

## محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها و بررسی اثر آن بر تورم<sup>۱</sup>

\* فخری محدث

### چکیده

مهم‌ترین کارکردهای بازار دارایی‌ها (شامل بازارهای پول و ارز، سرمایه و مالی و دارایی‌های حقیقی) را در حالت کلی می‌توان در شکل‌دهی انتظارات تورمی، جذب عدم تعادل‌ها و شوک‌های واردہ بر بخش واقعی و همچنین تأمین مالی فعالیت‌های آن خلاصه کرد. اگر قیمت دارایی‌ها حاوی اطلاعات پیشرو در مورد وضعیت اقتصاد مانند تورم یا رشد باشد، باید در مجموعه اطلاعاتی سیاست‌گذار وارد شود. بنابر این، باتوجه به اهمیت بازار دارایی‌ها در اقتصاد، استخراج شاخصی که بتواند روند کل قیمتی این بازار را منعکس کند، جهت استفاده از آن در پژوهش‌های تکمیلی امری ضروری است. در بین روش‌های چند متغیره، تحلیل مؤلفه‌های اصلی روشی آماری است که بیشتر برای بررسی گروهی از متغیرهای همبسته مرتبط با یک حوزه یا بیشتر، مانند شاخص‌های وضعیت اقتصادی اجتماعی، رضایت شغلی، سلامت، اعتبار شخصی و وضعیت سیاسی به کار می‌رود.

در این پژوهش پس از بررسی ادبیات موضوعی ارتباط بازار دارایی‌ها با بخش واقعی و دلایل توجه سیاست‌گذاران به قیمت دارایی‌ها، به بررسی و چکونگی کاربرد روش شاخص سازی مؤلفه‌های اصلی در اقتصاد پرداخته و با استفاده از آن شاخص قیمت دارایی‌ها برای اقتصاد ایران را محاسبه می‌کنیم. بررسی اثرات متقابل متغیرهای مالی و واقعی بر یکدیگر نشان می‌دهد با توجه به تعامل بازارها با هم، رکود در یک بازار باعث جابجایی نقدینگی و رونق سایر بازارها می‌شود. همچنین نتایج تفکیک واریانس نشان می‌دهد سهم تکانه‌های دارایی‌های مالی و واقعی بر تغییرات واریانس تورم کل قابل توجه است.

وازگان کلیدی: تحلیل مؤلفه‌های اصلی، شاخص قیمت دارایی‌ها، تورم.

طبقه‌بندی JEL: E31, E64, C40

۱. این مقاله برگرفته از پژوهشی است که توسط نگارنده در اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی انجام شده است.

\* کارشناس ارشد اقتصاد، محقق اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا. fakhrymohaddes@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۰۱/۳۰

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۰۸/۰۳

## ۱. مقدمه

یکی از موضوع‌های مورد توجه و تأثیرگذار در مسائل اقتصادی، بازار دارایی‌هاست. به لحاظ نظری اگر بازار دارایی‌ها از نظر اطلاعات کارا عمل کرده و افراد عقلایی عمل کنند، قیمت دارایی‌ها منعکس‌کننده اطلاعات موجود درباره وقایع مورد انتظار است؛<sup>۱</sup> اما در عمل بازارهای مالی کامل نیستند و به دست آوردن اطلاعات با هزینه همراه است. همچنین، بررسی بازار دارایی‌ها از آن نظر اهمیت می‌یابد که در شرایط معمولی، تغییر روند قیمت دارایی‌ها منعکس‌کننده تحول در عوامل ساختاری اقتصاد است؛ اما در صورتی که روند تغییر قیمت دارایی‌ها به شکل پایدار از روند طبیعی آن انحراف یابد، حباب قیمت دارایی‌ها رخ می‌دهد. چنانچه این شرایط اقتصادی به درستی شناسایی نشود، و بانک‌ها بر روی دوره رونق دارایی‌ها، سهم خود را از این بازار افزایش دهنده، پتانسیل بروز یک بحران مالی شکل خواهد گرفت.

سیاست‌های پولی عمدتاً به پایین نگهداشت تورم و نزدیک کردن اقتصاد به سطح اشتغال کامل می‌پردازد؛ اما دیدگاه دیگر در مورد سیاست پولی این است که بانک مرکزی می‌تواند با پاسخ به تغییرات قیمت دارایی‌ها وضعیت اقتصاد کلان را بهبود دهد. بحث اصلی این است که حباب قیمت دارایی‌ها ممکن است به رشد هنگفتی در سرمایه‌گذاری و مصرف منجر شده و در صورتی که فعالان و سیاست‌گذاران اقتصادی در تصمیم‌گیری‌های خود، در تشخیص حباب قیمتی به جای افزایش واقعی قیمت‌ها دچار اشتباه شده باشند، با ترکیدن حباب‌ها این رشد به شدت کاهش می‌یابد و سازوکار اقتصادی با این نوسانات سریع در ستانده و تورم دچار آسیب‌های جدی می‌شود. به کارگیری یک سیاست پولی مستحکم زمانی که قیمت دارایی‌ها به سمت بالا یا پایین سطح تعادلی می‌رود، می‌تواند به هموارسازی نوسانات در ستانده و تورم کمک کند. چنین حرکت‌هایی همچنین ممکن است، امکان شکل‌گیری حباب قیمت دارایی را در همان ابتدا کاهش دهد و اثرات منفی آن را به حداقل برساند. بنابراین، پژوهشگران زیادی بر این باورند که تصمیم‌گیران سیاست‌های پولی نه تنها باید از قیمت دارایی به عنوان قسمتی از اطلاعاتشان برای ارزیابی تورم آینده، بلکه برای تنظیم نرخ بهره با

---

1. Smith.(1999).

در نظر گرفتن میزان انحراف قیمت دارایی‌ها از مقدار تعادلی‌شان استفاده کنند.<sup>۱</sup> بحث اصلی در دیدگاه سنتی در این رابطه که نرخ‌های بهره باید تنها در پاسخ به تورم و شکاف ستانده تنظیم شوند این است که، نه تنها قیمت دارایی‌ها کاملاً نوسانی است، بلکه شناسایی اینکه قیمت‌های تعیین شده واقعی است یا خیر نیز مشکل است. در نتیجه یک سیاست‌گذاری پولی بسیار فعال لازم است. بنابراین، بانک مرکزی می‌تواند به صورت غیرمستقیم، با واکنش به اثرات قیمت دارایی‌ها بر تورم و ستانده به تغییرات قیمت دارایی‌ها واکنش نشان دهد.<sup>۲و۳</sup> به طور مثال، نرخ ارز می‌تواند از طریق تورم وارداتی به طور مستقیم بر تورم داخلی اثرگذار باشد، در حالی که قیمت مسکن و دارایی‌ها از طریق اثرشان بر رشد اعتبارات، مصرف و سرمایه‌گذاری کل بر تورم اثرگذار است.

در این پژوهش، پس از بررسی علل توجه به قیمت دارایی‌ها در هدایت سیاست‌های پولی، به مسئله چگونگی انتقال قیمت دارایی‌ها به تورم کل و سازوکارهای اثرگذاری آن پرداخته می‌شود. پس از آن، با مروری بر ادبیات موضوع، مهم‌ترین دارایی‌هایی به کار گرفته شده در مطالعات مختلف برای پیش‌بینی تورم و رشد، تعریف و تبیین می‌شود. سپس با مروری بر روش شاخص‌سازی تحلیل مؤلفه‌های اصلی و شاخص قیمت دارایی‌ها در ایران، با توجه به سطح دسترسی به اطلاعات و با استفاده از متغیرهای شاخص قیمت دلار، سکه، سهام، زمین و مسکن محاسبه شده و روند تاریخی تورم کل کالاها و خدمات مصرفی و تورم کل دارایی‌ها تبیین می‌شود. در ادامه با تفکیک دارایی‌ها به دو دسته دارایی‌های مالی و واقعی، روند تاریخی هر یک از شاخص‌های یادشده و متغیرهای عمده تأثیرگذار بر آنها بررسی می‌شود. در نهایت، با توجه به مطالعات انجام شده در خصوص ارتباط قیمت دارایی‌ها و تورم کل، وجود این ارتباط در ایران با استفاده از داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۳ - ۱۳۸۹ با استفاده از مدل سنجی VAR آزمون و تبیین و نتایج واکنش بازار کالا به بازار دارایی‌ها و نیز ارتباط متقابل بازارهای مختلف با یکدیگر تشریح می‌شود.

---

1. Chadha.(2004).

2. Bernanke & Gertler.(2001).

3. Bean.(2003).

## ۲. دلایل توجه به قیمت دارایی‌ها در هدایت سیاست‌های پولی

به طور سنتی در هدف‌گیری تورم تنها قیمت کالاها و خدمات مورد نظر است؛ اما دلایل زیادی وجود دارد که بانک‌های مرکزی را مجب‌می‌کند به قیمت‌های دیگر نیز توجه کنند. توجه به قیمت در بازارهای دیگر به ویژه پس از بحران‌هایی نظیر بحران مالی آسیای جنوب شرقی از سال ۱۹۹۷ که بحث ضرورت ایجاد ثبات مالی و عدم کفایت ثبات پولی برای سیاست‌گذاری پولی دارای اهمیت فراوانی شد و نیز آشفتگی اقتصادی ژاپن در دهه ۱۹۸۰ یا افزایش سریع قیمت دارایی‌ها در اوخر دهه ۹۰ در آمریکا، اهمیت بیشتری یافت. این دلایل عبارتند از:

- تورم قیمت دارایی‌ها اثر ثروت ایجاد می‌کند. مصرف‌کنندگان وقتی احساس ثروتمندتر بودن می‌کنند، شروع به صرف مخارج بیشتری می‌کنند. قیمت‌های بالای سهام سبب می‌شود بنگاه‌ها مخارج سرمایه‌گذاری بیشتری انجام دهند. بنابراین، افزایش قیمت دارایی‌ها نشانه‌ای است برای تورم آینده عمده‌فروشی و خردۀ فروشی.
- از سوی دیگر، به نسبتی که دارایی‌ها جریان درآمدی در آینده ایجاد می‌کنند، قیمت‌های افزایش یافته آنها بدین معنا است که در آینده مخارج مصرفی بیشتری به وجود خواهد آمد. بنابراین، قیمت دارایی‌ها باید در یک اندازه جامع تری از تورم گنجانده شود.
- افزایش قیمت دارایی خارج از روند بلندمدت آن می‌تواند باعث ایجاد حباب قیمتی شده و وقتی این حباب می‌ترکد می‌تواند در ابتدا سبب استقرار اض فراوان نهادهای مالی و در نهایت موجب ورشکستگی آنها و اغتشاش بازار شود. همچنین، وقتی این حباب می‌ترکد، کاهش ناگهانی در ارزش سهام یا املاک و مستغلات را به دنبال داشته و سبب می‌شود وام‌هایی که با دریافت وثیقه‌هایی مانند دارایی‌های ذکر شده، پرداخت شده‌اند، تبدیل به وام‌هایی بدون حمایت تضمینی کافی شوند و بنابراین خسارت بالقوه بانک‌ها را به همراه دارد، چنان که در ژاپن و آسیای شرقی اتفاق افتاد.
- قیمت دارایی‌ها در سازوکار انتقال پول نیز نقش دارد، بنابراین، مراجع پولی می‌توانند یک متوسط وزنی از تورم و قیمت دارایی‌ها را به عنوان هدف انتخاب کنند. زمانی که حباب قیمت دارایی‌ها

رشد می‌کند، ریسک‌هایی را در شکل‌گیری تورم بالاتر فراهم می‌کند، ترکیدن این حباب‌ها باعث عدم ثبات مالی و از دست دادن ستانده نیز می‌شود. زمانی که از دارایی‌ها به عنوان وثیقه استفاده می‌شود، حباب قیمت آنها می‌تواند به افزایش اعتبار منجر شده و این امر نیز می‌تواند به افزایش قیمت دارایی‌های مرتبط (فارکس) منجر شود و چرخه افزایش قیمت دارایی‌ها همچنان ادامه می‌یابد. زمانی که قیمت دارایی‌ها ناگهان کاهش می‌یابد، بنگاه‌ها با محدودیت‌های مالی جدی مانند کاهش ارزش وثیقه‌هایشان روبه‌رو می‌شوند، در این وضعیت قرض‌دهندگان نسبت به قرض دادن در مقیاسی پیش از افزایش قیمت دارایی‌ها بی‌میل می‌شوند. این نوسانات می‌تواند فعالیت‌های اقتصادی را به صورت قابل توجهی تحت تأثیر قرار دهد.

