

## اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار؟ (مطالعه‌ی موردی ایران)

دکتر بهزاد سلمانی\*

دکتر حسین پناهی\*\*

سیدعلی آل عمران\*\*\*

## چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی وجود اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ است. بر این اساس ابتدا رابطه‌ی علی بین شاخص کل قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو بررسی شده و سپس با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس به تشخیص وجود اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار پرداخته شده است. نتایج حاصل از روش تودا و یاماموتو حاکی از آن است که تنها یک رابطه‌ی علیت گرنجری یکطرفه از شاخص کل قیمت سهام به شاخص قیمت مسکن وجود داشته و نتایج حاصل از روش جوهانسن-جوسیلیوس نیز بیانگر تاثیر مثبت شاخص کل قیمت سهام بر شاخص قیمت مسکن و به طور کلی تایید وجود اثر ثروت می‌باشد. همچنین یافته‌های دیگر پژوهش حکایت از تاثیر منفی نرخ سود بانکی واقعی بر شاخص قیمت مسکن دارد.

واژه‌های کلیدی: شاخص کل قیمت سهام، شاخص قیمت مسکن، نرخ سود بانکی.

طبقه بندی JEL: C۱۲, E۴۴, C۲۲

\* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز (نویسنده‌ی مسئول)  
Email: behsalmani@gmail.com

\*\* دانشیار گروه اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز  
\*\*\* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده‌ی اقتصاد، مدیریت و بازرگانی دانشگاه تبریز

## ۱- مقدمه

دو مکانسیم اثرگذار در مورد ارتباط بین قیمت سهام و قیمت مسکن وجود دارد. اولین مکانسیم، اثر ثروت<sup>۱</sup> است. این اثر دلالت بر این دارد که وقتی سودهای پیش‌بینی نشده‌ی سهام و قیمت سهام افزایش می‌یابد، مقدار تقاضای مسکن و قیمت مسکن افزایش می‌یابد و به‌طور کلی تغییرات در بازار سهام منجر به تغییرات در بازار مسکن می‌شود. دومین مکانسیم، اثر قیمت-اعتبار<sup>۲</sup> است. این اثر نیز دلالت بر این دارد که تغییرات در بازار مسکن منجر به تغییرات در بازار سهام می‌شود. به طوری که بنگاه‌هایی که دارایی تجاری واقعی دارند دارای سود سرمایه‌های هستند که باعث افزایش ارزش سهام آنها می‌شود. از اینرو تقاضای بنگاه‌ها برای زمین و ساختمان جهت توسعه و گسترش سرمایه‌گذاری شان افزایش یافته و قیمت دارایی‌های آنها همچنان افزایش می‌یابد و این اثر به شکل ماریج هم قیمت دارایی‌ها و هم قیمت سهام را بالا می‌برد و این اثرات بازخوردی دائمی خواهند بود (کاپوپولوس و سیوکیس<sup>۳</sup>، ۲۰۰۵). در رابطه با ارتباط قیمت سهام و قیمت مسکن مطالعات متعددی انجام گرفته که بیشتر این مطالعات برای کشورهای توسعه یافته بوده و مطالعات اندکی برای کشورهای در حال توسعه انجام شده است. همچنین بیشتر مطالعات انجام شده نیز به بررسی همبستگی بین قیمت سهام و قیمت مسکن پرداخته‌اند و تعداد اندکی از آنها به بررسی جهت‌علیت بین آنها و شناسایی اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار پرداخته‌اند. بر این اساس هدف پژوهش حاضر بررسی جهت‌علیت بین شاخص کل قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن و تشخیص وجود اثر ثروت و اثر قیمت-اعتبار در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو<sup>۴</sup> و روش همانباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس<sup>۵</sup> است. داده‌های به کار برده شده در پژوهش به‌صورت سری زمانی فصلی از مرکز آمار و داده‌های بانک مرکزی ایران استخراج شده و فرضیه‌ی مطرح شده در پژوهش نیز بر پایه‌ی وجود رابطه‌ی علی بین شاخص کل قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن در ایران است.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، بعد از مقدمه در قسمت دوم ادبیات موضوع و در قسمت سوم مدل، داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش معرفی شده است. قسمت چهارم نیز به یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و نتیجه‌گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص داده است.

