس	۰.۰۰	۰.۰۰۲	۰.۰۰۲	۰.۰۰۱	
$\sigma\Theta$	*SE_epsilon_theta*	گامای معکوس	۰.۰۸	۰.۰۰۲	۰.۰۰۳	۰.۰۰۱۹	

منبع: یافته‌های پژوهش

پاسخ مدل به شوک موقتی توسط خطوط نقطه‌ای آبی در شکل ۴ و ۳ در نظر گرفته می‌شود. فرض می‌کنیم $\varphi = 0.5$ ، به این معنی که کم وبیش چهار سال طول می‌کشد تا شوک جذب شود (در مقایسه با خط پایه). یک شوک مثبت، اگرچه موقتی، تقاضا خالص ثروت وام گیرندگان را افزایش می‌دهد، در حالی که ریسک را کاهش می‌دهد، در نتیجه منجر به افزایش رفتارهای وام‌دهی می‌شود. این افزایش باعث تحریک بیشتر سرمایه-گذاری و تولید می-شود. از یک طرف، اثر فزاینده بر خروجی جریان توسط مکانیزم شتاب دهنده بزرگ می‌شود. تغییر در نرخ رشد فعلی اکنون بسیار شدیدتر است و مدت بیشتری ادامه دارد. از طرف دیگر، پایان شوک (محرک مالی) دیگر به یک مرحله مغلوب منجر نمی‌شود، زیرا تعادل طبیعی اقتصاد تغییر کرده است. به طور مشابه، هنگامی که شوک منفی به تقاضای کل وارد شود، رکود خود تغذیه‌ای رخ می‌دهد. در مقابل، با توجه به ساختار مدلی که ما آزمایش کردیم، تأثیر بر نرخ تورم و نرخ بهره با تأثیر بر مدل معیار تفاوتی ندارد. واقعیت این است که نرخ تورم و نرخ بهره

هنوز به شکاف تولید بستگی دارد و همین شکاف تولید اکنون با ترکیبات بی نهایت تولید فعلی و تولید طبیعی سازگار است. این پیامدهای چشمگیری برای بانکداری مرکزی دارد.



شکل ۳ و ٤. پاسخ مدل به شوک موقتی

یافته‌های پژوهش

مورد مداخله دائمی (شکل های ۵ و ۴) پس از محاسبه هیسترزیس، تغییر در نرخ رشد فعلی ناشی از تغییر دائمی در موضع سیاست های مالی ماهیت دائمی پیدا می کند. این به نوبه خود، تغییر دائمی در نرخ رشد طبیعی را به دنبال دارد.

افزون بر این اگر فرض بر این باشد که حتی φ نیز به صورت چرخشی پیش می‌رود، یک رانش در سرعت رشد تولید نشان می‌دهد. این به معنای اصلاح مدل بالا با اضافه کردن سه معادله زیر است:

$$\varphi = \varphi_{-1} + \gamma \cdot y_{t-1} \qquad (۴۱)$$

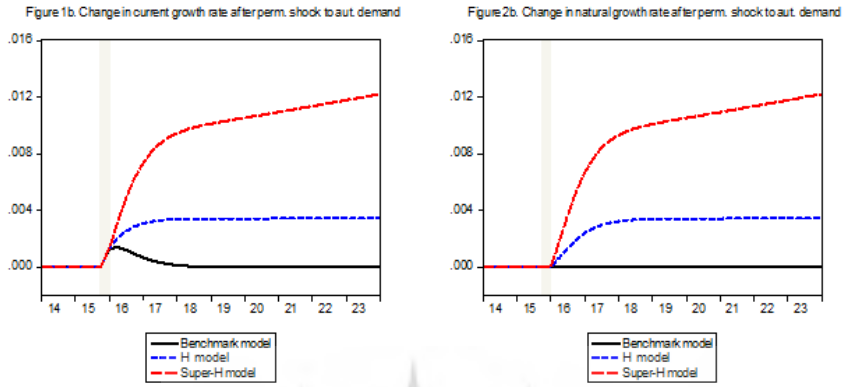
$$\rho = \eta_0 - \eta_1 \cdot NW_{t-1} \qquad (۴۲)$$

$$NW_t = \omega_0 + \omega_1 \cdot NW_{t-1} + \omega_2 \cdot y_{t-1} \qquad (۴۳)$$

که در آن معادله اول نشان می‌دهد که تغییر در سرعت تعدیل به سطح تولید بستگی دارد، معادله دوم نشان می‌دهد که با افزایش ارزش خالص وثیقه وام گیرندگان، ضریب ریسک کاهش می‌یابد، در معادله سوم آمده است که ارزش وثیقه‌ها از نظر چرخشی $\eta_0, \eta_1, \omega_0, \omega_1, \omega_2 > 0$ پارامترهای مدل اضافی هستند.