- در حالت چسبنده بودن قیمت کالاهای پولی ابتدا از طریق تغییر در قیمت دارایی‌ها به بخش واقعی منتقل می‌شود و نوسانات قیمت دارایی‌ها می‌تواند رشد بخش واقعی و پولی را تحت تأثیر قرار دهد. در بیشتر مدل‌های اولیه چنین ارتباطات درونی بین قیمت دارایی‌ها و بخش پول از طریق واردکردن نرخ بهره کوتاه‌مدت و نرخ ارز تبیین شده است.

### ۳. کانال‌های انتقال قیمت دارایی‌ها به بخش واقعی و تورم

به طور کلی، انتقال تورم قیمت دارایی‌ها به تورم قیمت کالاهای را می‌توان هم از طریق تقاضای کل و هم به واسطه انتظارات ایجاد شده از روند آینده تورم و ستانده (با فرض اینکه قیمت جاری یک دارایی ارزش تنزیل شده جریان درآمدی است که توسط آن دارایی ایجاد شده است) تبیین نمود. ماهیت و سرعت انتقال نه تنها به سهم دارایی‌ها در ثروت بخش خصوصی بلکه به سطح توسعه اقتصاد، به ویژه بازار مالی آن بستگی دارد.

با افزایش همگرایی بازارها، عدم تعادل در بازار دارایی به راحتی به بازارهای دیگر منتقل می‌شود. به عنوان مثال، مازاد نقدینگی تمایل به کاهش نرخ بهره کوتاه‌مدت دارد که این امر باعث ایجاد مازاد تقاضا برای سهام و در نتیجه افزایش قیمت آن می‌شود. هرچند هنگامی که روابط درونی دسته دارایی‌ها (ارز، طلا، اوراق مشارکت، مستغلات و موارد دیگر) در بین خودشان و نیز با متغیرهای واقعی زیاد می‌شود، فرآیند انتقال مبهم و پیچیده می‌شود. همچنان، ثابت شده است که قیمت

دارایی‌ها بسیار نوسانی و به تمايلات سرمایه‌گذاران حساس و کاملاً مستقل از هر تغییری در ساختارهاست. در نتیجه، استخراج اطلاعات دقیق و صحیح از هر تغییر مشاهده شده در قیمت دارایی‌ها تقریباً غیرممکن است.<sup>۱</sup>

دیدگاه‌های مختلفی در مورد ارتباط علی تغییر در قیمت دارایی‌ها و نرخ رشد ستانده و تورم وجود دارد. براساس یک دیدگاه تحولات بازارهای دارایی تنها یک انحراف اتفاقی و موضوعی فرعی است و نمی‌تواند علتی برای ستانده باشد، اما اطلاعات موجود در قیمت آنها به طور ضمنی بیانگر نرخ رشد سود تقسیم شده، درآمد و ستانده در آینده است. دیدگاه دیگر بر اثر علی قیمت دارایی‌ها روی مصرف شخصی و سرمایه‌گذاری تأکید می‌کند. افزایش قیمت دارایی‌ها با افزایش اثر ثروت، مصرف شخصی را تحت تأثیر قرار می‌دهد که این امر نیز درخواست افزایش دستمزد انتظاری (به عنوان نتیجه‌ای از رشد درآمد واقعی)، ارزش وثیقه و در نتیجه افزایش ظرفیت استقراض بنگاه‌های خصوصی را به دنبال دارد، هرچند ویکرز<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، به این نکته اشاره دارد که قیمت مسکن بالاتر باعث می‌شود مردمی که صاحبخانه نیستند، یا نیازهای خانه‌ای آنها اقطاع نشده است، هزینه‌های غیرمسکن خود را کاهش دهند، بنابراین، اثر قیمت دارایی خانه روی هزینه مصرفی می‌تواند دوگانه باشد. تجزیه و تحلیل نقش ثروت در مصرف خانوارها به نظریه درآمد دائمی یا مدل سیکل زندگی<sup>۳</sup> باز می‌گردد. بر این اساس، سطح مصرف خانوارها تابعی از درآمد دائمی یا همان ارزش فعلی درآمد نیروی کار و نیز درآمد سرمایه است. درآمد سرمایه شامل ثروت مسکن و ثروت دارایی‌های مالی است. با معلوم بودن درآمد دائمی قابل انتظار، خانوارها در طول زندگی به این صورت هزینه می‌کنند که در سال‌های اولیه استقراض می‌کنند، در اواسط دوره کاری پس‌انداز می‌کرده و در سال‌های پایانی پس‌انداز نمی‌کنند. بنابر این، یک افزایش غیرمنتظره در ثروت باعث می‌شود مصرف‌کنندگان سود ثروت را در طول دوره باقی مانده توزیع نموده، کمی بیشتر مصرف و کمتر پس‌انداز کنند. افزایش قیمت دارایی‌ها سرمایه‌گذاری را با کاهش در هزینه سرمایه جدید نسبت به سرمایه موجود (نظریه

1. Bernanke & Gertler.(2001).

2. Vickers.(2000).

3. Friedman.(1957) , Ando & Modigliani.(1963).

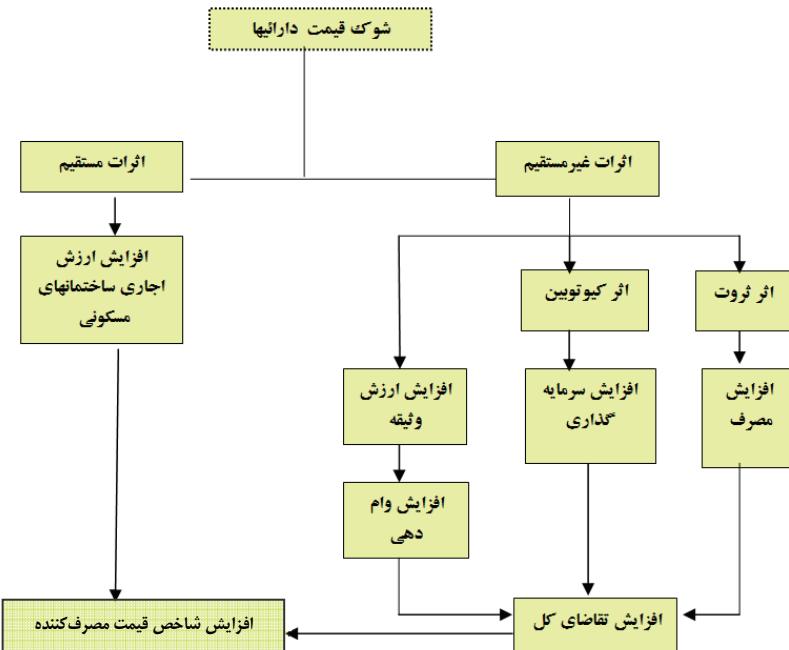
کیوتوبین) تحت تأثیر قرار می‌دهد، این افزایش قیمت بر اساس رشد انتظاری ستانده در آینده و بهبود توان ترازنامه شرکتها که سبب می‌شود بانک‌ها هزینه‌های بهره وام‌ها را کاهش دهند، انگیزه‌ای برای سرمایه‌گذاری ایجاد می‌کند.

اثرات چرخشی تغییر در تقاضای کل بر قیمت دارایی‌ها نیز مشهود است. شواهد تجربی اثر قیمت دارایی‌ها و سهام را بر مصرف بخش خصوصی و سرمایه‌گذاری در کشورهای صنعتی تأیید می‌کند، گرچه میزان آن بسته به سهم دارایی‌ها در ثروت ملی و ماهیت بنگاه‌ها و قوانین بانکی متفاوت است. ترکیب دارایی‌ها نیز عامل مهمی در میزان و ماهیت اثر آن بر بخش واقعی است. اثر نهایی تغییر قیمت سهام بر بخش واقعی را می‌توان هم از طریق اثرات ثروتی و هم اثر آن بر اعتماد تولیدکنندگان و مصرفکنندگان به محیط اقتصادی بررسی نمود. نمودار ۱ به طور خلاصه سازوکار نفوذ قیمت دارایی‌ها به تورم کل را نشان می‌دهد.

#### ۴. مروری بر مطالعات انجام شده

در سال‌های اخیر توجه به تغییرات قیمت دارایی‌ها در هدایت سیاست‌های پولی افکار زیادی را به خود جلب نموده است. برخی بر این باورند که بی‌توجهی بانک‌های پائین به رفتار قیمتی بازار دارایی‌ها در دهه ۸۰ نقشی اساسی در آشفتگی اقتصادی در طول ده سال گذشته ژاپن داشته است. افزایش سریع قیمت املاک و دارایی‌های دیگر از اواخر دهه ۹۰ در آمریکا نیز نگرانی‌های زیادی را برای سیستم فدرال رزرو آمریکا در پی داشته است. با اینکه توان بالای قیمت سهام و دارایی‌های دیگر برای پیش‌بینی نرخ رشد ستانده و تورم اثبات شده است، دیدگاه‌های مختلفی در مورد ارتباط علی تغییر در قیمت دارایی‌ها و نرخ رشد ستانده و تورم وجود دارد.

### نمودار ۱. کانال‌های انتقال قیمت دارایی‌ها به شاخص قیمت مصرف‌کننده



بررسی‌های اولیه درباره به کارگیری قیمت دارایی‌ها در اندازه‌گیری تورم را می‌توان در مطالعات فیشر<sup>۱</sup> در سال ۱۹۱۱ یافت. فیشر تلاش می‌کرد تا یک مقیاس گسترده قیمت معاملاتی<sup>۲</sup> را برای هدایت مراجع پولی در برآورد قیمت طلا بیابد. وی می‌خواست شاخصی تهیه کند که سطح قیمت‌ها را بهتر از آنچه به وسیله معادله ارز بیان می‌شود، منعکس کند. اما فیشر می‌دانست که مسائل مختلف، شاخص‌های مختلفی را ایجاد می‌کند و سودمندی هر شاخص را تنها می‌توان در زمینه‌ای که آن شاخص به کار می‌رود، ارزیابی نمود.

