



University of
Sistan and Baluchestan



Investigating the Relationship Between Liquidity and Asset Prices in Iran's Financial Market with Bayesian Averaging Modeling

Kolsoom Naderpour¹ | Gholamreza Zamanian² | Mohammadnabi Shahikitash³
Mohammad Fayaz⁴

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. E-mail: k.naderpour@pgs.usb.ac.ir
2. Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. E-mail: zamanian@eco.usb.ac.ir
3. Professor, Department of Economics, Faculty of Management and Economics, University of Sistan and Baluchestan, Zahedan, Iran. E-mail: mohammadtash@eco.usb.ac.ir
4. PhD in Biostatistics from Shahid Beheshti University of Medical Sciences, Tehran, Iran, Email: mohammad.fayaz.89@gmail.com

Article Info

Article type:

Research Article

Article history:

Received: 1January

Revised in revised

form: 23February

Accepted: 1March

online: 1March

JEL:

C22, E42, D53, B24

Keywords:

Bayesian averaging approach;

liquidity; asset prices;

principal component analysis

ABSTRACT

Choosing a statistical model and accounting for uncertainty about this choice are important parts of the scientific process and are required for statistical tasks. For this purpose, in this study a comparison has been made between 10 Bayesian averaging methods to finding methods performed best across all the statistical tasks and these were the most computationally efficient. Furthermore, the principal component regression method has been applied using an extensive simulation study based on a wide range of data sets to evaluate the relationship between liquidity and asset prices. The results of the evaluation include 4 types of main components the first of which shows over 95% of the changes. In this study, the liquidity and exchange rate variables in the stock price index model and the liquidity, exchange rate and oil income variables in the housing price index model have the largest effect. The results achieved reveal that in stock price index modeling as well as housing price index modeling, the best models are obtained by applying principal component regression and AIC prior distribution. Therefore, the use of the principal component regression method and the AIC model as a basis for approximating the probabilities of the posterior model in this research is approved. The principal component analysis approach improved the performance of the regression model; considering the positive relationship and high coefficient of determination of liquidity with asset prices the results of this research can provide a justification for the central bank's decision-making authorities to pay attention to asset prices for the implementation of dynamic and different monetary policies.

Cite this article: Naderpour, K., Zamanian, Gh., Shahikitash, M., & Fayaz, M (2023). Investigating the Relationship Between Liquidity and Asset Prices in Iran's Financial Market with Bayesian Averaging Modeling. *Stable Economy Journal*, 3(4), 63-89. DOI: 10.22111/sedj.2023.44547.1295

© The Author(s).

Publisher: University of Sistan and Baluchestan

DOI: 10.22111/sedj.2023.44547.1295



بررسی ارتباط حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها در بازار مالی ایران با مدل‌سازی میانگین‌گیری بیزی

کلثوم نادرپور^۱ | غلامرضا زمانیان^۲ | محمدنبی شهیکی تاش^۳ | محمد فیاض^۴

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. رایانامه:

k.naderpour@pgs.usb.ac.ir

۲. نویسنده مسئول، دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. رایانامه: zamanian@eco.usb.ac.ir

۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. رایانامه: mohammadtash@eco.usb.ac.ir

۴. دکترای رشته آمار زیستی، دانشگاه علوم پزشکی شهید بهشتی تهران، تهران، ایران. رایانامه: mohammad.fayaz.89@gmail.com

اطلاعات مقاله	چکیده
نوع مقاله: مقاله پژوهشی	انتخاب یک مدل آماری و محاسبه عدم قطعیت در مورد این انتخاب بخش مهمی از فرآیند علمی است و برای کارهای آماری مورد نیاز است. برای این منظور، در این مطالعه مقایسه بین ۱۰ روش میانگین‌گیری بیزین صورت گرفته تا مدلی که در تمام وظایف آماری بهترین عملکرد را داشته و از نظر محاسباتی کارآمد بوده، انتخاب گردد. همچنین روش رگرسیون مؤلفه اصلی با استفاده از یک مطالعه شبیه‌سازی گسترده بر اساس طیف گسترده‌ای از مجموعه داده‌ها برای ارزیابی ارتباط بین حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها به کار گرفته شده است. نتایج ارزیابی، شامل ۴ نوع مؤلفه اصلی می‌باشد به طوری که مؤلفه اول بیش از ۹۵٪ تغییرات را نشان می‌دهد. در این مطالعه متغیرهای حجم نقدینگی و نرخ ارز در مدل شاخص قیمت سهام و متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ ارز و درآمدهای نفتی در مدل شاخص قیمت مسکن دارای بیشترین اثر می‌باشند. نتایج برآورد ۱۰ مدل مورد بررسی میانگین‌گیری بیزین نشان می‌دهد که در مدل‌سازی شاخص قیمت سهام و همچنین مدل‌سازی شاخص قیمت مسکن بهترین مدل‌ها با اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی و با توزیع پیشین AIC به دست می‌آیند. بنابراین استفاده از روش رگرسیون مؤلفه اصلی و مدل AIC به عنوان مبنایی برای تقریب احتمالات مدل پسین در این تحقیق مورد تأیید می‌باشد. رویکرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی باعث بهبود عملکرد مدل رگرسیون شد و با توجه به رابطه مثبت و ضریب تعیین بالای حجم نقدینگی با قیمت دارایی‌ها نتایج این تحقیق می‌تواند توضیحی برای توجه مراجع تصمیم‌گیری بانک مرکزی به قیمت دارایی‌ها جهت اجرای سیاست‌های پویا و متفاوت سیاست‌های پولی باشد.
تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۱۱/۱	
تاریخ ویرایش: ۱۴۰۱/۱۲/۴	
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۱/۱۲/۱۰	
تاریخ انتشار: ۱۴۰۱/۱۲/۱۰	
واژه‌های کلیدی: رویکرد میانگین‌گیری بیزین؛ حجم نقدینگی؛ قیمت دارایی‌ها؛ رگرسیون مؤلفه اصلی JEL : C22, E42, D53, B24	

استناد: نادرپور، کلثوم، زمانیان، غلامرضا؛ شهیکی تاش؛ محمدنبی و فیاض؛ محمد (۱۴۰۱). بررسی ارتباط حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها در بازار مالی

ایران با مدل‌سازی میانگین‌گیری بیزی. *اقتصاد باثبات*، ۲ (۳)، ۶۳-۸۹.

DOI: 10.22111/sedj.2023.44547.1295



۱. مقدمه

سیاست پولی یکی از بحث‌برانگیزترین حوزه‌های تحقیقاتی در اقتصاد مدرن است زیرا اختلاف نظرهای علمی هنوز در طیف گسترده‌ای وجود دارد. از جمله انتخاب ابزار خط مشی و استراتژی شناسایی آن، اهداف خط مشی، قواعد یا اختیارات سیاست بهینه برای دستیابی به چنین اهدافی، و مکانیسم‌های انتقال آن مواردی هستند که در تحقیقات مختلف مورد بحث و بررسی قرار می‌گیرند. پیامدهای اقتصادی یک سیاست پولی معین ثابت نبوده و در طول زمان به دلیل تحول شرایط اقتصادی، اجرای این سیاست‌ها نیز به طور قابل توجهی دچار تغییر شده است. علاوه بر این، بین درک پیامدهای اقتصادی ناشی از وضعیت‌های اقتصادی جدید و واکنش‌های سیاسی به این پیامدها شکاف وجود داشته و به همین دلیل، اقتصاددانان را ملزم به بازنگری در تئوری‌های بنیادی و پیشنهاد راه‌حلی جهت رفع این شکاف کرده است.

افزایش سریع قیمت دارایی‌هایی مانند سهام و مسکن، که در سال‌های اخیر در بسیاری از اقتصادها به طور همزمان رخ داده است، میزان توجه به اثرگذاری سیاست پولی بر قیمت دارایی‌ها را بیشتر کرده است. این موضوع نیاز به واکنش صحیح و مناسب مقامات بانک مرکزی و سیاست‌گذاران در این حوزه را می‌طلبد. چارچوب‌های سیاستی مورد استفاده بانک مرکزی در دهه‌های اخیر دستخوش تغییرات زیادی شده است. کارشناسان فعال در حوزه سیاست‌های بانک مرکزی در مورد اینکه برای اثربخشی بیشتر این سیاست‌ها باید از روش‌های جدید و خلاق استفاده کرد، هم عقیده می‌باشند. استفاده از رویکردهای علمی جهت تعیین خط‌مشی به سیاست‌گذاران کمک شایانی خواهد کرد (Elhwani, 2014).

هم چنین اتخاذ سیاست پولی متناسب با فضای اقتصادی در کشورهای در حال توسعه مانند ایران با چالش‌های مختلفی روبرو می‌باشد که در ادبیات موجود برای کشورهای توسعه یافته کمتر مورد توجه قرار گرفته است. در اصل، مدل‌های بانک‌داری اسلامی از نظر ماهیت و ترکیب دارایی‌ها و بدهی‌ها در مقایسه با مدل‌های متعارف متفاوت هستند (Nosheen and Rashid, 2019)؛ (Khaleequzzaman and Shah Rashid, 2017) به عنوان مثال، بانک‌داری اسلامی برخلاف بانک‌داری متعارف مبتنی بر ممنوعیت ربا عمل می‌کند. علاوه بر این، بانک‌های اسلامی بیشتر با فعالیت‌های واقعی اقتصادی مرتبط هستند و ملزم به سرمایه‌گذاری فقط در فعالیت‌های حلال می‌باشند (Rashid et al 2019).

ادبیات گسترده‌ای در مورد رابطه بین حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها وجود دارد. (Baks and Kramer, 1999) نسبتاً زود دریافتند که تأثیرات بین نقدینگی و قیمت دارایی قابل توجه

است. (Allen and Gale, 1998) به طور موثر اشاره کردند که شوک‌های نقدینگی می‌تواند باعث شود بانک‌ها مقادیر زیادی از دارایی‌های پرریسک خود را برای به دست آوردن نقدینگی کافی بفروشند، این ممکن است منجر به کاهش شدید قیمت دارایی‌ها و تشدید ریسک‌های سیستم مالی شود. علاوه بر این، نقدینگی مازاد می‌تواند باعث افزایش سرسام‌آور قیمت املاک و مستغلات شود (Zhang, 2017; Adalid, 2007). (Hu, Li and Liu, 2020) استدلال کرده‌اند که نقدینگی می‌تواند بر انتقال ریسک بین بازارهای کالا و سهام در هنگام استفاده از شاخص نقدینگی ترکیبی و پنج نوع مختلف معیار نقدینگی تأثیر بگذارد. علاوه بر این، (Nusret and Adam, 2021) بیشتر از داده‌های چند ملیتی استفاده می‌کنند تا دریابند که نقدینگی به شدت بر ارزش سهام می‌گذارد. بوری تأثیر می‌گذارد.