سیستم جدید یک اثر هیسترزیس شدید را نشان می‌دهد، که توسط خط قرمز تکه شده در شکل ۵و ۶ترسیم شده است. ما این مدل جدید را «مدل Super-H» نامیدیم، زیرا با شتاب

طولانی مدت در خروجی جریان و طبیعی مشخص شده است. وقتی چندین مکانیزم پسماند – شتاب دهنده مالی، تداوم بیکاری، اثرات قفل شدن فناوری و غیره – با هم تعامل داشته باشند، این رفتار را تقلید می کند. شکل ۷ ساختارهای مدل را نشان می‌دهد.



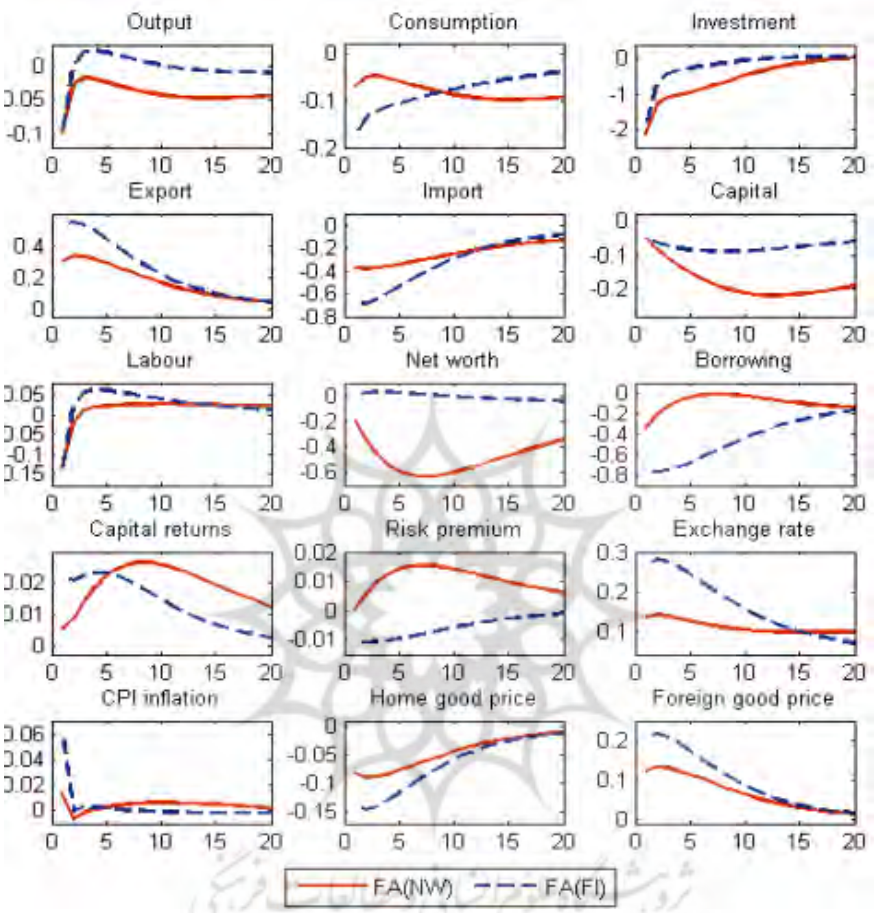
شکل ۵ و ۶:اثر هیسترزیس

منبع: یافته‌های پژوهش

افزایش غیرمنتظره سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای به ایجاد نااطمینانی در بازار مالی می‌انجامد و این امر ممکن است منجر به انقباض تولید از طریق افزایش هزینه وام‌های دریافت شده توسط سرمایه‌گذاران غیرحرفه ای و کارآفرینان و انقباض کلی تقاضای کل و تغییر تقاضا از تقاضای داخلی به تقاضای خارجی شود. با این حال، اختلاف بین این دو مدل در کانال از شوک‌های مالی به هزینه کارآفرینان و سرمایه‌گذاران برای وام‌های دریافتی و نرخ واقعی ارز نهفته است. به این معنی که، در حالیکه یک شوک به ارزیابی از میزان نااطمینانی مالی ایجاد شده در بازارهای مالی توسط سرمایه‌گذاران و کارآفرینان از طریق نسبت متوسط کارآفرینان و سرمایه‌گذاران (حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای) در مدل FA (NW) به بخش واقعی منتقل می‌شود، یک شوک به نرخ بهره به بخش واقعی با تأثیر مستقیم بر شرایط وام گرفتن و نرخ اسمی ارز در مدل ایجاد می‌شود.

بر این اساس، حق بیمه و ارزش سرمایه کارآفرینان و همچنین سرمایه‌گذاران به طور غیرمستقیم در مدل FA (FI) مورد بررسی قرار می‌گیرد، در حالی که آنها نقشی اساسی در روند انتشار شوک در مدل FA (NW) دارند. به طور کلی ، علی رغم نتایج مشابه در مدل، حالت FA (NW) ممکن است به عنوان ارائه توضیح سیستماتیک‌تر در مورد بحران ناگهانی

مالی ارزیابی شود، زیرا تغییرات واقعی در اقتصاد بازارهای مالی را به بخش‌های واقعی اقتصاد مرتبط می‌کند. شوک‌های ایجاد شده، از طریق کانال‌های مختلف به بازارهای مالی و همچنین بخش‌های واقعی اقتصاد مرتبط می‌شود.