این ایده که قیمت دارایی‌ها در ساختن تغییرات قیمت کل باید مورد توجه قرار گیرد، همچنان مورد بحث بوده تا در سال ۱۹۷۳ آلچین<sup>۳</sup> و کلین<sup>۴</sup> مقاله‌ای را با عنوان "اندازه‌گیری صحیح تورم" منتشر

1. Fisher

2. Broad Transactions Price Metric

3. Alchain

4. Klein

کردن. آنها در مقاله خود به این بحث پرداختند که سیاست پولی باید اندازه وسیع‌تری از قیمت‌ها را در نظر داشته باشد. این مقیاس باید گسترده‌تر از شاخص تعدیل‌کننده حساب‌های تولید و درآمد و یا شاخص‌های وزنی هزینه‌ای استاندارد باشد. براساس این دیدگاه، به‌طور کلی در محاسبه تورم، اندازه‌گیری قدرت خرید پول بهتر از در نظر گرفتن قیمت مصرف جاری به طور خاص است. آنها پیشنهاد می‌کنند به جای اندازه‌گیری هزینه سبد ویژه‌ای از کالاهای خدمات که به معنی اندازه‌گیری مصرف جاری است (چنانکه در محاسبه شاخص قیمت مصرف کننده عمدتاً از این روش استفاده می‌شود)، هزینه جاری مصرف دوره‌های مورد انتظار مدنظر قرار گیرد.

در طول دهه گذشته یا بیشتر، نظرات آلچین و کلین به وسیله کارشناسان اقتصادی بانک مرکزی و دانشگاه‌ها مورد بررسی قرار گرفته است. مبانی نظریه کاربرد قیمت دارایی‌ها در اندازه‌گیری تورم به وسیله پلاک<sup>۱</sup> در سال ۱۹۸۹ تهیه شده است. شیبویا<sup>۲</sup> (۱۹۹۲)، وین<sup>۳</sup> (۱۹۹۴)، شیراتسوکا<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) فلیمینگ<sup>۵</sup> (۱۹۹۹)، گودهارت و هافمن<sup>۶</sup> (۲۰۰۰) نیز بررسی‌های اولیه‌ای را در این رابطه انجام داده‌اند. کارهای انجام شده دو دسته بوده‌اند. در کارهای نوع اول، پژوهشگران سعی کرده‌اند مفاهیم پلاک را از یک شاخص بین دوره‌ای هزینه زندگی<sup>۷</sup> (ICOLI) کاربردی کنند و تغییرات در هزینه مطالبات به قیمت جاری را برای یک سبد مصرفی که سطح ثابتی از مطلوبیت دوره‌ای را ارائه می‌دهد اندازه‌گیری کنند. پژوهش‌های دیگر به این موضوع پرداخته‌اند که قیمت جاری دارایی‌ها را چگونه می‌توان در پیش‌بینی تغییرات آینده بیشتر شاخص‌های قراردادی استفاده نمود.

گودهارت و هافمن در مقاله‌ای چگونگی بهبود قدرت پیش‌بینی معادله تورم را با افزودن متغیرهای دیگری نظیر تغییر در قیمت دارایی‌های مالی و مسکن و نیز حاشیه سود بررسی کرده‌اند. با استفاده از این مدل آنها دریافتند که تغییرات قیمت مسکن اطلاعات اضافه مفیدی برای پیش‌بینی تورم

1. Pollack

2. Shibuya

3. Wynne

4. Shiratsuka

5. Flemming

6. Goodhart & Hofman

7. Intertemporal cost -of- Living Index

آینده ارائه می‌کند، البته قیمت دارایی‌ها و حاشیه سود نیز اطلاعات کمتری در پیش‌بینی تورم ارائه می‌دهند. بررسی مجموعه داده‌های بین‌المللی این مطالعه که به صورت داده‌های فصلی دوره ۱۹۷۰ - ۱۹۹۸ برای ۱۷ کشور توسعه یافته بوده است، نشان می‌دهد که بازدهی سهام محتوای پیشگویانه برای تورم ندارد.

تاکنون مطالعات گسترده‌ای در زمینه اثرگذاری قیمت انواع دارایی‌ها و نماگرهای دیگر اقتصادی بر تورم و تولید انجام شده است. تمرکز بیشتر این مطالعات بر نماگرهایی نظیر نرخ بهره، مابه تفاوت نرخ بهره، مابه تفاوت ریسکی و نیز قیمت‌هایی مانند قیمت سهام و سود تقسیم شده، نرخ ارز و مسکن است.

#### • نرخ بهره

استفاده از نرخ بهره کوتاهمدت به عنوان پیش‌بینی‌کننده تورم و ستانده پیشینه‌ای طولانی دارد. در آمریکا سال ۱۹۸۰ سیمز<sup>۱</sup> با وارد کردن نرخ بهره اوراق بهادر در کنار متغیرهای ستانده، تورم و پول، توانایی پیش‌بینی پول برای ستانده واقعی را حذف نمود. این نتیجه توسط مطالعات زیادی مورد تأیید قرار گرفت. به عنوان مثال، برنانکه و بلیندر<sup>۲</sup> در آمریکا سال ۱۹۹۲ اظهار نمودند، نرخ سپرده فدرال<sup>۳</sup> در مقایسه با رشد کل‌های پولی، ابزار کوتاهمدت مناسب‌تری برای مراجع پولی است. هرچند بیشتر مطالعاتی که از حاشیه نرخ سود<sup>۴</sup> نیز استفاده نموده‌اند، این نکته را تصریح نموده‌اند که سطح یا تغییر نرخ بهره کوتاهمدت در مقایسه با حاشیه نرخ بهره قدرت پیش‌بینی کمتری دارد.

HASHIYE NERX BEHRE UBARAT AST AZ TFAVOT BIEN NERX BEHRE BDEHI HAY (DR BIYSTER MOWARD BDEHI HAY DOLTI) BLNDMDT W KOTAHMDT. DR AWXR DEHE 1980 TUDADI AZ PEZHOSHGRAN BRAYI BRRSSI NSHANEH HAY RKOD AZ MNHNI BAZDEHI MUKOS ESTFADHE NMODND. AZ JMLHE AYIN MATEALUAT AULIEH UBARNTND AZ LARNET<sup>5</sup> (1988), HARVO<sup>6</sup> (1989), ASTAK VATSON<sup>7</sup> (1991), JEN<sup>1</sup> (1991), ASTRA W

1. Sims

2. Bernanke & Blinder

3. Federal Fund rate

4. Interest Rate spread

5. Laurent

6. Harvey

7. Stock & Watson

هاردوولیس<sup>۳</sup>). شاید جامع‌ترین مطالعه، بررسی اخیر است که توانایی پیش‌بینی حاشیه نرخ بهره را برای ستانده با قوت بیشتری اثبات می‌کند. بیشتر این مطالعات از رگرسیون دو متغیره استفاده نموده‌اند، در مقابل، استاک و واتسون در رگرسیون‌های چند متغیره و دو متغیره از آماره‌های درون نمونه‌ای برای مشخص کردن حاشیه نرخ بهره و حاشیه ریسک به عنوان دو نماگر قوی تاریخی برای تولید استفاده کردند. هرچند در آمریکا برخی از مطالعات نیز نشان داده‌اند که قدرت پیش‌بینی متغیر حاشیه نرخ بهره برای ستانده کاهش یافته است.<sup>۴</sup> بنابراین، نقش این متغیر در پیش‌بینی ستانده مبهم ارزیابی شده است. مطالعات زیادی شامل آنچه در بالا بدان اشاره شد، مبنی بر قابلیت پیش‌بینی تورم توسط حاشیه نرخ بهره وجود دارد.

جوریون و میشکین<sup>۵</sup> در سال ۱۹۹۱ با استفاده از داده‌های ده کشور OECD توانایی مابه تفاوت نرخ بهره را در پیش‌بینی تورم مشاهده کردند. همچنین، این نتایج توسط گرلاچ<sup>۶</sup> در سال ۱۹۹۷ با استفاده از روش میشکین برای کشور آلمان تأیید شد. از آنجا که تورم پدیده‌ای پایدار است، برخی از مطالعات (برنانکه و میشکین<sup>۷</sup> در سال ۱۹۹۲ با استفاده از داده‌های شش اقتصاد بزرگ، استرالیا و میشکین<sup>۸</sup> در سال ۱۹۹۸ و کوزیکی<sup>۹</sup> در سال ۱۹۹۷) نشان می‌دهد با وارد کردن وقفه‌های تورم در مدل، قدرت پیش‌بینی نهایی حاشیه نرخ بهره کاهش می‌یابد.

- حاشیه عدم پرداخت<sup>۹</sup>

حاشیه ریسک به صورت تفاوت بین نرخ بهره بدھی خصوصی با سرسید یکسان و با درجات مختلف ریسک عدم پرداخت تعریف می‌شود. روش‌های مختلفی در اندازه‌گیری این ریسک وجود دارد.

1. Chen

2. Esterlla & Hardouvelis

3. Haubrich & Dombrosky.(1996) , Dostey.(1998).

4. Jorion & Mishkin

5. Gerlach

6. Bernanke & Mishkin

7. Estrella & Mishkin

8. Kozicki

9. Default Spreads

پژوهش‌های فراوانی قدرت پیش‌بینی حاشیه ریسک را برای تورم مورد توجه قرار داده‌اند. فریدمن و کوتتر<sup>۱</sup> در سال ۱۹۹۲ با استفاده از آزمون علیت گرنجری قدرت پیش‌بینی ضعیفی از مابه تفاوت نرخ برات و اوراق بهادر بست آوردند. فلدشتاین و استاک<sup>۲</sup> نیز در سال ۱۹۹۴ دریافتند، اگرچه تفاوت نرخ برات و اوراق بهادر پیش‌بینی‌کننده معنادار درون نمونه‌ای برای تولید ناخالص داخلی حقیقی است، اما در معادله تولید ناخالص اسمی معنادار نیست.

- قیمت سهام و سود تقسیم‌شده

مدل ساده ارزش‌گذاری قیمت سهام بیان می‌کند که قیمت برابر با ارزش مورد انتظار تنزیل شده دریافت‌های آتی است. بنابراین، قیمت سهام در پیش‌بینی عایدی و حتی رشد تولید مؤثر است. ارتباط بین قیمت سهام و فعالیت‌های اقتصادی حداقل از دهه ۴۰ مورد توجه بوده است.<sup>۳</sup> در مورد توانایی قیمت سهام در پیش‌بینی تورم مطالعات زیادی انجام شده که می‌توان به مطالعه گودهارت و هافمن<sup>۴</sup> (۲۰۰۰) و مطالعه ری و چاترجی<sup>۵</sup> (۲۰۰۳) اشاره نمود. گودهارت و همکارش با استفاده از داده‌های فصلی ۱۷ کشور در دوره زمانی ۱۹۷۰ - ۱۹۹۸ به این نتیجه رسیدند که قیمت سهام توانایی پیش‌بینی تورم را ندارد. ری و چاترجی در مطالعه خود شواهدی مبنی بر اثر مثبت سهام بر تورم کشور هند ارائه دادند.