## ۲- ادبیات موضوع

دو دیدگاه تئوریک در ارتباط با رابطه‌ی بین قیمت‌های سهام و مسکن وجود دارد. دیدگاه اول که اثر ثروت نام دارد و بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به مسکن است. هم درآمد جاری و هم ثروت کل (دارایی‌های مالی، مسکن و ثروت انسانی) دارای اثر مثبت بر مخارج مصرفی کل هستند. از

- 1- Wealth Effect
- 2- Credit-Price Effect
- 3- Kapopoulos & Siokis
- 4- Toda & Yamamoto
- 5- Johansen- Juselius

آنجا که ملک می‌تواند هم کالای مصرفی در نظر گرفته شود و هم کالای سرمایه‌های؛ از اینرو خانوارها با سود پیش‌بینی نشده‌های که در بازار سهام به دست می‌آورند به احتمال زیاد پرتفوی خود را به سمت بازار مسکن سوق می‌دهند و یا به بیانی دیگر خانوارهایی که دارای سهام هستند اغلب پرتفوی خود را با فروش سهام و سرمایه‌گذاری در بازار مسکن مجدداً تعدیل می‌کنند. بنابراین اثر ثروت روی مصرف از طریق انتقال از بازار سهام به بازار مسکن است. دیدگاه دوم رابطه‌ی بین قیمت سهام و مسکن را از طریق اثر قیمت-اعتبار توضیح می‌دهد. به عنوان مثال تغییری که در ارزش ملک صورت می‌گیرد مهمترین عامل وضعیت ترازنامه‌ی بنگاه است. به عنوان مثال بنگاه‌هایی که به خاطر محدودیت‌های اعتباری، مقادیر مشخصی زمین یا مسکن نگهداری می‌کنند با افزایش قیمت زمین و ملک منتفع می‌شوند به این دلیل که افزایش ارزش وثیقه‌ای که ناشی از افزایش قیمت ملک است، هزینه‌ی قرض گرفتن (وام) را کاهش می‌دهد و این یک روش ساده‌ی تامین مالی بنگاه‌ها و خانوارها می‌باشد. اگر سود مورد انتظار سرمایه‌گذاری بنگاه‌ها افزایش یابد، ارزش سهام بنگاه‌ها نیز به دنبال آن افزایش خواهد. با توجه به اینکه بنگاه‌ها برای گسترش سرمایه‌گذاری خود نیاز به زمین یا ملک بیشتری دارند؛ این فرآیند با چرخش فزاینده و رو به بالا در قیمت‌های ملک و مسکن همراه خواهد بود. این مکانیسم انتقال نشان می‌دهد که چرا یک شوک برونزا منجر به یک اثر دائمی می‌شود (سیم و چانگ<sup>۱</sup>، ۲۰۰۶).

ایچ هولتز و هارتزل<sup>۲</sup> (۱۹۹۶) به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن در سه کشور کانادا، انگلستان و آمریکا پرداخته‌اند که نتایج مطالعه‌ی حاکی از وجود همبستگی منفی بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن بوده است. فو و ان-جی<sup>۳</sup> (۱۹۹۷) به یک همبستگی ضعیف بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن رسیده و کوان و تیتمن<sup>۴</sup> (۱۹۹۹) با استفاده از داده‌های سالانه برای ۱۷ کشور و دوره‌ی زمانی ۱۴ ساله به این نتیجه رسیده‌اند که ارتباط بین بازدهی سهام و قیمت مسکن در اغلب کشورها به لحاظ آماری معنی‌دار نبوده ولی با این حال برای برخی از کشورها در مقایسه با مطالعات قبلی یک رابطه‌ی مثبت و معنی‌دار بین بازدهی سهام و قیمت مسکن وجود داشته است. همچنین نتیجه‌ی مطالعه‌ی برای برخی از کشورهای خاص بیانگر رابطه‌ی منفی بین قیمت سهام و قیمت مسکن بوده و محدودیت این نوع تحلیل‌های همبستگی ساده این بوده است که آنها فقط به رابطه‌ی خطی بین متغیرها اشاره نموده و اثرات بالقوه‌ی بلندمدت اقتصادی را نادیده گرفته‌اند. از طرفی برخی مطالعات بیانگر تغییر قیمت‌های مسکن به دنبال تغییر قیمت‌های دیگر دارایی‌ها نظیر سهام و اوراق قرضه با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی بوده‌اند. به عنوان مثال سوتون<sup>۵</sup> (۲۰۰۲) نشان داده است که قیمت‌های سهام نقش مهمی را در تغییر قیمت‌های مسکن در شش کشور آمریکا، انگلیس، کانادا، ایرلند، هلند و استرالیا ایفا می‌کنند. مطالعه‌ی دیگر توسط بانک بین‌المللی تسویه<sup>۶</sup> (۲۰۰۳) بیانگر تجربه‌ی مشابه با مطالعه‌ی قبلی بوده به این صورت که تغییر قیمت سهام منجر به تغییر و نوسانات قیمت مسکن با وقفه‌ی دو-سه ساله در برخی

- 1- Sim & Chang
- 2- Eichholtz & Hartzell
- 3- Fu & Ng
- 4- Quan & Titman
- 5- Sutton
- 6- Bank of International Settlements