شکل۷. توابع واکنش آنی در برابر شوک روانی کارگزاران

منبع: یافته‌های پژوهش

بحث و نتیجه گیری

هدف این پژوهش بررسی برخی از تحولات و نااطمینانی ناشی از فعالیت سرمایه‌گذاران حرفه‌ای و غیرحرفه‌ای در بازارهای مالی و تأثیر آن در متغیرهای اقتصاد کلان است. نکته این است که گفته می‌شود ورود اصطکاک‌ها و نااطمینانی‌های مالی در مدل معیار NCM از طریق

FAM به اصطلاح توضیح دهنده افزایش تأثیر بازارهای مالی در اقتصاد دنیای واقعی است. با این حال، با بررسی دقیق‌تر، FAM به اندازه یک روش غیرمستقیم برای حساب کردن هیسترزیس به اصطلاح «میزان طبیعی» خروجی، سازوکار مالی نیست. ما با برآورد مدل کاهش یافته NCM-DSGE و با استفاده از شبیه‌سازی‌های رایانه‌ای برای مقایسه پویایی کلان مدل NCM-DSGE معیار و رفتار یک مدل تقویت شده با اصطکاک‌های مالی، در مورد مفاهیم بحث کردیم. این ابزار تحلیلی ساده این استدلال را فراهم می‌کند که بانک مرکزی باید ثبات مالی را دنبال کند نه اینکه به سادگی ثبات قیمت را داشته باشد و رشد فعلی را به جای شکاف تولید هدف قرار دهد.

بر این اساس، در ادامه این پژوهش، در ابتدا خلاصه‌ی از مدل معیار NCM ارائه شد. سپس مکانیک مدل از طریق برآورد تجربی و تمرینات شبیه‌سازی رایانه بررسی شد. در بخش بعدی ویژگی‌های اصلی FAM را به عنوان شاخه‌ی مستقل از NKE بررسی کرده و به این منظور، یک مکانیسم شتاب دهنده مالی به مدل استاندارد NCM اضافه شده است و از طریق نااطمینانی در بازارهای مالی تأثیر آن بر ترازنامه وام دهندگان (به عنوان مثال بانک‌های تجاری و سرمایه‌گذاری) و وام گیرندگان (به عنوان مثال شرکت‌های مالی) و متغیرهای کلان اقتصادی مورد بررسی قرار گرفت. سپس در مورد نقش بانک مرکزی در یک مدل NCM تقویت شده با مباحث مربوط به نااطمینانی بحث شد. بنابراین هرگونه مداخله‌ای که ثروت خالص وام گیرندگان را تثبیت کند ممکن است به خنثی سازی اثرات بی ثبات کننده نااطمینانی‌های مالی کمک کند. در مقابل، تمرکز بر شکاف تولید و ثبات قیمت می‌تواند بسیار گمراه کننده باشد، زیرا همان شکاف تولید با ترکیبات بی نهایت رشد فعلی و رشد طبیعی سازگار است.