- مسکن

مسکن یکی از مؤلفه‌های عمده ثروت کل را تشکیل می‌دهد و در بسیاری از کشورها وزن قابل توجهی در شاخص قیمت مصرف‌کننده دارد. به طور کلی، بخش مسکن بخشی پرنسپال و حساس نسبت به دوره‌های تجاری است و فعالیت حقیقی در بخش مسکن به عنوان یک نماگر پیشرو در فعالیت‌های اقتصادی شناخته شده است. در مورد آمریکا استاک و واتسون در سال‌های ۱۹۸۹ و ۱۹۹۹ بیان می‌کنند، قیمت مسکن می‌تواند برای پیش‌بینی فعالیت‌های حقیقی، تورم و یا هر دو به کار رود. با این

---

1. Friedman & Kuttner

2. Feldeshtain & Stock

3. Mitchell & Burns.(1938).

4. Goodhart & Hofman

5. Ray & Chatterjee

حال، پژوهش‌های مربوط به قدرت پیش‌بینی قیمت مسکن با مشکلات فراوانی روبرو است. گودهارت و هافمن سال ۱۹۹۹ مجموعه‌ای از داده‌های قیمت مسکن برای ۱۲ کشور OECD ساختند و در سال ۲۰۰۰ آن را به هفده کشور گسترش دادند. آن دو به این نکته بی‌بردن که تورم قیمت مسکن، قدرت پیش‌بینی نهایی درون نمونه برای تورم را در تعداد کمی از کشورهای مورد مطالعه داشته است. در مطالعه سال ۲۰۰۰ دریافتند که قیمت مسکن ویژگی‌های نماگر پیشرو را برای تورم در ۱۲ کشور دارد. در مطالعه تاکز و ویلکینز<sup>۱</sup> سال ۲۰۰۶ قیمت مسکن عملکرد بهتری درمورد پیش‌بینی تورم نسبت به نماگرهای منحنی فیلیپس نشان داده است. با این حال، سچتی<sup>۲</sup> و همکاران در سال ۲۰۰۰ و فیلاردو<sup>۳</sup> در سال ۲۰۰۱ نشان داده‌اند که وارد کردن قیمت‌های مسکن پیش‌بینی تورم را بهبود نمی‌بخشد.

- نماگرهای مالی دیگر

نرخ ارز نیز مسیری است که تورم از طریق آن می‌تواند بر اقتصاد باز اثر بگذارد. در آمریکا نرخ ارز (یا شاخصی از مبادله بازارگانی) از مدت‌ها پیش در منحنی فیلیپس سنتی وارد شده است. گوردن<sup>۴</sup> (۱۹۸۲) و (۱۹۹۸) نرخ ارز را بر پایه آزمون‌های درون نمونه از نظر آماری معنادار یافت. گودهارت و هافمن (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های بین کشوری، تنها در یک یا دو کشور از هفده کشور مورد بررسی، بسته به افق زمانی مورد مطالعه، به این نتیجه رسیدند که پیش‌بینی خارج از نمونه بازگشتی تورم با وارد کردن متغیر توضیحی نرخ ارز و وقفه‌های تورم از پیش‌بینی مدل‌های خودرگرسیونی عملکرد مناسب‌تری دارد. در سال ۱۹۹۹ لتا و لودویگسون<sup>۵</sup> نماگر جدیدی به صورت لگاریتم نسبت مصرف به ثروت معرفی کرده و استدلال نمودند، در مدل مصرف‌کننده نماینده<sup>۶</sup> در صورت عدم چسبندگی مصرف، لگاریتم مصرف به کل ثروت (انسانی و غیر انسانی) توانایی پیش‌بینی بازده سبد دارایی‌های بازار را دارد.

1. Tkacz & Wilkinz

2. Cecchetti

3. Filardo

4. Gordon

5. Lettau & Ludvigson

6. Representetive Consumer Model

## ۵. محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی

### ۵.۱. روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی

بررسی مجموعه داده‌ها، ساده‌سازی و یافتن الگوی حاکم بر متغیرها مهم‌ترین مرحله فرآیند مدل‌سازی و حل مسئله است. فعالان اقتصادی در پیش‌بینی و تصمیم‌گیری‌های خود با رخدادهای مختلفی روبرو هستند که علت آن را در مجموعه عوامل مختلفی جستجو می‌کنند، همچنین این عوامل خود متأثر از چندین متغیر و رفتار تاریخی آنها هستند. بنابراین، بررسی رفتار همزمان متغیرها برای بررسی مسائل مختلف اقتصادی از اهمیت به سزاپی برخوردار بوده و در این میان روش‌های چند متغیره به بررسی رفتار همزمان چندین متغیر می‌پردازد. تحلیل داده‌های چند گانه از نقش اساسی در تحلیل اطلاعات برخوردار است. مجموعه داده‌های چندگانه، حالات‌ها یا متغیرهای زیادی را برای هر مشاهده در بر دارند. اگر در هر مجموعه داده  $n$  متغیر وجود داشته باشد، هر متغیر می‌تواند چند بعد داشته باشد. با توجه به اینکه در بیشتر موارد درک و شهود فضای چندبعدی دشوار است، روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی ابعاد تمام مشاهدات را براساس شاخص ترکیبی و دسته‌بندی مشاهدات مشابه کاهش می‌دهد. این روش یکی از با ارزش‌ترین نتایج کاربرد جبر خطی است که به وفور در تمام اشکال تحلیلی از علوم شبکه‌های عصبی تا نمودارهای رایانه‌ای استفاده شده است؛ چرا که یک روش آسان و غیر پارامتریک برای استخراج اطلاعات مرتبط از یک مجموعه داده پیچیده است. در این روش، متغیرهای موجود در یک فضای چند حالت همبسته به یک مجموعه از مؤلفه‌های غیرهمبسته خلاصه می‌شوند که هر یک از آنها ترکیب خطی از متغیرهای اصلی هستند. مؤلفه‌های غیرهمبسته به دست آمده مؤلفه‌های اصلی (PC) نامیده می‌شوند که از بردارهای ویژه ماتریس کوواریانس یا ماتریس همبستگی متغیرهای اصلی به دست می‌آیند.

به طور کلی کاربرد اصلی روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی عبارت است از: کاهش تعداد متغیرها و یافتن ساختار ارتباطی بین متغیرها که در حقیقت همان دسته‌بندی متغیرهای مذکور است. مزیت اصلی کاربرد این روش در اقتصادسنجی ازبین بردن همخطی در مدل‌ها به واسطه تعداد زیاد متغیرهای مؤثر در مدل است. سال‌ها است که پژوهشگران از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی در علوم مختلف استفاده کرده‌اند. نخستین کاربردهای این روش در علوم روانشناسی بود که به تدریج به حوزه‌های دیگر علوم طبیعی و

پژوهشی تا علوم اقتصادی و اجتماعی راه یافت. از این رهیافت در حوزه‌های اقتصادی استفاده‌های فراوانی شده است. در سال ۱۹۹۸ بانایان<sup>۱</sup> و همکاران، مؤلفه‌های اصلی استقلال بانک مرکزی را از این روش استخراج نمودند. آنگ و مکی‌بین<sup>۲</sup> از دانشگاه ملی استرالیا در سال ۲۰۰۷ تأثیر آزادسازی مالی را بر رشد اقتصادی در کشور مالزی بررسی کردند. ایشان برای بررسی توسعه مالی، شاخص عمق مالی را با استفاده از روش PCA استخراج نمودند. یکی از انتشارات دانشگاه آکسفورد در سال ۲۰۰۶ مطالعه‌ای بود که توسط یک تیم پژوهشی برای ساختن شاخص وضعیت اقتصادی و اجتماعی انجام شده بود. آنها برای ساختن این شاخص از اطلاعات DHS<sup>۳</sup> و روش PCA استفاده نمودند. در سال ۲۰۰۶ در دانشکده مهندسی ریاضی دانشکده فنی هلسینکی طرحی مطالعاتی برای ساختار زمانی نرخ بهره با استفاده از روش PCA انجام شد. یکی از روش‌های اندازه‌گیری استانداردهای زندگی (شاخص‌های ثروت و درآمد) روش یادشده است که در کشورهای مختلف و در زمان‌های متفاوت با استفاده از نمونه‌گیری هزینه درآمد خانوار انجام می‌شود. در سال‌های اخیر برآورد رشد و تحلیل وضعیت اقتصادی به صورت منطقه‌ای یا ملی از روش مؤلفه‌های اصلی استفاده‌های فراوانی شده است. در این پژوهش‌ها از تعداد زیادی شاخص‌های آینده‌نگر و یا تعداد زیادی عوامل مؤثر بر تولید از سمت عرضه و تقاضا استفاده شده است و به این ترتیب با یک نگرش جامع به اقتصاد، رشد و توسعه را بررسی می‌کنند. به بیان دیگر، در این روش‌ها پس از استخراج مؤلفه‌های اصلی، رشد را تابعی از این مجموعه داده‌های ثانویه در نظر گرفته و با استفاده از مدل‌های رگرسیونی مختلف آن را برآورد می‌کنند. بنابراین، در صورتی که X مجموعه داده‌های اولیه و Z مؤلفه‌های اصلی (PC) استخراج شده باشند، دو دسته معادلات به کار رفته در مدل عبارتند از:

$$Z_i = a_{i1}X_1 + a_{i2}X_2 + \dots + a_{ik}X_k \quad (1)$$

$$GDP_i = f(PCODE_i) \quad (2)$$

---

1. Banaian, et al  
 2. Ang & Mckibbin  
 3. Demographic Health Survey

## ۵. محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها

در ایران دارایی‌هایی که به نظر می‌رسد در سبد مصرفی خانوارها و بنگاههای اقتصادی و نیز در تورم انتظاری و محقق شده نقش عمده‌ای داشته باشند، عبارتند از سهام، طلا، ارز (دلار)، مسکن، زمین و کالاهای بادوام دیگر. همچنین، اگرچه نرخ سود رسمی به صورت از پیش تعیین شده است، اما اثر این متغیر را در بازار آزاد می‌توان مشاهده نمود. یعنی این متغیر همچنان با اثرگذاری بر قیمت اجاره‌ها، مسکن و دارایی‌های دیگر سازوکار فعال خود را در اقتصاد دارد.

با توجه به مبانی یاد شده، برای محاسبه شاخص قیمت دارایی‌ها از اطلاعات قیمت سهام (ship)، دلار (expi)، سکه بهار آزادی (gpi)، زمین (hpi) و شاخص هزینه یک متر بنای مسکونی (qpi) استفاده شده است. برای همگن‌بودن مجموعه داده‌ها، این متغیرها به صورت فصلی و به شکل شاخص قیمت به سال پایه ۱۳۸۳ برای دوره ۱ - ۱۳۸۹:۴ در نظر گرفته شده و محاسبات در نرم‌افزارهای Stata.8 و Xlstat انجام شده است. نخستین گام در بررسی ارتباط بین متغیرها، بررسی ماتریس همبستگی آنها است. برای بررسی همبستگی مجموعه داده‌ها در دوره ۱۳۷۳ - ۱۳۸۹ آزمون بارتلت<sup>۱</sup> انجام شده است. نتایج این آزمون (جدول ۱) نشان می‌دهد فرضیه صفر (نیوی همبستگی) برای این مجموعه داده رد می‌شود، یعنی یک ارتباط قوی بین متغیرها وجود دارد. با توجه به این درجه همبستگی می‌توان با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با کاهش تعداد متغیرها یک شاخص ترکیبی به نام شاخص قیمت دارایی‌ها ارائه نمود.