با توجه به این‌که به دلایل مختلف، رابطه بین ابزارهای سیاست پولی و اقتصاد واقعی ممکن است در اقتصادهای در حال توسعه ضعیف‌تر باشد باید با استفاده از ابزارهای مختلف پولی و متغیرهای مرتبط مؤثرترین ابزار را در این اقتصادها یافت چرا که تغییر شرایط اقتصادی در طول زمان ممکن است کاربرد یک ابزار را کاهش و یا افزایش دهد. لذا در این تحقیق تلاش شده است تأثیرات متغیرهای حجم نقدینگی و نسبت سپرده قانونی (با تأکید بر حجم نقدینگی) به عنوان ابزارهای سیاست پولی و متغیرهای مؤثر بر آن‌ها به صورت همزمان، بر قیمت دارایی‌ها مورد ارزیابی قرار گیرد. هم‌چنین مطالعات قبلی در مورد قیمت دارایی‌ها توسط محققان داخلی و خارجی بیشتر بر روی قیمت یک دارایی تمرکز داشته در حالی که در مطالعه حاضر اثر حجم نقدینگی بر قیمت دارایی‌های سهام و مسکن مورد بررسی قرار گرفته است به این دلیل که افزایش قابل توجه قیمت این دارایی‌ها در سال‌های اخیر نظر سیاست‌گذاران پولی را به خود جلب کرده چرا که تغییرات قیمت این دارایی‌ها منجر به تغییرات قابل ملاحظه‌ای در کل اقتصاد می‌گردد. مهم‌تر از همه، در این مقاله تلاش شده است تا اثرات بین نقدینگی و قیمت دارایی‌ها، با استفاده از داده‌های فصلی در حالت اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی با حالت بدون اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی با هم مقایسه شود تا بتوان هم خطی احتمالی موجود بین متغیرهای مورد بررسی را حذف کرده و به نتایج دقیق‌تری دست یافت. هم‌چنین در این مقاله تلاش می‌شود مکانیسم‌های بازخورد بین نقدینگی، قیمت دارایی‌ها و سیاست پولی با استفاده از مقایسه ۱۰ روش میانگین‌گیری بیزین بررسی شود و از بین این مدل‌ها، مدل‌هایی با عملکرد بهتر در ارزیابی ارتباط حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها، جهت تبیین نتایج و هم‌چنین برای انجام تحقیقات آینده، استخراج شود. با توجه به این‌که در مطالعات پیشین تنها از یک نوع داده و یک مدل برای بررسی موضوع استفاده شده است بنابراین مطالعه حاضر درک اثرات مارپیچ نقدینگی

بر قیمت دارایی‌ها را عمیق‌تر می‌کند و مبنای لازم برای انتخاب‌های سیاست پولی در اقتصادهای در حال توسعه را فراهم کند.

به منظور دستیابی به هدف این مطالعه، مقاله به صورت زیر در چند بخش تنظیم شده است: در بخش دوم به ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق پرداخته شده است. در بخش سوم روش تحقیق و داده‌های تحقیق مورد بررسی قرار گرفته است. بخش چهارم به برآورد مدل و تحلیل نتایج اختصاص دارد و در بخش پایانی نتایج و پیشنهادات ارائه شده است.

۲. ادبیات موضوع و پیشینه تحقیق

سیاست پولی یکی از بحث‌برانگیزترین حوزه‌های تحقیقاتی در اقتصاد مدرن است زیرا اختلاف نظرهای علمی هنوز در طیف گسترده‌ای وجود دارد. از جمله انتخاب ابزار خط‌مشی و راهبرد شناسایی آن، اهداف خط‌مشی، قواعد یا اختیارات سیاست بهینه برای دستیابی به چنین اهدافی و مکانیسم‌های انتقال آن. پیامدهای اقتصادی یک سیاست پولی معین ثابت نبوده و به دلیل تحول وضعیت اقتصادی اجرای سیاست‌ها در طول زمان به طور قابل توجهی دست‌خوش تغییر شده است. علاوه بر این، بین درک پیامدهای اقتصادی ناشی از اثرات سیاست‌های پولی و واکنش‌های اقتصاد واقعی به این سیاست‌ها شکاف وجود دارد. جای تعجب نیست که بسیاری از اپیزودهای تاریخی، اقتصاددانان را ملزم به بازنگری مجدد نظریه‌های مربوط به سیاست‌های پولی و ارائه راه‌حلهایی برای رفع این شکاف کرده‌اند. بارزترین مثال در دوره اخیر، بحران مالی جهانی است که عمدتاً ناشی از نقدینگی و بدتر شدن اعتبار واسطه‌های مالی است. در نتیجه، فدرال رزرو به دلیل نادیده گرفتن سیگنال‌های حیاتی ناشی از آن واسطه‌ها و قیمت دارایی‌ها در بازار مالی به شدت مورد انتقاد قرار گرفته است. این سوال که چگونه بانک مرکزی باید بر بازار مالی نظارت داشته باشد، پس از سخنرانی عمومی رئیس سابق فدرال رزرو در سال ۱۹۹۶، گرین اسپن با عنوان "کثرت غیرمنطقی" توجه عموم را به خود جلب کرد. در نتیجه تحقیقات آکادمیک بیشتری را برانگیخت که بر این موضوع تمرکز کنند که چگونه سیاست‌های پولی می‌توانند بر قیمت دارایی‌ها تأثیر بگذارند. بنابراین، تحقیقات سیاست پولی باید شامل بررسی کامل شرایط بازار مالی از جمله قیمت دارایی‌ها به منظور درک بیشتر ما از مکانیسم‌های انتقال سیاست و استراتژی اجرای بهینه آن باشد (Tae-Rog, 2018).

قیمت دارایی بر مصرف از طریق کانال ثروت و سرمایه‌گذاری و نظریه سرمایه‌گذاری Q توبین تأثیر می‌گذارد (Björnlund et al, 2009). بنابراین، قیمت دارایی‌ها بر تقاضای کل اثر گذاشته و تغییر حاصل در تقاضای کل بر تورم تأثیر خواهد گذاشت. وابستگی متقابل بین قیمت

دارایی‌ها و سیاست پولی نیز ممکن است از طریق تسهیل کمی و هدایت پیش‌رو بر کانال‌های سیاست پولی که غیرمتمعارف هستند، ایجاد شود (Galloppe et al, 2017; Lüdering et al, 2020 and Schmidt; 2020). این که سیاست پولی می‌تواند با اقدامات احتیاطی کلان در راستای دستیابی به ثبات مالی تلاش کند توسط (Borio, 2011)، (Aderian et al, 2018) و (Svensson, 2018) تأیید شده است. بانک مرکزی می‌تواند از طریق گفتمان و انتظارات مشارکت‌کنندگان، بازار را شکل دهد، که به نوبه خود، رفتار متغیرهای مالی آینده‌نگر مانند قیمت دارایی‌ها را دربر می‌گیرد (Galloppe et al, 2017; Lüdering et al, 2020). به طور مشابه، سرمایه‌گذاران در پاسخ به بازخرید دارایی‌ها توسط بانک مرکزی، یعنی تسهیل کمی، پرتفوی خود را مجدداً تعدیل می‌کنند (Koijen et al, 2017). این بحث‌ها به این واقعیت اشاره دارد که سیاست پولی و قیمت دارایی به یکدیگر وابسته هستند.

علی‌رغم انگیزه بانک‌های مرکزی برای نظارت بر تحولات قیمت دارایی‌ها، بحث در مورد اینکه آیا بانک‌های مرکزی واقعاً باید بر تغییرات قیمت دارایی تمرکز کنند یا خیر، وجود دارد. یک دیدگاه این است که اگر بانک‌های مرکزی از قبل به تورم عمومی قیمت واکنش نشان می‌دهند، به‌طور غیرمستقیم تغییرات قیمت دارایی‌ها را حساب می‌کنند زیرا قیمت دارایی‌ها تورم را تعیین می‌کنند. با توجه به این موضوع، بانک‌های مرکزی نیازی به واکنش خاص به تغییرات قیمت دارایی ندارند (Bernanke et al, 2001; Bernanke et al, 2005 and Smaghi, 2009). یک دیدگاه جایگزین، همان‌طور که توسط (Cecchetti et al, 2000) ارائه شده است، معتقد است که بانک‌های مرکزی باید به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهند زیرا به آن‌ها اجازه می‌دهد تا ابزارهای سیاستی را تنظیم کنند که در نهایت می‌تواند تورم را تثبیت کند. این ابزارهای سیاستی گسترده هستند و جدای از نرخ‌های بهره شامل سیاست‌های احتیاطی کلان می‌شوند که با توجه به اینکه افزایش نرخ بهره در محدود کردن حباب‌های بازار مالی بی‌اثر بوده است، ممکن است شکل موثرتری از مداخله باشد.

شواهد مربوط به رابطه قیمت دارایی و سیاست پولی عمدتاً بر اقتصادهای توسعه‌یافته متمرکز شده است (Borio et al, 2002; Bordo et al, 2002; Ehrmann, 2004; Gürkaynak et al, 2004 and Maio et al, 2015). اطلاعات کمی در مورد این که آیا سیاست پولی به تغییرات قیمت دارایی در بازارهای در حال توسعه واکنش نشان می‌دهد یا خیر وجود دارد. اثربخشی سیاست پولی یک موضوع جهانی است و فقدان درک جهانی به شواهدی در مورد استحکام سیاست پولی در

مورد قیمت دارایی آسیب می‌زند. هدف ما در این مقاله پر کردن این شکاف تحقیقاتی با در نظر گرفتن اقتصاد ایران می‌باشد.

بر مبنای مطالعات نظری و تجربی اتخاذ سیاست‌های پولی بدون جهت‌گیری و غیرمتناسب با بخش حقیقی اقتصاد موجب ایجاد اختلال در اقتصاد و همچنین تغییر در ارزش دارایی‌ها می‌شود. سیاست‌گذاری پولی مطلوب به بررسی و شناخت دقیق ساز و کار سیاست‌های پولی در اقتصاد نیاز دارد. بنابراین، انتخاب‌های خاص سیاست پولی هنوز نیاز به مطالعه عمیق دارند که نقش مهمی در تنظیم رابطه نقدینگی با قیمت دارایی ایفا می‌کند و بررسی تأثیر شرایط اقتصاد ایران از جمله عدم استقلال بانک مرکزی و وجود سلطه مالی و کیفیت نهادی بر نحوه اعمال سیاست پولی نیز از جمله مواردی است که غفلت از آن‌ها ممکن است منجر به عدم نتیجه‌گیری صحیح شود.

۲-۱. مطالعات داخلی

آصفی و همکاران (۱۴۰۱) به ارزیابی مکانیزم انتقال پولی از طریق کانال قیمت دارایی در توسعه مالی پرداخته‌اند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی سری زمانی در دوره ۱۳۹۵:۴-۱۳۷۰:۱ و مدل خودتوضیح برداری عاملی تعمیم‌یافته (FAVAR)، تأثیر سیاست‌های پولی از طریق کانال قیمت مسکن و سهام را مورد بررسی قرار داده‌اند. نتایج توابع واکنش تک آن‌های حاکی از آن است که کانال قیمت مسکن در میان‌مدت و بلندمدت باعث افزایش تولید شده، اما آثار تورمی قابل توجهی نیز در کوتاه‌مدت و میان‌مدت داشته است. بر اساس نتایج و نقش قابل توجه کانال قیمت سهام در انتقال شوک پولی به سطح قیمت‌ها، می‌توان گفت این کانال نقش قابل توجهی در کاهش آثار تورمی سیاست پولی دارد.