نتایج حاصل از پژوهش نشان می‌دهد که هر چه بازار سرمایه کشورها سهم بیشتری در اقتصاد داشته باشند، درآمد سرانه حقیقی افزایش و نرخ‌های تورم پایین‌تر خواهد بود و بنابراین می‌توان به دلیل تخصیص بهینه منابع و تأمین مالی بلندمدت سرمایه‌گذاری‌ها انتظار عملکرد مطلوبتری از اقتصاد داشت. در ادامه به بررسی روند سری زمانی متغیرهای بازار بورس و اقتصاد کلان در ایران در دوره ۱۳۹۰ تا ۱۳۹۹ و همچنین بررسی روابط همبستگی و علّی میان آنها پرداخته شده است. علی‌رغم چیرگی برتر بانک‌ها در نظام تأمین مالی کشور، بازار سرمایه می‌تواند سهم بیشتری در اقتصاد ملّی ایفا کند و این به اهتمام دولت، بانک مرکزی و همه سازمان‌ها و نهادهای اقتصادی نیاز دارد.

در این پژوهش، با درنظر داشتن مبانی نظری و پیشینه پژوهش یک مدل DSGEکینزین جدید اقتصاد باز کوچک برای حل مساله نااطمینانی در بازارهای مالی بر بخش‌های واقعی کلان برای اقتصاد ایران طراحی شده است. این مدل شامل خانوارها، بانک‌ها، بنگاه و دولت است. پس از محاسبات مقادیر تعادلی بلندمدت و لگاریتم-خطی کردن مدل در بخش آخر با مقداردهی به پارامترهای مدل بر اساس منابع آماری و محاسبات پژوهش و مطالعات پیشین، یافته‌های شبیه سازی مدل ناشی از توابع ضربه-واکنش شوک‌های مختلف به ویژه شوک بازار سهام و اعتباری تجزیه و تحلیل شده است. یافته‌های حاصل از توابع ضربه-واکنش این پژوهش بیانگر آن است مکانیسم‌های اثرگذاری معرفی شده در مدل بیانگر آن است که یک شوک شاخص بازار سهام از طریق اثرات ثروت، کانال اعتباری و ترازنامه بانک‌ها بر متغیرهای اقتصاد کلان ایران همچون مصرف، سرمایه‌گذاری، تولید، انباشت سرمایه، حجم سپرده‌ها و وام‌ها و نرخ تورم اثر می‌گذارند. هر چند که در برخی موارد این اثرات پایدار نیستند و متغیرها پس از واکنش اولیه به سرعت به سمت سطوح تعادلی و بلندمدت پیشین باز می‌گردند. اما به طور کلی و با اینکه سهم بازار سرمایه در اقتصاد ایران کوچک است، این اثرات می‌تواند برای سیاستگذار اقتصادی و پولی که به شدت با محدودیت منابع و اهداف بلند پروازانه توسعه اقتصاد ملّی روبرو است، مورد توجه قرار بگیرد.

نتایج محاسبه اثر معامله گران حرفه‌ای و غیر حرفه‌ای که از دو روش مختلف به‌دست آمده‌اند نشان می‌دهد که:

سرمایه گذاران حرفه‌ای دارای اثر منفی و معنی‌دار بر نااطمینانی و تلاطم بازار مالی است، بدین معنی که معامله‌گران حرفه‌ای، سبب کاهش نوسان و آشفتگی بازارهای مالی خواهد شد.

سرمایه‌گذاران غیرحرفه‌ای دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر نوسان و آشفتگی بازارهای مالی است، بدین معنی که افزایش غیرحرفه‌ای بودن معامله‌گران منجر به افزایش نوسان بازار مالی خواهد شد.