### جدول ۱. نتایج آزمون بارتلت

۴۷۰/۳۰۴	Chi-square (observed value)
۱۸/۳۰۷	Chi-square (critical value)
۱۰	DF
.۰۰۰۱	One-tailed p-value
.۰۰۵	Alpha

مأخذ: خروجی نرم‌افزار Stata

1. Bartlett's Test

جدول ۲، نتایج برآورده استخراج شده برابر است با تعداد متغیرهای استفاده شده و همه پراکندگی مجموعه داده‌ها در این بررسی در نظر گرفته شده است. از آنجا که بیش از ۸۷ درصد پراکندگی مجموعه داده‌ها توسط مؤلفه اول بازگو می‌شود، می‌توان این مؤلفه را به عنوان مهم‌ترین مؤلفه انتخاب نمود.

جدول ۲. مؤلفه‌های اصلی

Eigenvalues: (Sum = 5, Average = 1)					
Cumulative Proportion	Cumulative Value	Proportion	Difference	Value	Number
.۰/۸۷۳۶	۴/۳۶۷۸۴۹	.۰/۸۷۳۶	۴/۰۰۲۷۰۲	۴/۳۶۷۸۴۹	۱
.۰/۹۴۶۶	۴/۷۳۲۹۹۵	.۰/۰۷۳۰	.۰/۱۵۸۶۱۰	.۰/۳۶۵۱۴۷	۲
.۰/۹۸۷۹	۴/۹۳۹۵۳۲	.۰/۰۴۱۳	.۰/۱۵۹۳۴۸	.۰/۲۰۶۵۳۷	۳
.۰/۹۹۷۳	۴/۹۸۶۷۲۱	.۰/۰۰۹۴	.۰/۰۳۳۹۰۹	.۰/۰۴۷۱۸۹	۴
۱/.....	۵/.....	.۰/۰۰۲۷	---	.۰/۰۱۳۲۷۹	۵

Eigenvectors (loadings):					
PC 5	PC 4	PC 3	PC 2	PC 1	Variable
-۰/۱۰۹۲۱۵	.۰/۰۶۱۲۹۰	-۰/۲۵۶۴۷۶	-۰/۲۳۷۸۲۲	.۰/۴۶۸۰۵۵	HPI
-۰/۰۴۱۷۹۷	.۰/۱۹۷۲۹۱	.۰/۸۶۸۰۷۰	.۰/۱۱۸۶۳۰	.۰/۴۳۷۸۴۹	SHPI
.۰/۰۰۵۹۰	.۰/۵۸۵۲۴۲	-۰/۲۹۵۸۴۵	-۰/۳۲۸۷۳۵	.۰/۴۵۹۶۸۵	GPI
.۰/۰۷۴۱۸۴	-۰/۰۵۳۱۲۲	-۰/۰۳۰۵۲۰۱	.۰/۸۵۷۶۲۶	.۰/۰۴۰۲۷۳۹	EXPI
.۰/۲۹۵۵۱۷	-۰/۷۸۲۲۹۸	-۰/۰۰۱۷۷۱	-۰/۲۹۲۸۸۰	.۰/۴۶۳۵۷۰	QPI

Ordinary correlations:					
QPI	EXPI	GPI	SHPI	HOPI	
				۱/.....	HOPI
			۱/.....	.۰/۸۳۹۸۷۰	SHPI
			.۰/۰۰۰۰۰۰	.۰/۹۸۰۳۱۰	GPI
			.۰/۸۱۷۰۱۷	.۰/۷۶۶۱۴۲	EXPI
			.۰/۷۲۵۳۷۰	.۰/۹۶۷۸۰۹	QPI
۱/.....	.۰/۷۲۸۱۳۸	.۰/۹۴۶۳۹۷	.۰/۸۶۶۱۰۶		
۱/.....					

مأخذ: خروجی نرم‌افزار Stata

با توجه به ضرایب محاسباتی در بردار اول که در جدول ۲ ذکر شده است، می‌توان گفت بیشترین همبستگی را با مؤلفه اول به ترتیب متغیرهای مسکن، زمین، سکه، سهام و ارز دارند. بردار PC1 را می‌توان بردار قیمت دارایی‌ها دانست و با تبدیل آن به شاخص بر اساس سال پایه ۱۳۸۳، در مدل‌های مختلف اقتصادسنجی از آن استفاده نمود. با انتخاب این بردار، ترکیب خطی PC1 و متغیرهای اصلی را به صورت زیر می‌توان نوشت:

$$1) \text{PC1} = 0.46\text{QPI} + 0.40\text{EXPI} + 0.44\text{SHPI} + 0.47\text{HPI} + 0.46\text{GPI}$$

ارتباط بین هر یک از متغیرها و مؤلفه‌ها را نیز با توجه به ضرایب محاسبه شده در جدول ۲

می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$2) \text{qpi} = 0.46\text{F1} - 0.292\text{F2} - 0.001\text{F3} - 0.78\text{F4} + 0.29\text{F5}$$

$$3) \text{expi} = 0.40\text{F1} + 0.85\text{F2} - 0.305\text{F3} - 0.05\text{F4} + 0.07\text{F5}$$

$$4) \text{gpi} = 0.44\text{F1} - 0.32\text{F2} - 0.029\text{F3} + 0.58\text{F4} + 0.50\text{F5}$$

$$5) \text{ship} = 0.47\text{F1} + 0.11\text{F2} + 0.86\text{F3} + 0.19\text{F4} - 0.045\text{F5}$$

$$6) \text{hpi} = 0.46\text{F1} - 0.235\text{F3} - 0.25\text{F4} + 0.06\text{F4} + 0.80\text{F5}$$

سهم هر یک از متغیرها در واریانس تبیین شده به وسیله هر عامل در جدول ۳ مشخص شده است. براین اساس، مشاهده می‌شود سهم متغیرها در تبیین واریانس عامل اول نسبت به ارقام مشابه دیگر متناسب‌تر است. به عنوان مثال، سهم هر یک از متغیرهای SHPI, HPI, QPI, EXPI و

GPI در عامل F1 به ترتیب عبارت است از: ۱۵/۶، ۲۰/۷، ۲۲/۲، ۱۹/۵ و ۲۱/۸.

**جدول ۳. سهم متغیرها در تبیین واریانس عوامل**

F5	F4	F3	F2	F1	
۵/۳۲۸	۳۱/۲۸۱	۴۰/۴۳۱	۲/۱۷۹	۲۰/۷۸۱	QPI
۱/۴۴۴	۲/۰۷۴	۲/۵۹۲	۷۸/۲۷۱	۱۵/۶۱۸	EXPI
۷/۰۷۳	۷/۶۴۲	۵۴/۱۴۰	۱۱/۵۸۴	۱۹/۵۶۲	SHPI
۱۹/۲۲۵	۵۵/۹۶۰	۲/۵۸۷	۰/۰۰۰	۲۲/۲۲۸	HPI
۶۶/۹۳۰	۳/۰۴۲	۰/۲۵۱	۷/۹۶۵	۲۱/۸۱۱	GPI

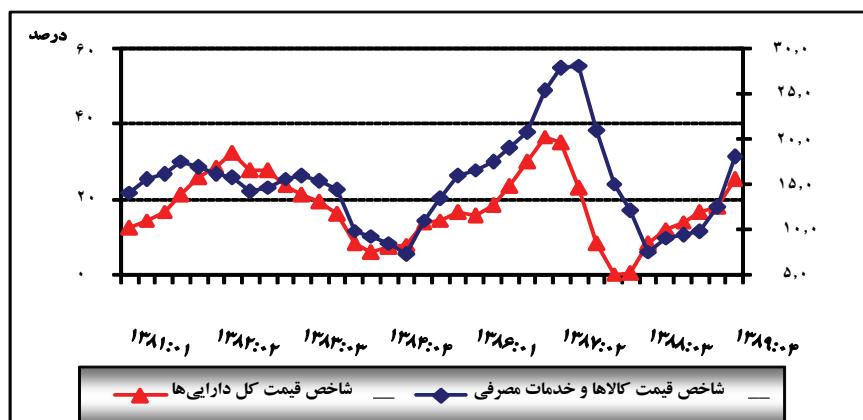
مأخذ: خروجی نرم‌افزار Stata

با تفکیک دارایی‌ها به دو دسته دارایی‌های مالی و واقعی، می‌توان برای هر یک از گروه‌ها نیز با توجه به روش یادشده یک بردار قیمتی به دست آورد و با تبدیل آنها به بردارهای شاخص قیمت دارایی‌های مالی شامل سکه، ارز (دلار) و سهام و نیز شاخص قیمت دارایی‌های واقعی شامل زمین و مسکن، در تبیین مدل‌های سنجی از آنها استفاده نمود.

#### ۶. بازار دارایی‌ها و تحلیل روند آن در ایران

تحولات بازارها و جریان وجوده در بازار دارایی‌ها از موضوع‌های مورد توجه سیاست‌گذاران اقتصادی است. کارکرد بازار دارایی‌ها شامل بازار پول، ارز، اوراق بهادار و دارایی‌های حقیقی آثار مهمی بر متغیرهای عمدۀ اقتصاد کلان به ویژه سطح عمومی قیمت‌ها بر جای می‌گذارد. مقایسه روند تغییر قیمت کل دارایی‌ها که از ترکیب دارایی‌های حقیقی و مالی تشکیل شده و تورم کل، نشان‌دهنده ارتباط مثبتی بین این دو است. نمودار ۲، این ارتباط مثبت را در دوره زمانی ۱۳۸۹ - ۱۳۸۱ نشان می‌دهد. آزمون علیت گرنجری بین این دو متغیر نیز نشان‌دهنده یک ارتباط دو سویه بین آنهاست که در وقفه‌های بالاتر حرکت از سوی قیمت دارایی‌ها به سوی تورم است. جدول ۴، این ارتباط را در وقفه ۶ نشان می‌دهد.

نمودار ۲. تغییرات شاخص قیمت دارایی‌ها و کالاهای و خدمات مصرفی



مأخذ: نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی.