پورحسینی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود با استفاده از رویکرد خودرگرسیون برداری با ضرایب متغیر در زمان (TVP-VAR) و داده‌های سری زمانی فصلی از سال ۱۳۸۷:۳ تا ۱۳۹۹:۴ به بررسی ارتباط شوک‌های عدم نقدشوندگی بازار مالی و پویایی‌های اقتصاد کلان پرداخته‌اند. نتایج مطالعه واکنش رشد تولید به شوک عدم نقدشوندگی را به صورت منفی و کاهشی نشان داده و نیز شوک عدم نقدشوندگی اثر فزاینده بر تورم داشته و اثر افزایش حجم نقدینگی به این شوک‌ها، رشد نسبی به دنبال داشته است.

1. Factor Augmented Vector Autoregression

قدیری و همکاران (۱۴۰۱) با استفاده از داده‌های مالی - اقتصادی ایران از سال ۱۳۶۸ تا سال ۱۳۹۷ به صورت فصلی به مطالعه نقش سیاست‌های مالی بر تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده از طریق کانال اعتبارات بانکی و نرخ ارز در دو الگوی متفاوت پرداخته‌اند. آن‌ها از رویکرد الگوی تصحیح خطای برداری^۱ VEC استفاده کرده‌اند. یافته‌ها بیانگر این موضوع بود که الگوی دوم از برتری بیشتر نسبت به الگوی اول برخوردار است. همچنین متغیرهای ابزار سیاستی اثر مثبت و معنادار بر متغیرهای تعداد پروانه ساختمانی صادر شده و قیمت مسکن در کوتاه‌مدت، میان‌مدت و بلندمدت با توجه به کانال اعتباری دارد. متغیر نرخ سپرده که به عنوان ابزار سیاستی استفاده شده است در میان مدت و بلندمدت می‌تواند تعداد پروانه‌های ساختمانی صادر شده را با توجه به میزان تسهیلات بانک‌ها افزایش دهد.

نجفی استمال و همکاران (۱۴۰۰) در مطالعه خود ابتدا اثر مکانیسم انتقال بحران (با تأکید بر بحران مالی سال ۲۰۰۸ و قیمت نفت) را مورد بررسی قرار داده‌اند. عامل اثر این مکانیسم را شناسایی کرده و نحوه تأثیرگذاری آن را بر شاخص‌های منتخب بورس اوراق بهادار شامل بانک، فرآورده‌های نفتی، کانی فلزی، خودرو با داده‌های روزانه از ۱۳۸۲/۰۴/۱۴ الی ۱۳۹۹/۱۲/۲۷ با استفاده از توزیع احتمال مشترک بازدهی شاخص‌های منتخب و مدل خود رگرسیون برداری با امکان تغییر رژیم (MS-VAR^۲) مدل‌سازی کرده‌اند. نتایج حاکی از آن است که رژیم صفر نسبت به رژیم یک پایدارتر بوده و تمایل به توقف در این رژیم بیشتر می‌باشد و علیت از سمت نفت به سمت شاخص‌های منتخب بوده و از سمت دیگر علیت برقرار نمی‌باشد.

مهرآرا و همکاران (۱۳۹۷) اثر شاخص سهام، قیمت مسکن، نرخ ارز و نقدینگی بر سیکل‌های تجاری با استفاده از مدل خطی و مدل غیرخطی^۳ LSTR و داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰-۱۳۹۶ را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. نتایج نشان داد در هر دو رژیم، افزایش قیمت سهام و نقدینگی، باعث رونق اقتصاد شده و همچنین، افزایش قیمت مسکن و کاهش نرخ ارز در رژیم اول، اقتصاد را در مرحله رونق و در رژیم دوم اقتصاد را در مرحله رکود قرار می‌دهند.

محدث (۱۳۹۱) به بررسی ارتباط بازار دارایی‌ها با بخش واقعی و چگونگی کاربرد روش شاخص سازی بر اساس تحلیل مؤلفه‌های اصلی در اقتصاد پرداخته است. نتایج نشان می‌دهد با توجه به تعامل بازارها با هم، رکود در یک بازار موجب جابجایی نقدینگی و رونق سایر بازارها می‌شود. همچنین

^۱. Vector Error Correction

^۲. Markov Switching VAR

^۳. logistic smooth transition regression

نتایج تفکیک واریانس نشان می‌دهد که سهم دارایی‌های مالی در تغییرات واریانس تورم کل قابل توجه می‌باشد.

۲-۲. مطالعات خارجی

دانگ (۲۰۲۲) در مقاله خود اثرات ساختار تامین مالی بانک و قدرت بازار را بر کانال ایجاد نقدینگی بانک در یک بازار در حال ظهور و همچنین میزان انتقال سیاست پولی، با استفاده از داده‌های بانک‌های ویتنامی طی سال‌های ۲۰۰۷ تا ۲۰۱۹، تحلیل می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که همه بانک‌ها به‌طور یکسان تحت تأثیر تغییرات سیاست پولی نیستند. اول، قدرت بیشتر بازار، انتقال سیاست پولی را از طریق کانال ایجاد نقدینگی بانکی تضعیف می‌کند. دوم، بانک‌هایی که اتکای کمتری به سپرده‌های مشتریان دارند یا الگوی تامین مالی متنوع‌تری دارند، ممکن است در هنگام ایجاد نقدینگی، حساسیت کمتری نسبت به شوک‌های سیاست پولی داشته باشند. این یافته‌ها در سراسر معیارهای ایجاد نقدینگی جایگزین و شاخص‌های مختلف سیاست پولی وجود دارد. (Dang, 2022)

دی پوتر (۲۰۲۱) در مطالعه خود نشان می‌دهند که عدم قطعیت سیاست پولی بر انتقال شوک‌های سیاست پولی بر بازده اسمی و واقعی بلندمدت تأثیر می‌گذارد. برای یک شوک سیاست پولی معین، زمانی که سطح عدم قطعیت سیاست پولی پایین باشد، واکنش بازدهی بیشتر است. معامله‌گران اصلی بازار و سایر سرمایه‌گذاران موقعیت‌های نرخ بهره خود را زمانی که عدم اطمینان سیاست پولی پایین است، بیشتر از زمانی که عدم اطمینان زیاد است، تنظیم می‌کنند. این تعدیل‌های پرتفوی^۱ احتمالاً انتقال بزرگ‌تر شوک سیاست پولی به بازده اوراق قرضه را در زمانی که عدم اطمینان پایین است، توضیح می‌دهد. این یافته‌ها نقشی را که عدم قطعیت سیاست پولی در انتقال سیاست پولی به بازارهای مالی ایفا می‌کند، نشان می‌دهد. (De Pooter, 2021)

نایر و آناند (۲۰۲۰) این مسئله را بررسی می‌کنند که پس از بحران مالی جهانی، ثبات قیمت به تنهایی ثبات مالی را تضمین نمی‌کند. الگوی جدید در واقع بر گنجاندن ثبات مالی به عنوان یک هدف اقتصادی اضافی اصرار دارد. در این زمینه، ضروری است که درک کنیم هدف جدید ثبات مالی دقیقاً در چارچوب موجود چگونه قرار می‌گیرد. همچنین، تأثیر سیاست پولی در این زمینه باید کاملاً مورد بحث قرار گیرد. در این مقاله به کارگیری سیاست‌های پولی به عنوان ابزاری برای دستیابی به ثبات مالی پرداخته شده است. نتایج نشان می‌دهد که هدف قرار دادن قیمت دارایی‌ها می‌تواند یکی

^۱ . portfolio

از روش‌های موثر مهار بی‌ثباتی‌های مالی و در نتیجه رکود اقتصادی باشد. (Nair and Anand, 2020)

لوپز (۲۰۱۵) با مقایسه محاسبه اثرات حباب قیمت دارایی‌ها بر اقتصاد کلان در دو اقتصاد باز و بسته دریافت که در حالت اقتصاد بسته، بانک مرکزی نباید به قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد؛ اما در اقتصادهای باز به دلیل جریان ورودی سرمایه و مکانیزم نرخ ارز، سیاست پولی به حباب قیمت دارایی بیشتر حساس است. همچنین در مواجهه با رونق به دنبال شکست حباب قیمت دارایی، با تمرکز مقامات پولی بر تورم، نوسانات اقتصاد کلان تعدیل خواهد شد. (López, 2015)

مطابق با مبانی نظری و پیشینه موجود جهت بررسی بازارهای مالی مستقیم‌ترین بازتاب متوجه قیمت دارایی‌ها به ویژه قیمت دارایی بازار سهام و بازار املاک و مستغلات می‌باشد که اثرات متفاوتی بر ثبات مالی و توسعه منطقه‌ای به‌جا می‌گذارند. به طور کلی نقدینگی نقش حیاتی در عوامل اصلی که باعث تغییر قیمت دارایی‌ها می‌شود، ایفا می‌کند به همین جهت در این تحقیق این ارتباط به طور دقیق مورد بررسی قرار گرفته است. یکی دیگر از متغیرها که در کنار حجم نقدینگی در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است. نسبت ذخیره قانونی بانک‌ها می‌باشد به دلیل این‌که تأثیر استفاده از تغییرات نسبت ذخیره قانونی در تمامی بانک‌های کشور ظاهر می‌شود. در بین عوامل برون‌بخشی بیشتر از همه نقش بازارهای جایگزین دارایی‌های مالی با توجه به گسترده بودن تقاضای سرمایه‌ای مسکن و سهام قابل توجه می‌باشد. با افزایش بازدهی سرمایه‌گذاری در بازارهای رقیب انتظار می‌رود که تقاضا برای دارایی‌های مسکن و سهام کاهش یابد. به همین دلیل از نرخ ارز و سکه به عنوان دارایی‌های جایگزین این دو دارایی با احتمال تأثیر منفی بر قیمت آن‌ها در این تحقیق استفاده شده است. همچنین بازار کالاهای غیرقابل مبادله از درآمدهای دارای نوسانات ارزی در کشورهای با درآمد نفتی را می‌توان در قالب بیماری هلندی توضیح داد و احتمال رابطه مثبت درآمد نفتی با شاخص قیمت مسکن و سهام در کشورهای با درآمد نفتی دارای اهمیت ویژه‌ای بوده و برای کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت، بیماری هلندی به عنوان یکی از مهم‌ترین مبانی نظری در نظر گرفته می‌شود. تولید ناخالص داخلی در میان شاخص‌های اقتصاد کلان از اهمیت بسیاری برخوردار بوده زیرا نه تنها به عنوان بااهمیت‌ترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار گرفته، بلکه بسیاری از دیگر ارقام اقتصاد در برآورد و محاسبه آن در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به احتمال بروز هم‌خطی بین متغیرها و پیامدهای آن در انحراف استفاده از نتایج برای سیاست‌گذاری، از روش تحلیل رگرسیون مؤلفه‌های اصلی در این مطالعه استفاده شده است. برای این منظور با استفاده از این روش ۵ نوع مؤلفه اصلی برای هر کدام از مدل‌ها استخراج شده و مورد مقایسه قرار گرفتند. همچنین جهت بررسی ارتباط حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها، ۱۰ مدل مختلف میانگین‌گیری بیزین مورد مقایسه قرار می‌گیرد تا بهترین مدل‌ها جهت بررسی استخراج گردد.