بنابراین با توجه به نتایج بدست آمده، فرضیه معنی‌داری اثر معامله‌گران اخلال‌زا بر افزایش نوسان و آشفتگی تأیید شده و شدت تأثیر چشمگیری دارد، ولی با توجه به مشکلات ساختاری در اقتصاد ایران وجود تاثیر معامله‌گران اخلال زا و رفتار کارگزاران بر ایجاد نااطمینانی در بازارهای مالی نسبت به سایر تاثیرات، چشمگیر نبوده و می‌بایست به رفع مشکل در سایر متغیرها نظیر مشکلات اقتصادی و مناقشات سیاسی روی آورد. همچنین در زمینه تاثیر نااطمینانی مالی

بر اشتغال، سرمایه‌گذاری و رشد اقتصادی نیز می‌توان گفت وجود نااطمینانی مالی موجب کاهش میزان اشتغال، کاهش رشد اقتصادی و کاهش سرمایه‌گذاری می‌شود ولی چگونگی اثر این متغیر بر متغیرهای کلان قابل بحث است، زیرا این شرایط با توجه به وجود سایر مشکلات اقتصادی در ایران، نتایج غیره منتظره‌ای را ایجاد کرده است.

بنابراین مجموعه یافته‌های شبیه‌سازی و برآورد بیانگر آن هستند که فرضیه این پژوهش تأیید می‌شود و شواهد کافی برای اثرگذاری بازار سرمایه به ویژه بورس اوراق بهادار بر متغیرهای بخش حقیقی و اسمی اقتصاد ایران وجود دارد و بنابراین سیاست‌گذاران اقتصادی باید این پیوندها و ارتباطات را در تصمیم‌سازی‌های خود مورد توجه قرار دهند. سرانجام، با استفاده از یافته‌های شبیه‌سازی اثرات سیاست پولی بر پویای‌های بازار بورس بررسی شده است. بدین منظور دو سناریو برای واکنش سیاست پولی (نرخ رشد حجم نقدینگی) به شوک‌های بازار سرمایه در نظر گرفته شده است. یافته‌های این پژوهش بیانگر آن است که واکنش بانک مرکزی نسبت به نرخ رشد شاخص کل بازار سرمایه در برابر واکنش به انحراف شاخص کل از سطح تعادلی بلندمدت آن می‌تواند در کم دامنه نمودن اثرات حقیقی شوک‌های بازار سرمایه بر متغیرهای اقتصاد کلان موثرتر باشد. زیرا بانک مرکزی وضعیت بازده دارایی‌ها در سایر بازارهای موازی همچون ارز، سطح قیمت‌ها و سپرده و وام را کنترل می‌کند و بنابراین واکنش به پویایی‌های هیجانی بازده بازار در برابر واکنش به سطح شاخص بازار، ثبات اقتصاد کلان را بیشتر تضمین می‌کند.

پیشنهادهایی برای انجام پژوهش‌های آتی

با توجه به اهمیت موضوع سرریز نوسانات در بین بازارهای مالی، به نظر می‌رسد انجام پژوهش‌های بیشتر و با در نظر گرفتن جوانب دیگر به روشن شدن این موضوع کمک کند از جمله بررسی تاثیر بازارهای مالی مختلف بر مالکیت نهادی و نقدینگی شرکت های عضو در بازار بورس و اوراق بهادار تهران با در نظر گرفتن اندازه شرکت، سن شرکت و نوع صنعت و استفاده از سایر سازو کارهای موثر در تصمیم سرمایه گذاران نظیر انتظارات عقلایی، نرخ بازده مورد انتظار، تورم انتظاری.

منابع

سعیدی، پرویز و امیری، عبدالله (۱۳۸۹)، " بررسی رابطه متغیرهای کلان اقتصادی با شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مدل سازی اقتصادی*، سال دوم، شماره۲.

شریعت پناهی، مجید و بیاتی، مصطفی (۱۳۸۵)، "بررسی رابطه تورم و شاخص قیمت سهام و شاخص بازده نقدی قیمت سهام بورس اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شماره ۱۳،بهار.

شیر نژاد، لیلا؛ خردیار، سینا و چیرانی، ابراهیم (۱۴۰۰)،" بررسی رفتار سرمایه‌گذاران در انتخاب سطوح تکنولوژی و قابلیت پیش‌بینی بازده سهام با استفاده از نظریه قیمت‌گذاری نادرست". *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره۱۴، شماره۵۳، بهار.

طریقی، سمانه؛ و ترابی، تقی؛ معمارنژاد، عباس و غفاری، فرهاد. (۱۳۹۷). بررسی اثرات نااطمینانی در متغیرهای حقیقی و پولی منتخب بر بازدهی بازار سرمایه(مطالعه موردی بورس اوراق بهادار تهران). *اقتصاد کاربردی*, ۸(۲۶), ۱۷-۲۸.