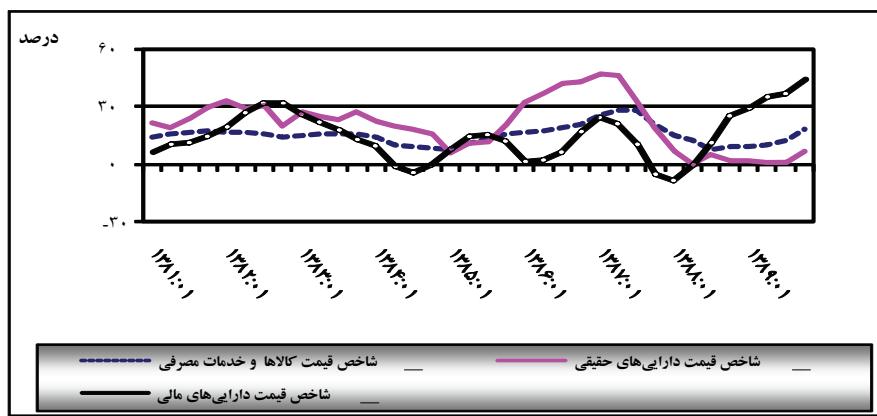
## جدول ۴. ارتباط علی گرنجری بین تورم دارایی‌ها و تورم کل

نمونه: ۱۳۷۳-۱۳۸۹، وقفه = ۶			
فرضیه صفر	تعداد مشاهدات	F آماره	Probability
رشد قیمت کالاها علت گرنجری رشد قیمت دارایی‌ها نیست.	۵۸	۱/۷	۰/۱
رشد قیمت دارایی‌ها علت گرنجری رشد قیمت کالاها نیست.	۵۸	۳/۲	۰/۰ ۱

مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews ۶

بررسی اثر تفکیکی دارایی‌ها بر تورم نشان می‌دهد دارایی‌های مالی و حقیقی هر دو بر نوسان قیمت کالا و خدمات تأثیرگذار بوده، اما مقدار و جهت اثرگذاری در دوره‌های مختلف متفاوت بوده است. چنانکه نمودار ۳ نشان می‌دهد تا سال ۱۳۸۸ دارایی‌های حقیقی اثر بیشتری داشته است، بهطوری‌که در سال ۱۳۸۲ کاهش نسبی تورم دارایی‌های حقیقی اثر افزایش ناگهانی تورم دارایی‌های مالی را بر تورم کم نموده و در این دوره شتاب تورم کاهش داشته است، بر عکس از اواخر سال ۱۳۸۵ تا پایان سال ۱۳۸۶ به رغم کاهش شدت تورم دارایی‌های مالی، تورم دارایی‌های حقیقی از شتاب بیشتری برخوردار بوده که این امر نیز باعث افزایش شدت تورم کالاها و خدمات مصرفی شده است.

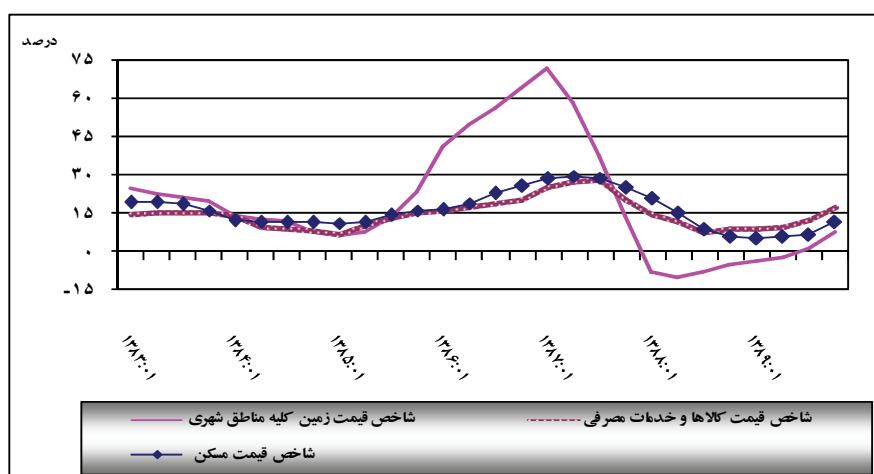
## نمودار ۳. تغییرات شاخص قیمت دارایی‌های مالی، حقیقی و کالاها و خدمات شهری



مأخذ: نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی.

چنانکه در نمودار ۴ مشاهده می‌شود، از عوامل تأثیرگذار در افزایش تورم دارایی‌های حقیقی بهویژه در سالهای اخیر که به افزایش تورم کل نیز منجر شده است، افزایش قیمت مسکن است. افزایش قیمت زمین به عنوان نهاده اصلی تولید مسکن و نیز افزایش قیمت خدمات ساختمانی از دلایل افزایش بی رویه قیمت مسکن در این سال‌ها به ویژه سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۸۶ است. از سال ۱۳۸۸ و به خصوص در سال ۱۳۹۰ افزایش ناگهانی قیمت دارایی‌های مالی، از اثر کاهشی تورم دارایی‌های حقیقی بر تورم کل کاسته و باعث افزایش قیمت کالاهای و خدمات مصرفی شده است.

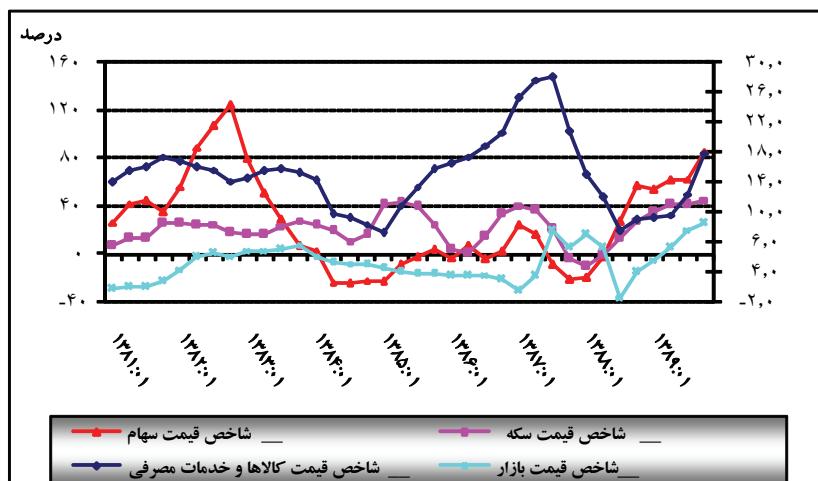
#### نمودار ۴. تغییرات شاخص قیمت مسکن، زمین و کالاهای و خدمات شهری



مأخذ: نماگرایی اقتصادی بانک مرکزی.

در سال‌های اخیر رشد بالای نقدینگی و ایجاد تقاضا در بازار دارایی‌ها زمینه افزایش سریع‌تر قیمت برخی از دارایی‌ها را فراهم نموده است؛ مانند آنچه در سال ۱۳۸۲ در بازار سهام رخ داد. نمودار ۵ تغییرات قیمت برخی از دارایی‌های مالی را در کنار تورم کل نشان می‌دهد. این نمودار نیز اثر مثبت دارایی‌های مالی بر تورم را نشان می‌دهد. روند نمودار انواع دارایی‌ها نشان می‌دهد از اواخر سال ۱۳۸۸ تا پایان سال ۱۳۸۹ افزایش قیمت دارایی‌هایی نظیر دلار، سکه و سهام اثر قابل ملاحظه‌ای در افزایش قیمت کالاهای و خدمات مصرفی داشته‌اند، به‌طوری‌که باعث تغییر جهت نمودار نرخ تورم و افزایش آن شده‌اند.

نمودار ۵. تغییرات شاخص قیمت دارایی‌های ارز، سکه و سهام و کالاهای و خدمات شهری



مأخذ: نماگاه‌های اقتصادی بانک مرکزی.

## ۷. بررسی اثر تورم دارایی‌ها بر تورم کل با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری

به طور کلی، ادبیات نظری ارتباط قیمت دارایی‌ها و تورم کل، حاکی از وجود ارتباطی قابل توجه بین آنهاست که باید مورد توجه سیاست‌گذاران قرار گیرد. میزان اثربازی هر یک از این متغیرها از یکدیگر، زمان انتقال تغییرات قیمتی به بازارهای مختلف و چگونگی ساز و کار این انتقال، موضوعی است که می‌توان با مدل‌های مختلف ریاضی آن را آزمون نموده و از نتایج آن برای برنامه‌ریزی‌های کلان و سیاست‌گذاری استفاده نمود.

مدل مورد نظر در این پژوهش یک مدل VAR غیرساختاری است که برای آزمون فرضیه، داشتن ارتباط متقابل بازارهای دارایی در ایران و بازار کالا و خدمات مصرفی به کار می‌رود. پس از اجرای مدل، با بررسی واکنش بازارهای مختلف نسبت به تغییرات قیمتی بازارهای دیگر می‌توان به چگونگی انتقال قیمتی بازارها به یکدیگر و اطلاعات نهفته در این انتقالات پی‌برد. در واقع، نحوه ارتباط متقابل قیمت دارایی‌ها و قیمت کالاهای مصرفی دربردارنده اطلاعاتی است که تصمیم‌گیران اقتصادی می‌توانند از آن در برنامه‌ریزی‌ها و یا واکنش‌های مقطوعی استفاده کنند.

این مدل شامل سه متغیر شاخص قیمت مصرف‌کننده، شاخص قیمت دارایی‌های مالی و

شاخص قیمت دارایی‌های واقعی است. تمام شاخص‌ها بر اساس سال پایه ۱۳۸۳ و دوره ۱۳۷۳-۱۳۸۹ می‌باشد. الگوی VAR به کار رفته به صورت زیر است:

$$X_t = \sum_{i=0}^n A_i X_{t-i} + U_t \quad (3)$$

که در این مدل  $X_t = (\text{DLCPI}, \text{DLFPI}, \text{DLRPI})$  و  $U_t$  نیز بردار تکانه‌هاست.

**الف) آزمون مانایی متغیرها:** متغیرهای شاخص قیمت دارایی‌های مالی و واقعی بر اساس روش مؤلفه‌های اصلی به دست آمده است. برای بررسی مانایی سری‌های زمانی DLCPI و DLFPI، DLCPI و DLRPI که به ترتیب نشان‌دهنده تورم کالا و خدمات مصرفی، دارایی‌های مالی و دارایی‌های واقعی است، از آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته<sup>۱</sup> استفاده شد. نتایج بر اساس جدول ۵ نشان می‌دهد هر سه متغیر در سطح معناداری ۹۹ درصد مانا هستند.

**ب) تعیین وقفه بهینه:** با توجه به جدول ۶، برای تعیین وقفه بهینه از آماره‌های شوارتز (SC)، هنان-کوئین (HQ)، آکائیک (AIC)، خطای پیش‌بینی نهایی (FPE) و آماره LR استفاده شد، که وقفه ۲ برای مدل VAR سه متغیره بر اساس بیشترین تعداد آماره‌ها انتخاب می‌شود. این وقفه شرایط ایستایی کل مدل را نیز تأمین می‌کند.

**ج) بررسی اثر تکانه‌ها:** یکی از مزیت‌های سیستم VAR ترسیم پاسخگویی سیستم در مقابل ضربه واحد اعمال شده از سوی هریک از متغیرهای سیستم است. در واقع، تابع واکنش بر اساس فرایند میانگین متحرک (MA) از یک الگوی VAR به صورت یاد شده است که در آن،  $X_t$  دارای فرایند میانگین متحرک (MA) بوده و شامل سه متغیر تورمی است. پس از برآورد مدل، شوک‌هایی به سیستم وارد شد تا واکنش متغیرها به شوک‌ها مورد بررسی قرار گیرد و زمان‌بندی شوک‌ها و مدت زمان استهلاک آنها معلوم شود. در نمودار ۶، اثر یک انحراف معیار شوک از ناحیه تورم دارایی‌های مالی و واقعی بر تورم کل نشان داده شده است. چنان‌که مشاهده می‌شود، اثر افزایش یک انحراف معیار در تورم بازار دارایی‌های مالی در همان دوره نخست به بازار کالا و خدمات منتقل شده و اثر آن

1. Augmented Dickey Fuller Test

پس از حدود ۲/۵ سال از بین می‌رود. افزایش تورم دارایی‌های واقعی نیز به سرعت به تورم کل منتقل می‌شود، اما این اثر ضربه‌ای سریع‌تر و پس از گذشت شش فصل از بین می‌رود؛ هرچند اثر انباسته آن تا چند فصل دیگر نیز باقی می‌ماند.