۳. روش تحقیق:

۳-۱. معرفی داده‌ها

جامعه آماری مورد بررسی در این پژوهش داده‌های شاخص کل قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن، حجم نقدینگی، نسبت سپرده قانونی، نرخ ارز بازار غیررسمی، قیمت سکه بهار آزادی، تولید ناخالص داخلی بدون نفت و درآمدهای نفتی می‌باشند. این داده‌ها از بانک اطلاعات سری‌های زمانی اقتصادی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران^۱، سازمان بورس اوراق بهادار ایران^۲ و مرکز آمار ایران^۳، به صورت فصلی جمع‌آوری شده است. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات مدل‌سازی میانگین‌گیری بیزی (BMA)، با استفاده از نرم‌افزار آماری R^۴ و بسته‌ی BAS^۵ می‌باشد. همچنین از بسته^۶ tseries برای تحلیل سری‌های زمانی استفاده شده است.

۳-۲. روش‌های میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA^۷)

جایی که چندین مدل آماری مختلف قابل قبول هستند اغلب باید در زمینه عدم‌طعیت مدل کارهایی انجام شود. یک مثال متعارف، انتخاب متغیر در رگرسیون خطی است که در آن مجموعه‌ای از متغیرهای کاندید و همه زیرمجموعه‌های ممکن از این متغیرهای کاندید در نظر گرفته می‌شوند. مدل رگرسیون خطی به صورت زیر تعریف می‌شود:

1. <https://tsd.cbi.ir>

2. <https://tse.ir>

3. <https://www.amar.org.ir>

4. <https://www.R-project.org>

5. <https://cran.r-project.org/web/packages/BAS/index.html>

6. <https://cran.r-project.org/web/packages/tseries/index.html>

7. Bayesian Model Averaging

$$Y = \alpha 1_n + X\beta + \epsilon \quad \epsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2 I) \quad (1)$$

در اینجا $Y \in \mathcal{R}^n$ متغیر پاسخ، $X = (X_1, \dots, X_p) \in \mathcal{R}^{n \times p}$ یک مجموعه از متغیرهای مستقل احتمالی، α عرض از مبدأ عددی و β بردار $1 \times \mathcal{P}$ ضرایب رگرسیون می‌باشد. روش‌های زیادی برای تحلیل آماری با استفاده از مدل‌های رگرسیون خطی در حضور عدم قطعیت مدل پیشنهاد شده‌است. هنگامی که مدل از قبل شناخته شده است و فقط پارامترهای آن باید تخمین زده شوند، در مورد چگونگی انجام تجزیه و تحلیل آماری با استفاده از رویکرد بیزی، اتفاق نظر وجود دارد. با این حال، وقتی قرار است مدل به عنوان بخشی از تجزیه و تحلیل تعیین شود، همه چیز کمتر واضح بوده و تعداد زیاد رویکردهای رقیب می‌تواند نحوه ادامه کار را مبهم بگذارد. در اینجا ۱۰ مورد از برجسته‌ترین روش‌ها با هم مورد مقایسه قرار گرفته‌است. از لحاظ تاریخی، یک رویکرد تعیین متغیرها در یک مدل به صورت ذهنی با استفاده از تخصص موضوع صورت می‌گیرد اما این روش غالباً جای سؤال بوده و به جای آن استفاده از یک رویکرد مبتنی بر حداقل داده برای برخی از متغیرها، مطلوب می‌باشد. رویکرد دیگر این است که همه متغیرهای کاندید در مدل مورد نظر حضور داشته باشند اما این رویکرد نیز می‌تواند منجر به عملکرد ضعیف آماری شود. بسیاری از رویکردهای آماری اولیه روش‌های گام به گام^۱ بودند که در آن متغیرها به‌طور متوالی بر اساس آزمون‌های معنی‌داری اضافه یا حذف می‌شدند، اما مشخص نشده است که این‌ها ویژگی‌های نظری یا تجربی خوبی داشته باشند (Freedman, 1983; Meeler, 2002). در ۳۰ سال گذشته، بسیاری از روش‌های رضایت‌بخش‌تر پیشنهاد شده‌اند. اکثر این‌ها یا روش‌های بیزی هستند یا برآورد بیشینه درست‌نمایی توانیده^۲. بسیاری از روش‌های بیزی نوعی میانگین‌گیری مدل بیزی (BMA) هستند. ایده اصلی BMA این است که توزیع پیش‌بینی‌کننده^۳ یک کمیت مورد توجه (یا یک پارامتر یا یک کمیت آینده قابل مشاهده) میانگین وزنی توزیع‌های پیش‌بینی‌کننده آن تحت مدل‌های مختلف کاندید است که در آن وزن‌ها برابر با احتمالات بعدی مدل‌ها، با توجه به داده‌ها می‌موجود هستند.

اجرای BMA شامل چندین انتخاب توسط کاربر است، از جمله توزیع پیشین پارامترهای مدل در هر برآورد و احتمالات مدل پیشین. همچنین، تعداد مدل‌های کاندید می‌تواند برای ارزیابی عملی همه آن‌ها بسیار زیاد باشد. به عنوان مثال، تعداد زیر مجموعه‌های ممکن متغیرهای رگرسیون \mathcal{P} برابر $2^{\mathcal{P}}$ می‌باشد. برای \mathcal{P} بسیار فراتر از ۲۵ یا ۳۰ این می‌تواند از نظر محاسباتی بازدارنده باشد.

1. Step Wise

2. penalized likelihood-based approach

3. predictive distribution

بنابراین، انتخاب تقریب‌های تحلیلی یا محاسباتی نیز باید انجام شود. این انتخاب‌ها با هم منجر به بسیاری از پیاده‌سازی‌های احتمالی BMA می‌شوند.

برای توزیع پیشین پارامتر در رگرسیون خطی، چندین گزینه پیش‌فرض پیشنهاد شده است. در میان اولین‌ها، پیشین Zellner-Siow Cauchy، با جفری استاندارد برای واریانس خطا^۱ و عرض از مبدأ (Jeffreys, 1961 and Zellner, 1980) بود. ما این را به عنوان یک روش مرجع در نظر می‌گیریم و آن را پیشین Jeffreys-Zellner-Siow (JZS) می‌نامیم. Zellner g-prior یکی دیگر از موارد اولیه پیشین بود (Zellner, 1986). به بردار دودویی $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$ توجه کنید، این بردار نشان می‌دهد که کدام متغیرهای توضیحی بخشی از مدل \mathcal{M}_γ هستند به طوری که اگر $\gamma_j = 1$ متغیر توضیحی X_j در مدل \mathcal{M}_γ باشد و اگر $\gamma_j = 0$ باشد متغیر توضیحی X_j در مدل \mathcal{M}_γ نیست. از Zellner g-prior به شکل زیر استفاده می‌شود:

$$\pi_y(\beta_y | \alpha, \sigma^2, g) \sim \mathcal{N}(\beta_y | 0, g, \sigma^2) (X_Y^T X_Y)^{-1}$$

$$\pi_y(\alpha, \sigma)$$

$$\propto \sigma^{-1} \tag{۲}$$

\mathcal{N} در اینجا توزیع نرمال چند متغیره را نشان می‌دهد و X_Y ماتریس $n \times p_Y$ متشکل از متغیرهای کمکی X_j برای مواردی که $\gamma_j = 1$ می‌باشد (Fernandez et al, 2001). واریانس پیشین متغیرهای رگرسیون به واسطه مقدار مشخص شده g توسط کاربر کنترل می‌شود و اندازه نمونه پیشین موثر n/g است، در اینجا n اندازه نمونه می‌باشد. انتخاب‌های مختلفی از g پیشنهاد شده است (Forte et al, 2018). زلنر استفاده از $g=n$ ، مربوط به اندازه نمونه پیشین را پیشنهاد می‌دهد. این اطلاعات واحد پیشین (UIP) نامیده می‌شود (Kass et al, 1995). انتخاب دیگر $g=1$ می‌باشد که مربوط به اندازه نمونه پیشین n می‌باشد (Van Zwet et al, 2019)، یک توجیه این است که مطالعات دارای اندازه‌های نمونه هستند که قدرت تشخیص اثرات اندازه‌های شناخته شده را داشته باشند، به طوری که واریانس‌های قبلی و نمونه‌گیری تفاوت زیادی ندارند. یک انتخاب واسطه ای دیگر، $g = \sqrt{n}$ می‌باشد (Fernandez et al, 2001)، که اندازه نمونه پیشین \sqrt{n} می‌باشد؛ مشخص شده است که این مورد در موارد با ابعاد بالا به خوبی کار می‌کند (Fernandez et al, 2001). (Fernandez et al, 2001; Yang and Zhiang, 2014) یک مطالعه شبیه‌سازی را بر

¹. standard Jeffreys prior

اساس یک طراحی غیر تجربی انجام دادند و روش‌ها را بر اساس توانایی آن‌ها در بازیابی مدل اصلی واقعی به عنوان مدل MAP^1 و ارزیابی عملکرد پیش‌بینی با استفاده از نمرات پیش‌بینی \log مقایسه کردند. از این رو، مقایسه آن‌ها تنها بر اساس دو روش آماری، یعنی استنتاج و پیش‌بینی نقطه بود. آن‌ها فقط روش‌های BMA را در نظر گرفتند. آن‌ها یک روش مبتنی بر UIP با $g = n$ را یافتند که وقتی $p^2 < n$ بهترین روش می‌باشد و در غیر اینصورت یک روش مبتنی بر RIC^2 با $g = p^2$ بهترین نتیجه را دارد (واریانس پیشین متغیرهای رگرسیون به واسطه مقدار مشخص شده g توسط کاربر کنترل می‌شود و اندازه نمونه قبلی موثر n/g است، در اینجا n اندازه نمونه می‌باشد).