عباسیان، عزت اله؛ رهنمای رودپشتی، فریدون؛ توکلی بغداد آبادی، محمد رضا (۱۳۸۷)، " بررسی کارکرد تکنیک قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای کاهش دهنده در بازار اوراق بهادار تهران"، *فصلنامه تحقیقات مالی*، شماره ۲۰ پاییز و زمستان.

هامونی، امیر و صاحبقرانی، امیر عباس (۱۳۹۹)،" الگوی تدوین آیین رفتار حرفه‌ای مؤسسات رتبه‌بندی اعتباری در بازار سرمایه ایران" *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، دوره ۱۳، شماره ۵۲، زمستان.

References

Abbasian, Ezat Elah, Rahnamai Roudpashti, Fereydoun, Tawakoli Baghdadabadi, Mohammad Reza (2007), "Evaluation of the Function of Pricing Technique of Reducing Capital Assets in Tehran Securities Market", *Financial Research Quarterly,* No. 20 Fall and Winter . (In Persian).

Al-Fayoumi, N.A. (2009). Oil prices and stock market returns in oil importing countries: the case of Turkey, Tunisia and Jordan. European Journal of Economics, *Finance and Administrative Sciences*, 16, 84-98.

Antonakakis, N., & Filis, G. (2013). "Oil prices and stock market correlation: a time vayring approach", *International Journal of Energy and Statistics*, 17-19.

Arellano, C., Bai, Y., Kehoe, P., 2010. Financial markets and fluctuations in uncertainty. Federal Reserve Bank of Minneapolis Working Paper.

Bacchetta, P., Caminal, R., 2000. Do Capital Market Imperfections Exacerbate Output Fluctuations? *Eur. Econ.* Rev. 44 (3), 449–468.

Baker, M., & Wurgler, J. (2006), "Investor Sentiment and the Cross-section ofStock Returns", *Journal of Finance,* 61, PP. 1645-1680.

Basu, S., Bundick, B., 2012. Uncertainty shocks in a model of effective demand. Tech. rep., National Bureau of Economic Research.

Belén Nieto, Gonzalo Rubio, (2021). The risk aversion and uncertainty channels between finance and macroeconomics, *Finance Research Letters*, 102188, ISSN 1544-6123, https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102188.

Choudhry, T., 2003. Stock market volatility and us consumer expenditure. *J. Macroeconomic*. 25 (3), 367–385

Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2013. Risk shocks. National Bureau of Economic Research.

Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2013. Risk shocks. National Bureau of Economic Research.

Chung, H., & Shin, K.-s. (2018). Genetic Algorithm-Optimized Long Short-Term Memory Network for Stock Market Prediction. Sustainability, 10, 3765.

De Long, J.B., Shleifer, A., Summers, L.H., Waldmann, R.J., 1990. Noise trader risk in Financial Markets. *J. Polit. Econ*., 703–738.

Fama, E. F. (1965). The behavior of stock-market prices. *The Journal of Business,* 38, 34–105.

Feuerriegel, S., & Gordon, J. (2018). Long-term stock index forecasting based on text mining of regulatory disclosures. *Decision Support Systems*, 112, 88-97.

Gatti, D.D., Di Guilmi, C., Gallegati, M., Giulioni, G., 2007. Financial fragility, industrial dynamics, and business fluctuations in an agent-based model. *Macroecon. Dyn.* 11 (S1), 62–79.

Gatti, D.D., Gallegati, M., Greenwald, B., Russo, A., Stiglitz, J.E., 2010. The Financial Accelerator in an Evolving Credit Network. *J. Econ. Dyn. Control* 34 (9), 1627–1650.

Gilchrist, S., Sim, J. W., Zakrajsek, E., 2014. Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics. Tech. rep., *National Bureau of Economic Research*.

Hamouni, Amir and Sahibgharani, Amir Abbas (2019), "The Model of Compilation of the Code of Professional Conduct of Credit Rating Institutions in the Iranian Capital Market", *Stock Exchange Quarterly,* Volume 13, Number 52, Winter. (In Persian).

Ian Dew-Becker, Stefano Giglio, Bryan Kelly, (2021). Hedging macroeconomic and financial uncertainty and volatility, *Journal of Financial Economics*, ISSN 0304-405X, https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.05.053.