جدول ۵. آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته

حالتها	با عرض از مبدأ و بدون روند		با عرض از مبدأ و روند	
	ADF آماره	ارزش بحرانی مکینون	ADF آماره	ارزش بحرانی مکینون
DLCPI	-۳/۵۵	-۲/۷۲	-۴/۱۴	-۲/۸۱
DLFPI	-۳/۵۸	-۳/۴۸	-۴/۴۹	-۳/۲۹
DLRPI	-۳/۵۳	-۲/۱۱	-۴/۱۳	-۲/۱۳

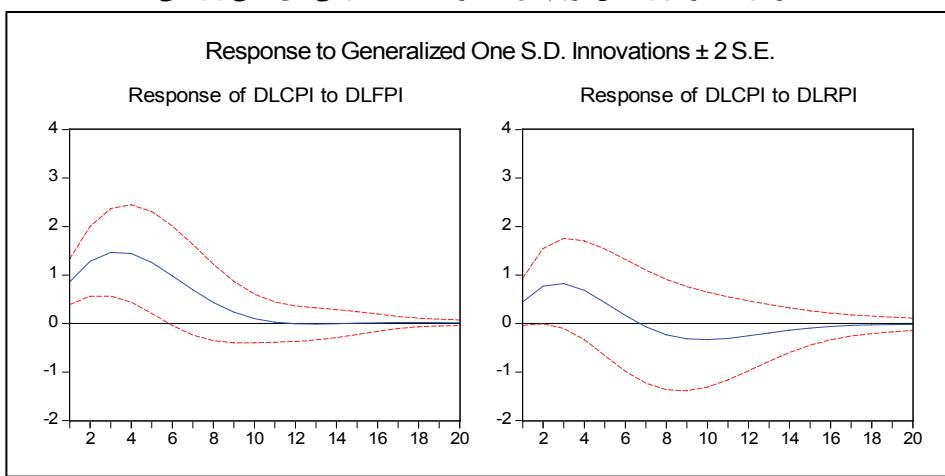
مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews ۶

جدول ۶. آزمون تعیین وقفه بهینه

HQ	SC	AIC	FPE	LR	LogL	Lag
۲۱/۰۰۸۶۱	۲۱/۰۷۱۷۴	۲۰/۹۶۷۹۳	۲۵۶۳۵۱/۴	NA	-۶۳۶/۵۲۱۸	•
۱۶/۸۵۹۰۰	۱۷/۱۱۱۵۱	۱۶/۶۹۶۲۶	۳۵۸۰/۲۷۰	۲۶۰/۳۰۴۷	-۴۹۷/۲۳۵۹	۱
۱۶/۸۱۲۲۷*	۱۷/۲۵۴۲۶	۱۶/۵۲۷۵۷*	۳۰۳۲/۰۲۳*	۲۵/۰۴۳۶۴*	-۴۸۳/۰۹۰۹	۲
۱۷/۰۰۸۵۸	۱۷/۶۳۹۸۶	۱۶/۶۰۱۷۲	۳۲۸۴/۷۵۶	۱۱/۲۶۷۳۹	-۴۷۶/۳۵۲۵	۳

مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews ۶

## نمودار ع. نمودار واکنش تورم کل به شوک قیمت دارایی‌های مالی و واقعی



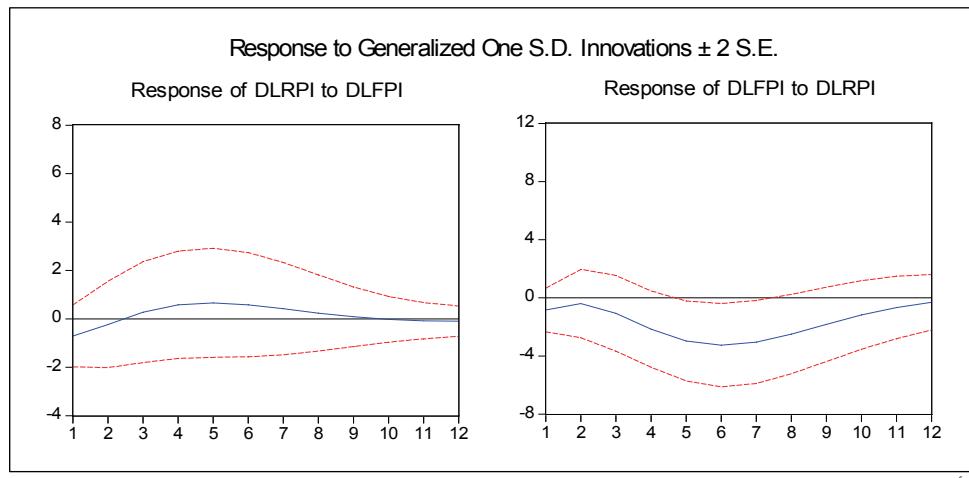
مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews 6

ارتباط و تأثیر متقابل بازارها بر یکدیگر باعث می‌شود، عدم تعادل در بازارها به یکدیگر منتقل شود. بنابراین، رونق یا رکود در یک بازار مانند بازار دارایی‌های مالی با جابه‌جایی نقدینگی به بازارهای دیگر، باعث رکود یا رونق بازار دیگر مانند بازار دارایی‌های واقعی می‌شود. مثلاً با افزایش تورم دارایی‌های واقعی مانند زمین یا مسکن، به دلیل افزایش بازده انتظاری و نیز زود بازده بودن آن نقدینگی به بازار دارایی‌های واقعی سرازیر شده و باعث رکود بازار موازی آن یعنی بازار دارایی مالی می‌شود. همین امر در مورد بازار دارایی‌های مالی نیز صادق است. ارتباط معکوس این بازارها در نمودار ۷ نشان داده شده است.

د) تفکیک واریانس: یکی دیگر از تکنیک‌های پویا در الگوی VAR تفکیک واریانس متغیرها برای یافتن ترتیب اهمیت تأثیرگذاری متغیرهای موجود در الگو بر هریک از متغیرها و روند تأثیر آنهاست. همان‌طور که در جدول ۷ مشاهده می‌شود، سهم بی ثباتی متغیرهای FPI و RPI بر CPI با گذشت زمان زیاد می‌شود، به طوری که پس از دو سال ۱۱/۲ و ۴/۱ درصد از تکانهای موجود در این متغیر از سوی FPI و RPI می‌باشد؛ اما باز هم بیشترین سهم بی ثباتی از ناحیه خود این متغیر است و پس از دو سال هنوز ۸۴/۶ درصد از نوسانات مشاهده شده در این متغیر توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود.

يعنى بازخور متغير CPI و انتظارات تورمي بر متغير CPI بسيار بيشر از دو عامل ديگر است. سهم تکانه CPI بر تغييرات واريанс FPI و RPI ناچيز است و پس از دو سال به  $11/5$  و  $9/8$  درصد ميرسد، اين خود دليلي است بر اينكه تغييرات تورم كل نمي تواند متغير چندان مؤثرى بر تغييرات تورم دارايىها باشد. بيشرین سهم بي ثباتی از تورم دارايىها مالي و واقعی از سوي خود اين متغيرهاست.

#### نمودار ۷. نمودار واکنش متقابل تورم دارايىها مالي و واقعی



مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews 6

#### ۸. جمع‌بندی و نتیجه‌گيري

با توجه به اينكه بازار دارايىها مي توانند در تأمین مالي فعالیتهای بخش واقعی و نيز شکلدهی انتظارات تورمي نقش مؤثری داشته باشد، اطلاع از روند قيمتی و چگونگی ساز و کار ارتباطی آن با بازارهای ديگر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است و در صورتی که حاوي اطلاعات پيشرو در مورد وضعیت اقتصاد مانند تورم یا رشد باشد، باید در مجموعه اطلاعاتی سياست‌گذار وارد شود. بنابراین، تصمیم‌گیران سياست‌های پولی می توانند از قيمت دارايی به عنوان بخشی از اطلاعاتشان برای ارزیابی تورم آينده استفاده کنند.

- مطالعات فراوانی درمورد اثرگذاری شاخص قیمت دارایی‌ها بر بخش واقعی انجام شده است. در این مطالعات از انواع متغیرهای مالی مانند نرخ بهره، حاشیه ریسک، مسکن و نماگرهای دیگر مالی استفاده شده است.

- روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، روشی آماری است که در تحلیل مجموعه داده‌ها، برای کاهش ابعاد بردارها و حل مشکل همخطی کاربرد تعداد زیاد متغیرها در رگرسیون به کار می‌رود. در حال حاضر، روش بررسی مؤلفه‌های اصلی در تحلیل مسائل اقتصادی کاربرد فراوانی دارند. تعدادی از پژوهش‌های انجام شده در این خصوص عبارتند از: کاربرد تحلیل مؤلفه‌های اصلی در جدول زمانبندی نرخ بهره، برآورد رشد اقتصادی، تبدیل داده‌ها با تواتر بالا (سالانه) به تواتر پایین (فصلی یا ماه)، برآورد استقلال بانک مرکزی و نمونه‌های کاربردی دیگر.

- در این پژوهش با توجه به سطح دسترسی به اطلاعات و سهم عمده برخی از اقلام دارایی‌ها در سبد دارایی عوامل اقتصادی، از شاخص قیمت مسکن، زمین، ارز(دلار)، سکه و سهام و روش تحلیل مؤلفه‌های اساسی برای استخراج شاخص قیمت دارایی‌ها استفاده شده است.

- با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی در نرم‌افزار Stata، پنج بردار دارایی استخراج شد که با توجه به سطح پوشش واریانس داده‌ها و ملاک‌های دیگر، بردار اول برای برآورد شاخص کل قیمت دارایی‌ها انتخاب گردید.

- پس از استخراج شاخص قیمت دارایی‌های واقعی و مالی، با استفاده از مدل اقتصادسنجی VAR به بررسی چگونگی اثرگذاری تورم دارایی‌ها بر تورم کل و برعکس پرداخته شد.

- بررسی اثر تکانه تورم بازار دارایی‌های مالی و واقعی بر تورم کل نشان می‌دهد، تورم این بازارها از همان دوره نخست به تورم کل انتقال می‌یابد و پس از گذشت چند فصل از بین می‌رود.

- نتایج تفکیک واریانس نشان می‌دهد بیشترین سهم بی‌ثباتی متغیرهای مالی و واقعی از ناحیه خود این متغیرهای دارایی‌های مالی و واقعی بر تغییرات واریانس تورم کل قابل توجه است.

- بررسی اثرات متقابل متغیرها بر یکدیگر نشان می‌دهد، با توجه به تعامل بازارها با هم، رکود در یک بازار باعث جابه‌جایی نقدینگی و رونق بازارهای دیگرا می‌شود.