یک جایگزین این است که از یک g مشخص استفاده نشود و به جای آن g را از داده‌ها تخمین زد. این را می‌توان به روش بی‌تجربی^۳، یا برای هر مدل به‌طور جداگانه (Hansen et al, 2003) یا به صورت سراسری انجام داد (Clyde et al, 2003 and George et al, 2000). همچنین می‌توان آن را به روش کاملاً بی‌زی، با تعیین یک پیشین در g ، مانند رویکرد hyper-g انجام داد (Liang et al, 2008). UIP را می‌توان با معیار اطلاعات بی‌زی (BIC) نیز تقریب زد (Schwarz, 1978 and Raftery, 1995). معیار اطلاعات آکائیک (AIC) را می‌توان به عنوان مبنایی برای تقریب احتمالات مدل پسین، تحت شرایطی که احتمالات مدل پیشین شبیه g -prior زلنر می‌باشد، برای مثال، با یک اندازه نمونه معادل n استفاده کرد (Akaike, 1983 and Burnham, 2002). در این مقاله، به طور خلاصه، از پیشین‌های زیر استفاده می‌شود:

جدول ۱. مدل‌های میانگین‌گیری بی‌زی

نام روش در جدول	نام روش	منبع
g-prior - SQRT(n)	$g = \sqrt{n}$	فرناندز و همکاران، (۲۰۰۱) Fern´andez et al.
g-prior - n -MCMC	Benchmark	فرناندز و همکاران، (۲۰۰۱) Fern´andez et al.
g-prior -n	UIP	کاس و همکاران، (۱۹۹۵) Kass and Wasserman
g-prior – 1	G = 1	ون زویت و همکاران، (۲۰۱۹) van Zwet
EB-local	EB-local	هنسن و همکاران، (۲۰۰۳) Hansen and Yu
EB-Global	EB-global	کلاید و همکاران، (۲۰۰۰) Clyde and George
hyper-G	Hyper-g	لیانگ و همکاران، (۲۰۰۸) Liang et al.

1. maximum a posteriori

2. the risk inflation factor

3. Emperical Bayesian

Zellner and Siow (۱۹۸۰، همکاران،)	JZS	JZS
George and Foster (۲۰۰۰، همکاران،)	AIC	AIC
George and Foster (۲۰۰۰، همکاران،)	BIC-BAS	BIC

منبع: رفتی و همکاران (۲۰۲۲)

در این تحقیق از روش $MCMC^1$ و تعداد تکرار ۱۰۰۰۰۰ برای مدل‌سازی استفاده شده است. همچنین انتخاب مدل‌ها براساس احتمال‌های پشین و مقدار R^2 انجام می‌شود. مدل‌هایی که دارای احتمال‌های پشین بیشتر هستند دارای وزن بیشتری نیز می‌باشند و در مقابل مدل‌هایی که دارای احتمال‌های پشین کمتر هستند دارای وزن کمتری نیز می‌باشند.

۳-۳. تحلیل مؤلفه اصلی (PCA^2)

تحلیل مؤلفه اصلی از روش‌های آماری چند متغیره هستند که از آن‌ها برای کاهش پیچیدگی ت تحلیل‌ها و تفسیر بهتر اطلاعات استفاده می‌شود (Camdevyren et al, 2001). با استفاده از این روش متغیرهای اولیه به مؤلفه‌های جدید و مستقل (با ضرایب همبستگی صفر برای هر دو مؤلفه) تبدیل شده و سپس از مؤلفه‌های جدید به جای متغیرهای اولیه استفاده می‌شود. مؤلفه‌های جدید، یک ترکیب خطی از متغیرهای اولیه می‌باشند (Liu et al, 2003). به دلیل اینکه در تشکیل مؤلفه های جدید از تمام متغیرها استفاده می‌شود، در نتیجه اطلاعات متغیرهای اولیه با کمترین درصد تلفات توسط مؤلفه‌های اصلی ارائه می‌شوند و جنبه اطلاعاتی متغیرهای اصلی از دست نمی‌رود (Mohan et al, 1996).

۴. نتایج

۴-۱. آمار توصیفی

در این قسمت جدول توصیف آماری متغیرها و نمودار روند تغییرات داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار R جهت بررسی دقیق متغیرها ارائه شده است. از اطلاعات موجود در این جدول می‌توان با مناسب ترین داده‌ها مدل‌سازی را انجام داد. متغیرها در مدل‌سازی همگی براساس میانگین و انحراف معیار خود، استاندارد شده‌اند تا تحلیل به‌درستی انجام شود. همچنین در جدول شماره (۳) مقدار ضریب هر یک از مؤلفه‌های اصلی مربوط به متغیرهای توضیحی نشان داده شده است که ضریب مشخص

1. Monte Carlo Markov Chain

2. Principal component analysis

شده در هر متغیر PC مربوط به آن را نشان می‌دهد. با استفاده از روش PCA از هم‌خطی بین متغیرها، جلوگیری می‌شود.

جدول ۲. ویژگی آماری متغیرها

ویژگی آماری متغیرها					نام متغیر
حداکثر	حداقل	میان	میانگین	N	
۱۵۹۵۱۶۰	۷۹۶۶	۶۱۵۴۸	۱۵۹۵۹۰	۶۰	شاخص کل قیمت سهم
۰/۰۲۶۷۳۴	۰/۰۰۱۳۸۱	۰/۰۰۵۲۵۳	۰/۰۰۶۶۷۶	۶۰	شاخص قیمت مسکن
۳۴۷۶۱۷۰۰	۹۶۱۱۳۹	۵۲۸۵۸۲۹	۸۹۲۲۷۵۸	۶۰	حجم نقدینگی
۰/۱۵۱۱۶	۰/۰۹۷۷۸	۰/۱۱۱۹۵	۰/۱۱۶۶۴	۶۰	نسبت سپرده قانونی
۲/۷۱۶e-۰۴	۹/۱۶۸e-۰۶	۳/۱۷۹e-۰۵	۴/۷۰۴e-۰۴	۶۰	نرخ ارز
۰/۱۳۳۱۵۱	۰/۰۰۱۳۸۸	۰/۰۰۶۷۲۴	۰/۰۱۲۰۰۶	۶۰	قیمت سکه
۱۷۶۱۱۶۲	۱۳۳۲۲۳۲	۱۵۰۷۲۶۶	۱۵۳۲۵۳۱	۶۰	نولید ناخالص داخلی
۴۰۹۷۷۳	۱۷۲۵۶۷	۳۳۵۳۷۸	۲۹۹۰۵۶	۶۰	درآمدهای نفتی

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۳. نتایج PC متغیرها

ویژگی مؤلفه‌های اصلی			نام متغیرها						روش
نسبت واریانس تجمعی	نسبت واریانس	انحراف استاندارد	درآمدهای نفتی	تولید ناخالص داخلی	قیمت سکه	نرخ ارز	نسبت سپرده قانونی	حجم نقدینگی	نام مؤلفه‌ها
۰/۵۴	۰/۵۴	۱/۸۱	-۰/۲۱۲	۰/۳۷۵	۰/۴۰۵	۰/۴۵۷**	-۰/۴۴۷	۰/۴۹۲**	PC ₁
۰/۸۱	۰/۲۶	۱/۲۵	۰/۶۳۳**	-۰/۵۶۴	۰/۳۱۰	۰/۳۱۴	۰/۱۵۰	-۰/۲۵۴	PC ₂
۰/۹۲	۰/۱۲	۰/۸۴	-۰/۵۲۶	-۰/۰۴۱	-۰/۵۵۱	-۰/۳۰۲	-۰/۵۷۱**	۰/۰۲۰	PC ₃
۰/۹۷	۰/۰۴	۰/۵۰	۰/۱۲۶	۰/۰۴۰	۰/۵۸۱**	۰/۴۲۰	-۰/۴۷۴	-۰/۴۹۴	PC ₄
۰/۹۹	۰/۰۲	۰/۳۵	-۰/۳۲۱	۰/۰۵۸	۰/۳۱۱	-۰/۶۴۸	۰/۳۶۲	۰/۴۸۹	PC ₅
۱	۰/۰۱	۰/۲۸	-۰/۳۹۰	۰/۷۳۱	-۰/۰۵۶	۰/۰۶۵	۰/۳۰۹	-۰/۴۵۸	PC ₆

منبع: یافته‌های تحقیق

با توجه به جدول شماره (۳)، PC اول بیش از ۹۵٪ تغییرات را بیان می‌کند. در PC اول متغیرهای حجم نقدینگی و نرخ ارز بیشترین وزن را دارند. در PC دوم درآمدهای نفتی بیشترین وزن را دارد. در PC سوم نسبت سپرده قانونی بیشترین وزن را دارد. در PC چهارم قیمت سکه بیشترین وزن را دارد. متغیرهای نرخ ارز به تنهایی و تولید ناخالص ملی در PC های پنجم و ششم درصد کمی از تغییرات را تبیین می‌کنند و در مدل‌سازی در نظر گرفته نمی‌شوند. با توجه به نتایج این جدول، دو متغیر حجم نقدینگی و نرخ ارز بیشترین وزن‌ها را در مؤلفه اول دارند که در مجموع بیش از ۶۰٪ تغییرات را نشان می‌دهد.

۲-۴. آزمون ایستایی سری‌های زمانی

بررسی ایستایی سری‌های زمانی مورد استفاده در این تحقیق با استفاده از آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته انجام شده است. نتایج این آزمون نشان می‌دهد که متغیرهای نسبت سپرده قانونی و درآمدهای نفتی در سطح، متغیرهای حجم نقدینگی، نرخ ارز و شاخص قیمت مسکن با یکبار تفاضل‌گیری و متغیرهای قیمت سکه، تولید ناخالص داخلی و شاخص قیمت سهام با دو بار تفاضل‌گیری مانا می‌باشند. نتایج این آزمون در جدول شماره (۴) نشان داده شده است.

جدول ۴. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای متغیرها

نام متغیر	در سطح ۱٪	در سطح ۵٪	در سطح ۱۰٪	t-statistic	prob
شاخص قیمت سهام	-۳/۵۶۲۶۶۹	-۲/۹۱۸۷۷۸	-۲/۵۹۷۲۸۵	-۶/۰۱۳۸۲۷	۰/۰۰۰۰
شاخص قیمت مسکن	-۳/۵۴۸۲۰۸	-۲/۹۱۲۶۳۱	-۲/۵۹۴۰۲۷	-۸/۷۸۵۴۸۶	۰/۰۰۰۰
حجم نقدینگی	-۳/۵۶۸۳۰۸	-۲/۹۲۱۱۷۵	-۲/۵۹۸۵۵۱	-۲/۶۳۰۶۲۲	۰/۰۹۳۷
نسبت سپرده قانونی	-۳/۵۴۶۰۹۹	-۲/۹۱۱۷۳۰	-۲/۵۹۳۵۵۱	-۷/۲۶۱۲۹۹	۰/۰۰۰۰
نرخ ارز	-۳/۵۴۸۲۰۸	-۲/۹۱۲۶۳۱	-۲/۵۹۴۰۲۷	-۸/۶۲۹۰۰۶	۰/۰۰۰۰
قیمت سکه	-۳/۵۶۲۶۶۹	-۲/۹۱۸۷۷۸	-۲/۵۹۷۲۸۵	-۷/۰۴۵۲۷۲	۰/۰۰۰۰
تولید ناخالص داخلی	-۳/۵۵۰۳۹۶	-۲/۹۱۳۵۴۹	-۲/۵۹۴۵۲۱	-۱۳/۱۶۸۲۹	۰/۰۰۰۰
درآمدهای نفتی	-۳/۵۴۶۰۹۹	-۲/۹۱۱۷۳۰	-۲/۵۹۳۵۵۱	-۳/۳۹۷۳۹۰	۰/۰۱۴۹

منبع: یافته‌های تحقیق

۳-۴. برآورد مدل شاخص قیمت سهام (بدون PCA)

برآورد مدل شاخص قیمت سهام با مقایسه ۱۰ روش آماری BMA در جدول (۵) گزارش شده است. مدل با توزیع پیشین JZS دارای بیشترین مقدار احتمال پسین برابر ۰/۶۲ و مقدار R^2 برابر ۰/۸۳ است. در این مدل، ضریب تمام متغیرها بجز نرخ ارز (۰/۹۱) صفر می‌باشد. احتمال پسین اینکه این مقدار غیرصفر باشد برابر یک و نیز دارای انحراف معیار ۰/۰۵ می‌باشد. در مدل AIC تمام متغیرها ضریب غیر صفر به خود گرفته‌اند اما به دلیل پایین بودن مقدار احتمال پسین (۰/۱۹) این ضرایب معتبر نمی‌باشند. بعد از مدل JZS دو مدل EB-Global و EB-local دارای مقدار توزیع پسین بالاتر از ۰/۵ به ترتیب برابر ۰/۶۱ و ۰/۵۹ می‌باشند.