Ibbotson, R. G. & Jaffe, J. F. (1975). Hot issue markets. *Journal of Finance*, 30(4), 1027-1042.

King, R. G., & Livine, R. (1993). Financial Inveternediation and Economic Development in Financial intermediation in the construction of Europe eds, 159-185.

Kiyotaki, N., Moore, J., 1997. Credit cycles. J. Polit. Econ. 105 (2), 211–248.

Ladric, Sandrine & Valerie Mignon (2008), "Oil Price and Economic Activity: an Asymmetric Cointegration Approach", *Journal of Energy Economics*, Vol. 30, pp. 847-855.

Maghyereh, A.; & A. Al-Kandari (2007), "Oil Price and Stock Markets in GCC Countries: New Evidence from Nonlinear Co-Integration Analysis", *Managerial Finance*, Vol. 33, PP. 449-460.

Mckinnon, R.I. 1973. Money and Capital in Economic Development. Brooking Investitution.

Michelle Lowry, G. William Schwert. (2002). IPO Market Cycles: Bubbles or Sequential Learning? *Journal of Finance*, 1171-1200.

Patrick, H.T. 1996. Financial Development and Economic Growth under Developed countries. Ceon, Devel, Culthang, PP, 147-189.

Sadorsky, Perry. (1999), "Oil price shocks and stock market activity" *Energy Economics*. (21), 449-469.

Saeedi, Parviz and Amiri, Abdullah (2009), "Investigating the Relationship between Macroeconomic Variables and the Total index of Tehran Stock Exchange", Economic Modeling Quarterly, second year, number 2. (In Persian).

Shariat Panahi, Majid and Bayati, Mustafa (2016), "Study on the Relationship between Inflation and Stock Price Index and Stock Price Cash Return Index of Tehran Stock Exchange", *Financial Accounting Experimental Studies Quarterly,* No. 13, Spring. (In Persian).

Shirnejad, Leila and Khordiar, Sina and Chirani, Ebrahim (1400), "Investigation of Investors' Behavior in Choosing Technology levels and Ability to Predict Stock Returns using Mispricing Theory". *Stock Exchange Quarterly*, Volume 14, Number 53, Spring. (In Persian).

Show, E.S. 1973. Financial Deeping in Economic Development. Newyork: Oxford University Press.

Tarighi, Samaneh. and Torabi, Taghi., and Mimarnjad, Abbas., and Ghaffari, Farhad. (2017). ''Examining the Effects of Uncertainty in Selected Real and Monetary Variables on Capital Market Efficiency (Tehran Stock Exchange case study)''. *Applied Economics,* 8(26), 17-28. (In Persian).

Trueman, B., 1988. A theory of noise trading in securities markets. J. Financ. 43 (1), 83–95.

U. Uygur, Oktay taş, (2012), Modeling the effects of investor sentiment and conditional volatility in international stock markets. *Finance economics*.

Verbeek, M. (2008), A guide to modern econometrics, Chichester, England, John Wiley & Sons. Zarour, Bashar Abu. (2006), "Wild oil prices, but brave stock markets! The case of GCC Stock markets", Operational Research. *An International Journal*. 6, 145-162.

Verma, R., Verma, P., 2007. Noise trading and stock market volatility. J. Multinatl. *Financ. Manag*. 17 (3), 231–243.

Weng, B., Ahmed, M. A., & Megahed, F. M. (2017). Stock market one-day ahead movement prediction using disparate data sources. *Expert Systems with Applications*, 79, 153-163.

Yun, T., 1996. Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. *J. Monet. Econ*. 37 (2), 345–370.

Zahra, Berradia, Mohamed, Lazaar. (2019). Integration of Principal Component Analysis and Recurrent Neural Network to Forecast the Stock Price of Casablanca Stock Exchange. Second International Conference on Intelligent Computing in Data Sciences (ICDS 2018). *ScienceDirect Procedia Computer Science* 148. PP 55–61.

Zhong, bao. Zhou, Meng. Gao, Qing. Liu Helu Xiao. (2020). forecasting stock price movements with multiple data sources: Evidence from stock market in China. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications. Volume 542, 123389. https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.123389.

COPYRIGHTS

This is an open access article under the CC BY-NC 4.0 license.