**جدول ۷. تجزیه واریانس مربوط به الگوی  $DLCPI$  و  $DLWPI$  و  $DLPPI$**

دراثر تکانه			در افق زمانی (فصل)	وضعیت متغیر
قیمت دارایی‌های واقعی	قیمت دارایی‌های مالی	قیمت خرده فروشی		
.	.	۱۰۰	۱	CPI
۲/۸	۳/۲	۹۳/۸	۳	
۴/۱	۸/۲	۸۷/۶	۵	
۳/۹	۱۰/۸	۸۴/۲	۷	
۴/۱	۱۱/۲	۸۴/۶	۸	
.	۸۰	۱۹/۴	۱	FPI
۰/۵۵	۷۶/۰۹	۱۳/۳	۳	
۶/۰۶	۸۲/۶۰	۱۱/۳	۵	
۱۶/۷	۷۱/۷۱	۱۱/۵	۷	
۱۹/۹۸	۶۸/۴	۱۱/۵	۸	
۸۷/۴	۷/۲	۵/۲	۱	RPI
۸۶/۶۸	۴/۳	۸/۹	۳	
۸۶/۶۷	۳/۴	۹/۹۱	۵	
۸۶/۷۵	۳/۳	۹/۹۲	۷	
۸۶/۸۰	۳/۳	۹/۸۷	۸	

مأخذ: خروجی نرم‌افزار Eviews ۶

## منابع

- ۱- فصلنامه‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
- 2- Alchian, A. A. and Klein, B. (1973). On a Correct Measure of Inflation. *Journal of Money,Credit, and Banking* 5 (1). February. Part 1. PP 173-191.
- 3- Andrew, J. Filardo. (2001). Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results. Bank for International Settlements (BIS). Monetary and Economic Department. FRB of Kansas City Working Paper No. 01-04 .
- 4- Ang, James, B. and Mckibbin, Warwick, J. (2007). Financial Liberalization, Financial Sector Development and Growth:Evidence from Malaysia. *Journal of Development Economics* 84.PP 215-223.
- 5- Bernanke, Ben, S. and Blinder, Alan, S.(1992). The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *Amer. Econ. Rev.* 82:4. PP 901–21.
- 6- Bernanke, Ben, S. and Frederic, S. Mishkin. (1992). The Predictive Power of Interest Rate Spreads: Evidence from Six Industrialized Countries. Manuscript. Princeton U.
- 7- Bernanke, Ben and Gertler, Mark.(2001). How Should Central Bankers Respond to Asset Prices. *American Economic Review Papers and Proceedings*.
- 8- Campbell, Harvey, (1989). Forecasting Economic Growth with the Bond and Stock Markets. *Financial Analysts Journal September-October*.
- 9- Cecchetti, Stephen,G., Chu, Rita, S. and Steindel, Charles. (2000). The Unreliability of Inflation Indicators. *Fed. Reserve Bank New York Current Issues Econ. Finance* 6:4. PP1-6.
- 10- Charles, Bean .(2003). Asset Prices, Financial Imbalances and Monetary policy: Are Inflation Targets enough. BIS Working Paper No 140. Monetary and Economic Department. Bank of England.
- 11- Chen, Nai-Fu. (1991). Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy. *J. Finance* 46:2. PP 529–54.
- 12- Coutino , A. (2003). Methodology for High-Frequency Forecasting Model for Mexico Center for Economic Forcasting of Mexico(CKF). Philadelphia. PA. USA.

- 13- Dotsey, Michael. (1998). The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth. *Fed. Reserve Bank Richmond Econ. Quart.* 84:3. PP 31–51.
- 14- Estrella, Arturo and Hardouvelis, Gikas, A. (1991). The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *Journal of Finance, American Finance Association.* Vol. 46(2). PP 55-76.
- 15- Factor Analysis.(2004). Statistics for Psychosocial Research, Lectures 7 and 8. September 27 and 29.
- 16- Farooq, Q., Bardsen, Gunnar and Eitrheim, Yvind. (2006). Monetary Policy and Asset Prices:To Respond or Not?. Norges Bank. Norvay. *International Journal of Finance and Economics.*
- 17- Feldstein, Martin and James, H. Stock. (1994). The Use of a Monetary Aggregate to Target Nominal GDP. in N.G. Mankiw (ed.). *Monetary Policy.* Chicago: U.Chicago Press for the NBER. PP 7–70.
- 18- Fernandez, G.(2003). Principal Component Analysis. Lecture .
- 19- Fisher, Irving. (1911). *The Purchasing Power of Money*, The MacMillan Company.
- 20- Flemming, J. (1999). Monetary Policy; Questions of Adequacy, Design and Presentation. *Economic Outlook* Vol. 24. No. 1. PP 9-13.
- 21- Freguson, Jr. W.(2005). Asset Price Levels and Volatility:Causes and Implication. A Speach to the Banco de Mexico. International Conference. Mexico City.
- 22- Friedman, Benjamin, M. and Kenneth, N. Kuttner.(1992). Money, Income, Prices and Interest Rates. *Amer. Econ. Rev.* 82:June, PP 472–92.
- 23- Friedman, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function.* Princeton, Princeton University Press.
- 24- Gerlach, Stefan. (1997). The information Content of the Term Structure: Evidence for Germany. *Empirical Econ.* 22:2. PP 161-80.
- 25- Goodhart, Charles and Hofmann, Boris. (2000). Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation. *Manchester School Supplement* 68. PP 40-122.
- 26- Goodhart, C. and Hoffman, B. (2000). Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation. Unpublished Manuscript.

- 
- 27- Gordon, Robert, J. (1982). Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment. In M.N. Baily (ed.), *Workers, Jobs and Inflation*, Brookings Institution.
  - 28- Gordon, Robert, J. (1998). Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time Varying NAIRU. *Brookings Papers Econ. Activity* 1998:2. PP 297–333.
  - 29- Haubrich, Joseph, G. and Ann, M. Dombrosky. (1996). Predicting Real Growth Using the Yield Curve. *Fed. Reserve Bank Cleveland Econ. Rev.* 32:1. PP 26–34.
  - 30- Introduction to Principal Component Analysis. *Short Course in Statistics, Structural Equation Modelling*. Session 2.
  - 31- Jagjit, S. Chadha., Luccio, Sarno and Giorgio, Valente. (2004 ). Monetary Policy Rules, Asset Prices, and Exchange Rates. *IMF Staff Papers*. Vol. 51. No. 3.
  - 32- Jorion, Philippe and Frederic, S. Mishkin. (1991). A Multi-Country Comparison of Term Structure Forecasts at Long Horizons. *J. Finan. Econ.* 29. PP 59–80.
  - 33- Kim, Jae-On and Mueller, Charles. W. (1978). *Factor Analysis: Statistical Methods and Practical Issues*. Thousand Oaks. CA: Sage Publications, Quantitative Applications, in the Social Sciences Series. No.14.
  - 34- King Banaian., Richard, C.K. Burdekin and Thomas, D. Willett. (1998). Reconsidering the Principal Components of Central Bank Independence: The More the Merrier?. *Public Choice*. Volume 97, Issue 1-2. PP 1-12.
  - 35- Klein, Lawrence, R. and Ozmucur, S.(2002). The Estimation of Chaina's Economic Growth Rate. *ICAS Symposium*. Institute for Korean-American Studies.
  - 36- Kozicki, Sharon. (1997). Predicting Real Growth and Inflation with the Yield Spread. *Fed. Reserve Bank Kansas City Econ. Rev.* 82. PP 39–57.
  - 37- Laurent, Robert, D. (1988). An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy. *Fed. Reserve Bank, Chicago, Econ. Perspectives* 12:1. PP 3–14.
  - 38- Martin, Lettau., Sydney, Ludvigson. (2001). Consumption, Aggregate Wealth and Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, Vol. 56. Issue 3. PP 815–849.

- 39- Mitchell, Wesley, C. and Arthur, F. Burns. (1938). Statistical Indicators of Cyclical Revivals. NBER Bulletin 69. NY. Reprinted in Business Cycle Indicators. G.H. Moore, ed. 1961. Princeton: Princeton U. Press.
- 40- Modigliani, F. and Ando, A. (1963). The life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregated Implications and Tests. American Economic Review. 53. 55-84.
- 41- Pollack, Robert, A. (1975). The Intertemporal Cost-of-Living Index", Annals of Economic and Social Measurement 4(1), Winter, 179-195. (Reprinted in Robert A. Pollack. (1989). The Theory of the Cost-of-Living Index, New York: Oxford University Press.)
- 42- Principal Component Analysis. Chapter 1. (2000). SAS Publishig book Series.
- 43- Principal Component and Factor Analysis. (2004). [www.statsoft.com/textbook/stfacan.htm1](http://www.statsoft.com/textbook/stfacan.htm1)
- 44- Ray, Partha and Chatterjee, Somnath. (2003). The Role of Asset Prices in Indian Inflation in Recent Years: Some Conjectures. BIS Paper. No 8.
- 45- SAS/STAT® User's Guide, Version 6, Fourth Edition, Volume 2. Cary, N.C.: SAS Institute.(1990).
- 46- Shibuya, Hiroshi. (1992). Dynamic Equilibrium Price Index: Asset Price and Inflation. Bankof Japan Monetary and Economic Studies. Bank of Japan. Vol. 10 (1), PP 95-109.
- 47- Shiratsuka, Shigenori .(1999). Asset Price Fluctuations and Price Indices. Institute for Monetary and Economic Studies. Bank of Japan. Discussion Paper No. 99-E-21.
- 48- Sims, Christopher, A. (1980). Comparison of Interwar and Postwar Cycles: Monetarism Reconsidered. American Economic Review 70 (May): 250–57.
- 49- Smith, Stephen, D. (1999). What do Asset Prices Tell Us About the future?. Federal Reserve Bank of Atlanta. Economic Review 84. No 3:4–13.
- 50- Stock, James, H. and Watson, Mark, W. (2005). Forcasting with Many Predictors. National Bureau of Economic Research. Handbook of Economic Forcasting.
- 51- Stock, James, H. and Watson, Mark, W. (2003). Forecasting Output and Inflation, Role of Asset Prices. Journal of Economic Literature. Vol . XLI.PP 788-829.

- 
- 52- Stock, James H. and Mark, W. Watson.(1999). Forecasting Inflation. *J. Monet. Econ.* 44. PP 293–335.
  - 53- Stock, James., and Mark, Watson. (1989). New Indexes of Coincident and Leading Indicators. In National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual, Edited by Blanchard, O. and Fischer. S. Cambridge: MIT Press.
  - 54- Suhr, Diana, D.(2004). Principal Component Analysis vs. Exploratory Factor Analysis. University of Northern Colorado .
  - 55- Tkacz and Carolyn, Wilkins. (2006). Linear and Threshold Forecasts of Output and Inflation with Stock and Housing Prices. Bank of Canada, Working. PP 06-25.
  - 56- UCL Department of Primary Care and Population Sciences.(2006). Introduction to Factor Analysis. Lecture.
  - 57- Vickers, John. (2003). Monetary Policy and Asset Prices. Bank of England.
  - 58- Wynne, Mark, A. (1994). An Intertemporal Cost-of-Living Index. Unpublished Manuscript. Federal Reserve Bank of Dallas.
  - 59- Wynne, Mark, A. (1999). Monetary Policy and Asset Prices. Bank of England Quarterly Bulletin. Vol. 39 (4). November. PP 428-435.