جدول ۵. نتایج تخمین مدل اول مقایسه ۱۰ روش آماری BMA

مدل‌ها	حجم نقدینگی	نسبت سپرده قانونی	نرخ ارز	قیمت سکه	تولید ناخالص داخلی	درآمدهای نفتی	R^2	Post Prob
g-prior - SQRT(n)	(۰/۵۴، ۰)	(۰/۳۳، ۰)	۰/۸۱ (۰/۰۵، ۱)	(۰/۳، ۰)	(۰/۳۶، ۰)	(۰/۴۴، ۰)	۰/۸۸	۰/۲۰
g-prior -n-MCM C	(۰/۴، ۰)	(۰/۱۴، ۰)	۰/۹۰ (۰/۰۵، ۱)	(۰/۱، ۰)	(۰/۱۵، ۰)	(۰/۲۵، ۰)	۰/۸۸	۰/۴۲
g-prior -n	(۰/۳۳، ۰)	(۰/۱۳، ۰)	۰/۹۰ (۰/۰۵، ۱)	(۰/۱، ۰)	(۰/۱۵، ۰)	(۰/۰۲، ۰)	۰/۸۸	۰/۴۳
g-prior - 1	(۰/۰۶، ۰/۱۲)	(۰/۰۷، ۰/۰۵)	۰/۵۶ (۰/۰۸، ۱)	(۰/۰۶، ۰/۱۱)	(۰/۱، ۰/۰۶)	(۰/۰۷، ۰/۰۸)	۰/۸۶	۰/۱۸
EB-local	(۰/۳۷، ۰)	(۰/۰۸، ۰)	۰/۹۱ (۰/۰۵، ۱)	(۰/۰۶، ۰)	(۰/۰۹، ۰)	(۰/۱۵، ۰)	۰/۸۸	۰/۵۹
EB-Global	(۰/۲۵، ۰)	(۰/۰۶، ۰)	۰/۹۱ (۰/۰۵، ۱)	(۰/۰۴، ۰)	(۰/۰۸، ۰)	(۰/۱۳، ۰)	۰/۸۸	۰/۶۱
hyper-G	(۰/۲۷، ۰)	(۰/۰۸، ۰)	۰/۹۱	(۰/۰۶، ۰)	(۰/۰۹، ۰)	(۰/۱۵، ۰)	۰/۸۸	۰/۵۹

					۰/۰۵) (۱)			
۱۶۳**	۸۸**	۰ (۰/۱۳، ۰)	۰ (۰/۰۸، ۰)	۰ (۰/۰۵، ۰)	۰/۹۱** (۰/۰۵) (۱)	۰ (۰/۰۷، ۰)	۰ (۰/۲۵، ۰)	JZS
۰/۱۹	۰/۸۶	۰/۱۶ (۰/۱) (۰/۷۴)	-۰/۰۱ (۰/۱۴) (۰/۵۴)	-۰/۲۳ (۰/۰۸) (۰/۴۷)	۱/۱۲ (۰/۱۱) (۱)	۰/۰۹ (۰/۵۴، ۰/۱)	-۰/۲۴ (۰/۸۶) (۰/۱۲)	AIC
۰/۳۶	۰/۸۸	۰ (۰/۳، ۰)	۰ (۰/۱۷، ۰)	۰ (۰/۱۱، ۰)	۰/۹۱ (۰/۰۵) (۱)	۰ (۰/۱۵، ۰)	۰ (۰/۴۶، ۰)	BIC

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۴. برآورد مدل شاخص قیمت سهام (با PCA)

در برآورد مدل شاخص قیمت سهام با PCA و مقایسه ۱۰ روش آماری BMA، ۴ نوع PC برای داده‌های مورد بررسی به دست آمده است. نتایج این برآوردها در جدول (۴) نشان داده شده است. نکته قابل توجه در مورد PCها که باید در نظر داشت این است که PCها به ترتیب واریانس موجود در داده‌ها را از زیاد به کم نشان می‌دهند. بنابراین PCهای اولیه تغییرات بیشتری از داده‌ها را نشان داده و بهتر داده‌ها را تبیین می‌کنند. مدل با توزیع پیشین AIC دارای بیشترین مقدار R^2 برابر ۰/۷۵ و بیشترین مقدار احتمال پسین برابر ۰/۹۵ می‌باشد. در این مدل، PC اول دارای بیشترین مقدار میانگین پسین برابر ۰/۳۹ است که این PC مربوط حجم نقدینگی و نرخ ارز است، احتمال اینکه این مقدار برابر صفر نباشد ۱ و انحراف معیار پسین آن نیز برابر ۰/۰۴ است. نتیجه به دست آمده با مطالعات (Howe et al, 2004)، کیانوند و همکاران، ۱۳۹۰، آل عمران و آل عمران، ۱۳۹۲، (Liu, 2008)، شعبان‌زاده و همکاران، ۱۳۹۴، کریم‌زاده و سلطانی، ۱۳۸۹، عظیمی و همکاران، ۱۳۸۹، منطبق می‌باشد. همچنین نرخ ارز به دلیل اثری که بر متغیرهای نقدشوندگی سهام دارد می‌تواند اثرات مثبتی بر روی شاخص قیمت سهام داشته باشد که با مطالعات (Kim, 2003)، طهماسبی، ۱۳۸۹، عباسیان و همکاران، ۱۳۸۷، صمدی و دیگران، ۱۳۸۶ منطبق می‌باشد. PC دوم مربوط به درآمدهای نفتی بوده و دارای میانگین پسین ۰/۲۹ می‌باشد رابطه مثبت بین درآمدهای نفتی و شاخص قیمت سهام در مطالعات خیرخواهان و شرکا، ۱۳۸۲، فراهانی و همکاران، ۱۳۹۶ و

واقفی و همکاران، ۱۳۹۴، زین الدینی و همکاران، ۱۳۹۸ تأیید شده است. PC سوم مربوط به نسبت سپرده قانونی بوده و دارای میانگین پسین ۰/۳۱- می باشد که این ارتباط معکوس با نتایج مطالعه کیانوند و همکاران(۱۳۹۰)، منطبق می باشد. در نهایت PC چهارم مربوط به قیمت سکه بوده و دارای میانگین پسین ۰/۳- است. با توجه به اینکه تقاضا برای سکه به عنوان بازار رقیب سهام در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته است اثر معکوس این متغیر بر شاخص قیمت سهام در نتایج به دست آمده، منطقی و قابل توجیه می باشد و با نتایج مطالعات زارع و رضایی (۱۳۸۵، Pamela, 2022) و نادمی و همکاران، ۱۳۹۶ مطابقت دارد.

جدول ۶. نتایج تخمین مدل اول (با PCA)؛ مقایسه ۱۰ روش آماری BMA

مدل ها	PC_1	PC_2	PC_3	PC_4	PC_5	R^2	Post Prob
g-prior - Sqrt(n)	۰/۳۴ (۱ ، ۰/۰۳)	۰/۲۶ (۱ ، ۰/۰۵)	-۰/۳۲ (۱ ، ۰/۰۸)	-۰/۲۷ (۰/۱۳) (۰/۸۸)	-	۰/۷۵	۰/۸۸
g-prior - n-MCMC	۰/۳۸ (۱ ، ۰/۰۴)	۰/۲۹ (۱ ، ۰/۰۵)	-۰/۳۵ (۱ ، ۰/۰۸)	-۰/۳ (۰/۱۳) (۰/۸۵)	-	۰/۷۵	۰/۸۵
g-prior - n	۰/۳۸ (۱ ، ۰/۰۴)	۰/۲۹ (۱ ، ۰/۰۵)	-۰/۳۵ (۱ ، ۰/۰۸)	-۰/۳ (۰/۱۳) (۰/۸۵)	-	۰/۷۵	۰/۸۵
g-prior - 1	۰/۱۹ (۱ ، ۰/۰۳)	۰/۱۵ (۰/۰۴) (۰/۹۷)	-۰/۱۸ (۰/۰۶) (۰/۹۴)	-۰/۱۵ (۰/۰۹) (۰/۸۱)	-	۰/۷۵	۰/۷۵
EB-local	۰/۳۸ (۱ ، ۰/۰۴)	۰/۲۹ (۱ ، ۰/۰۵)	-۰/۳۵ (۱ ، ۰/۰۸)	-۰/۲۹ (۰/۱۳) (۰/۸۶)	-	۰/۷۵	۰/۸۶
EB-Global	۰/۳۸ (۱ ، ۰/۰۵)	۰/۲۹ (۱ ، ۰/۰۵)	-۰/۳۵ (۱ ، ۰/۰۸)	-۰/۲۹	-	۰/۷۵	۰/۸۶

			۰/۱۳) (۰/۸۷			(۱، ۰/۰۴)	
۰/۸۵	۰/۷۵	-	-۰/۲۹ ۰/۱۳) (۰/۸۵	-۰/۳۵ (۱، ۰/۰۸)	۰/۲۹ (۱، ۰/۰۵)	۰/۳۸ (۱، ۰/۰۴)	hyper-G
۰/۸۵	۰/۷۵	-	-۰/۲۹ ۰/۱۳) (۰/۸۵	-۰/۳۱ (۱، ۰/۰۲)	۰/۲۹ (۱، ۰/۰۵)	۰/۳۸ (۱، ۰/۰۴)	JZS
۰/۹۵**	۰/۷۵**	-	-۰/۳** ۰/۱۳) (۰/۹۵	-۰/۳۱** (۱، ۰/۰۲)	۰/۲۹** (۱، ۰/۰۵)	۰/۳۹** (۱، ۰/۰۴)	AIC
۰/۸۷	۰/۷۵	-	-۰/۳ ۰/۱۳) (۰/۸۷	-۰/۳۱ (۱، ۰/۰۲)	۰/۳۰ (۱، ۰/۰۵)	۰/۳۹ (۱، ۰/۰۴)	BIC

منبع: یافته‌های تحقیق

با جمع‌بندی جداول ۳ و ۴ متوجه می‌شویم که بهترین مدل‌ها با استفاده از روش PCA و توزیع پیشین AIC به دست می‌آید که مؤلفه‌ی مربوط به حجم نقدینگی و نرخ ارز دارای بیشترین وزن می‌باشند. نتایج به دست آمده از ارتباط حجم نقدینگی و شاخص قیمت سهام در این مدل با یافته‌های تحقیقات پیشین از جمله نونژاد و همکاران (۱۳۹۱) مطابقت دارد. با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان گفت افزایش حجم نقدینگی پول راکد^۱ موجود در دست افراد جامعه را افزایش داده (منظور از پول راکد پولی مازار بر نیازهای افراد که بدون استفاده در دست افراد و یا در حساب‌های بانکی آن‌ها قرار دارد) و این باعث سرمایه‌گذاری این افراد در بازار بورس، افزایش تقاضا برای خرید سهام و در نتیجه افزایش شاخص قیمت سهام می‌شود.

۴-۵. برآورد مدل شاخص قیمت مسکن (بدون PCA)

^۱. Idle money

در جدول شماره (۷) برآورد مدل شاخص قیمت مسکن با مقایسه ۱۰ روش آماری BMA نشان داده شده است. علی‌رغم وجود R^2 بالا در تمام مدل‌ها مقدار احتمال پسین کمتر از ۰/۵ بوده و مدل‌های EB-Local (۰/۴۵)، EB-Global (۰/۴۶)، hyper-G (۰/۴۶) و JZS (۰/۴۷) دارای بالاترین مقدار احتمال پسین در بین ۱۰ مدل مورد بررسی می‌باشند. بنابراین در برآورد مدل شاخص قیمت مسکن بدون اعمال PCA بر روی داده‌ها، هیچ کدام از مدل‌ها معتبر نمی‌باشند.

جدول ۷. نتایج تخمین مدل دوم مقایسه ۱۰ روش آماری BMA

مدل‌ها	حجم نقدینگی	نسبت سپرده قانونی	نرخ ارز	قیمت سکه	تولید ناخالص داخلی	درآمدهای نفتی	R^2	Post Prob
g-prior - SQRT(n)	۰/۲۸ (۰/۰۳، ۰/۹۷)	۰ (۰/۴۳، ۱)	۰/۶۶ (۰/۰۳، ۱)	۰ (۰/۵۲، ۰)	۰ (۰/۴۲، ۰)	۰ (۰/۰۵، ۰)	۰/۹۵	۰/۱۷
g-prior -n- MCMC	۰/۳۱ (۰/۰۴، ۰/۹۹)	۰ (۰/۲۶، ۱)	۰/۷۴ (۰/۰۴، ۱)	۰ (۰/۵۱، ۰)	۰ (۰/۲۰، ۰)	۰ (۰/۳۷، ۰)	۰/۹۵	۰/۲۵
g-prior -n	۰/۳۱ (۱، ۰/۰۴)	۰ (۰/۲۶، ۱)	۰/۷۴ (۰/۰۴، ۱)	۰ (۰/۵۱، ۰)	۰ (۰/۲، ۰)	۰ (۰/۳۷، ۰)	۰/۹۵	۰/۲۵
g-prior - 1	۰/۱۴ (۰/۷۳، ۰/۰۵)	۰/۰۱ (۰/۰۴، ۰/۶۱)	۰/۴۰ (۰/۰۴، ۰/۹۹)	-۰/۰۵ (۰/۰۳، ۰/۶۲)	۰/۰۱ (۰/۰۵، ۰/۶۲)	-۰/۰۳ (۰/۰۴، ۰/۶۰)	۰/۹۶	۰/۲۲
EB-local	۰/۳۱ (۱، ۰/۰۴)	۰ (۰/۱۳، ۱)	۰/۷۵ (۰/۰۴، ۱)	۰ (۰/۳۵، ۰)	۰ (۰/۰۸، ۰)	۰ (۰/۲۲، ۰)	۰/۹۵	۰/۴۵
EB-Global	۰/۳۱ (۱، ۰/۰۴)	۰ (۰/۱۲، ۱)	۰/۷۵ (۰/۰۴، ۱)	۰ (۰/۳۵، ۰)	۰ (۰/۰۷، ۰)	۰ (۰/۲۲، ۰)	۰/۹۵	۰/۴۶
hyper-G	۰/۳۱ (۱، ۰/۰۴)	۰ (۰/۱۳، ۱)	۰/۷۵ (۰/۰۴، ۱)	۰ (۰/۳۵، ۰)	۰ (۰/۰۸، ۰)	۰ (۰/۲۳، ۰)	۰/۹۵	۰/۴۶

۰/۴۷**	۹۵**	۰	۰	۰	۰/۷۵**	۰	۰/۳۱**	JZS
۰	۰/	(۰/۲۲، ۰)	(۰/۰۷، ۰)	(۰/۳۴، ۰)	۰/۰۴	(۰)	(۱، ۰/۰۴)	
					(۱)	(۰/۱۲)		
۰/۳۴	۰/۹۶	-۰/۰۶	۰/۰۲	۰/۱	۰/۸۰	-۰/۰۳	۰/۲۹	AIC
		(۰/۰۵)	(۰/۰۷)	(۰/۰۴)	(۰/۰۵)	(۰/۰۵)	(۱، ۰/۰۶)	
		(۰/۷۹)	(۰/۶۰)	(۰/۹۲)	(۱)	(۰/۶۶)		
۰/۱۷	۰/۹۶	-۰/۰۶	۰	-۰/۱	۰/۷۹	۰	۰/۳۳	BIC
		(۰/۰۳)	(۰/۲۵، ۰)	(۰/۰۴)	(۰/۰۵)	(۰)	(۱، ۰/۰۴)	
		(۰/۰۵۲)		(۰/۷۱)	(۱)	(۰/۳۵)		

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۶. برآورد شاخص قیمت مسکن (با PCA)

جدول (۶) نتایج برآورد مدل شاخص قیمت مسکن با PCA و مقایسه ۱۰ روش آماری BMA، را نشان می‌دهد، ۴ نوع PC برای این برآورد به دست آمده است که R^2 و مقدار احتمال پسین در ۱۰ مدل مورد بررسی مقدار بالایی گزارش شده است و توزیع پیشین AIC دارای بالاترین مقدار R^2 و مقدار احتمال پسین و در نتیجه به عنوان بهترین مدل مورد تحلیل قرار می‌گیرد.

مدل با توزیع پیشین AIC دارای بیشترین مقدار R^2 برابر ۰/۹۴ و بیشترین مقدار احتمال پسین برابر ۰/۹۹ می‌باشد. در این مدل، PC اول دارای بیشترین مقدار میانگین پسین برابر ۰/۵۰ است که این PC مربوط به حجم نقدینگی و نرخ ارز می‌باشد و احتمال اینکه این مقدار برابر صفر نباشد یک بوده، همچنین انحراف معیار پسین آن نیز برابر ۰/۰۲ می‌باشد. سایر PC ها همگی احتمال اینکه غیرصفر باشند نزدیک به یک می‌باشد. PC دوم که مربوط به درآمدهای نفتی است دارای میانگین پسین ۰/۱۷ می‌باشد. ارتباط مثبت حاصل از درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی با شاخص قیمت مسکن در مطالعات تجربی (Dreger et al, 2009)، (Ning et al, 2012)، (Adalid et al, 2007)، (Fernandez et al, 2001)، (Belke et al, 2007)، (Giese et al, 2007) و قلی‌زاده و همکاران (۱۳۹۱) تأیید می‌شود. همچنین مطالعات (امجدی و همکاران (۱۴۰۱)، رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۴)، (Yang and Zhiang, 2012)، (Ya-Chen and Shuai, 2013) و (Glindro et al, 2011) نیز نشان داده‌اند افزایش نرخ ارز، اثری همسو بر قیمت مسکن دارد.

PC سوم که مربوط به نسبت سپرده قانونی است دارای میانگین پسین $0/13-$ می‌باشد. به عبارتی بین نسبت سپرده قانونی و قیمت مسکن، رابطه‌ای منفی برقرار است. از دیدگاه اقتصادی، بانک‌ها موظف به نگهداری درصدی از سپرده‌های مردمی نزد بانک مرکزی به عنوان ذخایر قانونی می‌باشند لذا بانک‌ها می‌توانند مازاد بر نسبت سپرده قانونی را در بانک به عنوان وام و تسهیلات در اختیار متقاضیان قرار دهند و با توجه به تقاضای سوداگران مسکن در ایران این وام‌ها به سمت بخش مسکن منتقل می‌گردد و در نتیجه افزایش تقاضا و قیمت مسکن را به دنبال دارد (حیدری و همکاران، ۱۳۸۹، شیرین بخش و همکاران، ۱۳۸۹، مهرآرا ۱۳۹۱، سوری و همکاران، ۱۳۹۱) در مطالعات خود به این نتایج دست یافته‌اند. PC چهارم که مربوط به قیمت سکه است دارای میانگین پسین $0/53-$ می‌باشد. هر چقدر بازدهی در بازار سکه به عنوان دارایی جایگزین بازار مسکن، بیشتر باشد، انتظار بر این است تقاضای بازار مسکن کاهش یافته و به دنبال آن قیمت شاخص مسکن کاهش یابد. این موضوع توسط یافته‌های این مطالعه و مطالعات (موسوی و همکاران، ۱۳۹۴، فتاحی و همکاران، ۱۳۹۱) تأیید شده است. سایر توزیع‌های پسین دارای عملکردی خوب و نزدیکی به پیشین AIC هستند.

جدول ۸. نتایج تخمین مدل دوم (با PCA)؛ مقایسه ۱۰ روش آماری BMA

مدل‌ها	PC_1	PC_2	PC_3	PC_4	PC_5	R^2	Post Prob
g-prior - SQRT(n)	0/44 (1, 0/02)	0/15 (0/99, 0/02)	-0/12 (0/90, 0/04)	-0/47 (1, 0/06)	-	0/94	0/90
g-prior -n- MCMC	0/49 (1, 0/02)	0/16 (1, 0/03)	-0/13 (0/98, 0/04)	-0/52 (1, 0/06)	-	0/94	0/98
g-prior -n	0/49 (1, 0/02)	0/16 (1, 0/03)	-0/13 (0/98, 0/04)	-0/52 (1, 0/06)	-	0/94	0/98
g-prior - 1	0/25 (1, 0/01)	0/08 (0/85, 0/02)	-0/07 (0/75, 0/03)	-0/26 (0/91, 0/05)	-	0/94	0/64
EB-local	0/50 (1, 0/02)	0/17 (1, 0/03)	-0/13 (0/99, 0/04)	-0/53 (1, 0/06)	-	0/94	0/98
EB-Global	0/50 (1, 0/02)	0/17 (1, 0/03)	-0/13 (0/99, 0/04)	-0/53 (1, 0/06)	-	0/94	0/98

۰/۹۹	۰/۹۴	-	-۰/۵۳ (۱، ۰/۰۶)	-۰/۱۳ (۰/۹۹، ۰/۰۴)	۰/۱۷ (۱، ۰/۰۳)	۰/۵۰ (۱، ۰/۰۲)	hyper-G
۰/۹۸	۰/۹۴	-	-۰/۵۳ (۱، ۰/۰۶)	-۰/۱۳ (۰/۹۹، ۰/۰۴)	۰/۱۷ (۱، ۰/۰۳)	۰/۵۰ (۱، ۰/۰۲)	JZS
۰/۹۹**	۰/۹۴**	-	-۰/۵۳** (۱، ۰/۰۶)	-۰/۱۳** (۰/۹۹، ۰/۰۴)	۰/۱۷** (۱، ۰/۰۳)	۰/۵۰** (۱، ۰/۰۲)	AIC
۰/۹۹	۰/۹۴	-	-۰/۵۳ (۱، ۰/۰۶)	-۰/۱۳ (۰/۹۹، ۰/۰۴)	۰/۱۷ (۱، ۰/۰۳)	۰/۵۰ (۱، ۰/۰۲)	BIC

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. بحث و نتیجه‌گیری

در این تحقیق ۱۰ روش متفاوت از BMA با در نظر گرفتن تمام این برآوردها در حالت‌های بدون اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی و با اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی جهت بررسی ارتباط حجم نقدینگی با قیمت دارایی‌های سهام و مسکن مورد مقایسه قرار گرفت. نتایج این بررسی‌ها نشان می‌دهد که داده‌ها در حالت اعمال رگرسیون مؤلفه اصلی نتایج منطقی‌تری به دست می‌دهند. برای هر کدام از مدل‌های شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن ۵ نوع مؤلفه اصلی (PC) به دست آمد که PCهای اولیه بیانگر ارزش و تأثیر بیشتر این متغیرها بر شاخص قیمت سهام و مسکن می‌باشد.

براساس ادبیات پیشین در ارزیابی ارتباط شاخص قیمت سهام و حجم نقدینگی، افزایش حجم نقدینگی و به دنبال آن افزایش قیمت‌ها باعث افزایش ارزش دارایی‌ها و نهاده‌های تولیدی می‌گردد و مؤسسات اقتصادی می‌شود. در مورد شاخص قیمت مسکن افزایش درآمدهای نفتی و حجم نقدینگی، درآمدهای انباشته شده را به سمت سرمایه‌گذاری در فعالیتهای سودآور سوق می‌دهد اما زمانی که فعالیتهای صنعتی کم‌بازده و فعالیتهای تجاری با موانع محدودیت‌های ارزی و محدودیت‌های واردات روبرو هستند، افزایش حجم نقدینگی و درآمدهای نفتی به سمت بخش مسکن و به صورت تقاضای سوداگرانه سوق می‌باید. همچنین افزایش نرخ ارز هم‌سو با قیمت مسکن می‌باشد. از دیدگاه نظری، انتظار می‌رود نرخ ارز و ناطمینانی آن بر قیمت نهاده‌های ساختمانی اثرگذار باشد. در اقتصاد ایران نرخ ارز بر عوامل طرف عرضه مسکن اثرگذار است، یعنی فشار هزینه‌ای افزایش نرخ ارز بیشتر از فشار تقاضا می‌باشد. نتایج به دست آمده در این تحقیق طبق ادبیات موجود ارتباط مثبت حجم نقدینگی و قیمت دارایی‌ها را تأیید کرده و بنابراین اهمیت توجه بیشتر سیاست‌گذاران پولی به بازار دارایی‌های سهام و مسکن را مشخص می‌کند.

یافته‌های این مطالعه می‌تواند اطلاعات قیمت دارایی را در واکنش به سیاست‌های بانک مرکزی برای حفظ نقدینگی معقول و تنظیم منطقی‌تر قیمت دارایی‌ها ارائه دهد و مبنای مرجعی برای تدوین و اجرای سیاست‌های آینده بانک مرکزی فراهم کند. از سوی دیگر بانک مرکزی باید بر روی اثرات زنجیره‌ای سیاست‌های خود بر بازار سرمایه در هنگام مداخله در قیمت دارایی‌ها و اقتصاد کلان تمرکز کند.

References

- Adalid, Ramon & Detken Carsten (2007), "Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Boost Cycles", Working Paper Series, No. 732.
- Adrian, T., Liang, N., et al. (2018). Monetary Policy, Financial Conditions, and Financial Stability. *International Journal of Central Banking*, 14(1):73–131.
- Allen..Fand Gale. D, (1998). "Bubbles and crises the economic journal," Center for Financial Institutions Working Papers, vol. 110, no. 460, pp. 236–255.
- Elwani, Mehdi, Sharifzadeh, Fattah (2014), *Public Policy Process*, Tehran: Allameh Tabatabai University.(In persian).
- Asefi, Neda; Karimi Tekanlo, Zahra; Hachikat, Jafar and Barkhi Eskoi, Mehdi (2022), the effect of monetary policy through the asset price channel on financial development; *Scientific Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*; 12(46). 35-46. (In Persian).
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should central banks respond to movements in asset prices?. *American Economic Review*, 91(2), 253-257.
- Bernanke, B. S., & Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy?. *The Journal of Finance*, 60(3), 1221-1257.
- Bjørnland, H. C., & Leitimo, K. (2009). Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 275-282.
- Bordo, M. D., & Jeanne, O. (2002). Monetary policy and asset prices: does 'benign neglect' make sense?. *International Finance*, 5(2), 139-164.
- Borio, C. E., & Lowe, P. W. (2002). Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus.
- Camdevyren H., Demyr N., Kanik A.. and Kesryn S. 2005. Use of principal component scores in multiple linear regression models for prediction of Chlorophyll-a in reservoirs, *Ecological Modelling*, 181: 581-589.
- Cecchetti, S. G., Genberg, H., Lipsky, J., & Wadhvani, S. B. (2000). *Asset Prices and Central Bank Policy*," Geneva Reports on the World Economy No. 2 (Geneva: International Center for Monetary and Banking Studies).

- Clarida, R., Gali, J., and Gertler, M., (2000). "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory," *Quarterly Journal of Economics*, 115, 147-80.
- Dang VD. Bank funding, market power, and the bank liquidity creation channel of monetary policy. *Research in International Business and Finance*. 2022 Jan 1;59.
- De Pooter, M., Favara, G., Modugno, M., & Wu, J. (2021). Reprint: Monetary policy uncertainty and monetary policy surprises. *Journal of International Money and Finance*, 114, 102401.
- Dreger, Christian & Jurge Wolters (2009), "Liquidity and Asset Prices, How Strong are the Linkages?", ISSN Print Edition 1433-0210 Discussion Papers, 860.
- Ehrmann, Michael, and Marcel Fratzscher. "Taking stock: Monetary policy transmission to equity markets." *Journal of Money, Credit and Banking* (2004): 719-737.
- Fernandez, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001). Model uncertainty in cross-country growth regressions. *Journal of applied Econometrics*, 16(5), 563-576.
- George, E., and Foster, D. P. (2000). Calibration and empirical Bayes variable selection. *Biometrika*, 87(4), 731-747.
- Ghadiri, H., Sharifi-Renani, H., & Daei Karimzadeh, S. (2022). Sociological explanation of the effect of monetary policy on the number of building permits issued through bank credit channels and exchange rates. *Political Sociology of Iran*, 5(3).987-1020. (In Persian).
- Giese, Julia V. & Christin K. Tuxen (2007), "Global Liquidity and Asset Prices in a Cointegrated VAR", Nuffield College, University of Oxford and Department of Economics, Copenhagen University.
- Glindro, E. T., Subhanij, T., Szeto, J., & Zhu, H. (2011). Determinants of house prices in nine Asia-Pacific economies. *International Journal of Central Banking*, 7(3), 163-204.
- Hansen, M. H., & Yu, B. (2003). Minimum description length model selection criteria for generalized linear models. *Lecture Notes-Monograph Series*, 145-163.
- Hu, C. H, Li Z. B and Liu X. Y. "Liquidity shocks, commodity financialization, and market comovements," *Journal of Futures Markets*, vol. 40, no. 9, 2020.
- Koijen, R. S., Lustig, H., & Van Nieuwerburgh, S. (2017). The cross-section and time series of stock and bond returns. *Journal of Monetary Economics*, 88, 50-69.
- Liang, F., Paulo, R., Molina, G., Clyde, M. A., & Berger, J. O. (2008). Mixtures of g priors for Bayesian variable selection. *Journal of the American Statistical Association*, 103(481), 410-423.

- Liu C.W., Lin K.H. and Kuo Y.M. (2003). Application of factor analysis in the assessment of groundwater quality in a blackfoot disease area in Taiwan, *Science of the Total Environment*, 313: 77- 89.
- López, M. (2015). Asset price bubbles and monetary policy in a small open economy. *Ensayos sobre Política Económica*, 33(77), 93-102.
- Lüdering, J., & Tillmann, P. (2020). Monetary policy on twitter and asset prices: Evidence from computational text analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 51.
- Mehrara, M; Bakhdari, S, and Ebrahim Zadegan, H. (2017); The effect of financial and real asset prices on business cycles in Iran: smooth transition regression approach; Publications of Tarbiat Modares University; Sustainable growth and development research.20(1). 105-128 (In Persian).
- Mohaddes. F. (2012). Calculating asset price index and investigating its effect on inflation, *Economic research trend quarterly*, 19(60). 29-62.(in persian).
- Nair, A. R., & Anand, B. (2020). Monetary policy and financial stability: Should central bank lean against the wind?. *Central Bank Review*, 20(3), 133-142.
- Nunjad, Zamanikordshuli, Behzad and Hosseinzadeh Yusefabad, Seyed Mojtabi. (2012). The effect of monetary policies on the stock price index in Iran. *Financial Economics*, 20(6), 9-38. (In Persian).
- Nusret. C and Adam. Z, “Liquidity and the cross-section of international stock returns,” *Journal of Banking & Finance*, vol. 127, 2021.
- Qolizadeh, A and Mlawoli, T (2012). Investigating the effects of liquidity on housing price fluctuations in oil and non-oil countries. *Economic Policy and Research Quarterly*, 20(63), 104-83. (In Persian).
- Raftery, Porwal, A and A. E. (2022). Comparing methods for statistical inference with model uncertainty. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 119(16).
- Rashid, A., Hassan, M. K., & Shah, M. A. R. (2020). On the role of Islamic and conventional banks in the monetary policy transmission in Malaysia: Do size and liquidity matter?. *Research in International Business and Finance*, 52.
- Schmidt, J. (2020). Risk, asset pricing and monetary policy transmission in Europe: Evidence from a threshold-VAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 109.
- Svensson, L. E. (2017). Cost-Benefit Analysis of Leaning Against the Wind. *Journal of Monetary Economics*, 90:193–213.
- Tae-Rog. Oh. (2018). Essay on monetary policy and asset price. (Unpublished doctoral dissertation). the Duke University.
- Ya-Chen, L., & Shuai, Z. (2013). Econometric analysis on the relationship between RMB exchange rate and real estate price by VAR model. In *Second International Conference on Science and Social Research* (pp.428-430).

- Yang, L. & Zhiqiang, H. U. (2012). on Correlation between RMB Exchange Rate & Real Estate Price based on Financial Engineering, Systems Engineering Procedia, 3, 146 – 152.
- Zhang. Y. (2017). “Asset price volatility and banks,” Journal of Mathematical Economics, vol. 71.