از کشورها شده است. کیکس و ون دن اند<sup>۱</sup> (۲۰۰۴) با استفاده از مدل‌های VAR به شواهدی از اثر ثروت رسیده‌اند به این صورت که نوسانات قیمت‌های سهام دارای اثرات توزیعی در بخش‌های مختلف بازار مسکن هلند است. مطالعه‌ی دیگری توسط کاپوپولوس و سیوکیس (۲۰۰۵) در زمینه‌ی ارتباط بین بازار سهام و بازار مسکن با استفاده از آزمون علیت گرنجر در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۹۹۳ تا فصل دوم سال ۲۰۰۳ انجام گرفته است که یافته‌های مطالعه بیانگر وجود اثر ثروت در قیمت املاک و مستغلات شهر آتن بوده و این اثر در قیمت واقعی املاک یونان دیده نشده است. همچنین مطالعه‌ی ای نیز توسط جاد و وینکلر<sup>۲</sup> (۲۰۰۲) انجام گرفته که نشان می‌دهد افزایش قیمت مسکن در ۱۳۰ کلان شهر آمریکا به شدت به وسیله‌ی افزایش قیمت سهام تحت تاثیر قرار می‌گیرد همچنانکه جمعیت، درآمد و نرخ بهره بر قیمت مسکن اثر می‌گذارد، که این نتایج بیانگر وجود اثر ثروت معنی دار در بازار مسکن بوده است. علاوهمبراین، استون و زیمبا<sup>۳</sup> (۱۹۹۰) به بررسی رابطه‌ی بین قیمت مسکن و سهام در ژاپن با استفاده از مدل باکس-جنکینز و مدل ARCH پرداخته‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که در فاصله‌ی زمانی ۱۹۷۲ تا ۱۹۸۷ بازدهی سهام به شدت بر قیمت‌های مسکن تاثیرگذار است و وقتی دوباره همین مساله را برای سال ۱۹۹۲ به‌روز کرده‌اند مجدداً همان نتیجه‌ی قبلی را به دست آورده‌اند. مطالعه‌ی مشابه‌ی نیز توسط هامائو و هوشی<sup>۴</sup> (۱۹۹۱) برای ژاپن انجام شده که نشان داده است که بازدهی سهام منجر به افزایش قیمت یا بازدهی زمین می‌شود ولی عکس آن درست نیست. همچنین استون و زیمبا (۱۹۹۲) در یک مطالعه‌ی دیگر، هیچ ارتباط معنی داری بین قیمت مسکن و قیمت سهام پیدا نکرده‌اند. یافته‌های مطالعه‌ی گورکو و کیم<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) نیز بیانگر یک رابطه‌ی تاخیری معنی دار بین بازدهی سهام و بازدهی مسکن در آمریکا بوده است. از طرفی مطالعات متعدد دیگری نیز در رابطه با ارتباط بین قیمت‌های سهام و مسکن در بازار دارایی‌های کره انجام شده است. به عنوان مثال مطالعه‌ی سئو و کیم<sup>۶</sup> (۲۰۰۰) و پارک و پارک<sup>۷</sup> (۲۰۰۱) که با استفاده از داده‌های فصلی و مدل VAR انجام گرفته، بیانگر وجود علیت گرنجری بین قیمت سهام و قیمت مسکن بوده‌اند. مطالعه‌ی دیگری نیز توسط شان<sup>۸</sup> و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده‌های فصلی از فصل اول سال ۱۹۸۶ تا فصل چهارم سال ۲۰۰۱ انجام شده که حاکی از آن است که رابطه‌ی علی از قیمت مسکن به سمت قیمت سهام وجود دارد ولی عکس آن درست نیست. چی<sup>۹</sup> (۱۹۹۸) نیز با استفاده از آزمون برون زایی گوک-میس-دنت<sup>۱۰</sup> به این نتیجه رسیده است که بازار املاک و مستغلات با نیم سال وقفه از بازار اوراق قرضه و با دو سال وقفه از بازار سهام اثر می‌پذیرد.

- 1- Kakes & Van den End
- 2- Jud & Winkler
- 3- Stone & Ziemba
- 4- Hamao & Hoshi
- 5- Gyourko & Keim
- 6- Seo & Kim
- 7- Park & Park
- 8- Shon
- 9- Chi
- 10- Geweke-Meese-Dent Exogeneity Test

سول<sup>۱</sup> و همکاران (۲۰۱۳) در پژوهشی با استفاده از روش آزمون علیت گرنجر و هم جمعی به بررسی وجود اثر ثروت و یا اثر قیمت-اعتبار در چین در دو دوره‌ی کوتاه مدت و بلندمدت پرداخته‌اند. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از آن است که در کوتاه مدت علیت یکطرفه از بازار سهام به بازار مسکن وجود دارد که این اثر دلالت بر وجود اثر ثروت داشته است. بر این اساس در پژوهش مذکور مکانیسم اثر ثروت به عنوان مکانیسم تعدیل پرتفو تفسیر شده است. به اینصورت که با افزایش قیمت سهام در بازار سهام از آنجاکه سود پرتفوی خانوارها افزایش می‌یابد، آنها تصمیم می‌گیرند که سهام خود را فروخته و دارایی‌های دیگری نظیر مسکن خریداری کنند که این منجر به پیدایش موج طبیعی در بازار مسکن می‌شود. همچنین یافته‌های دیگر پژوهش بیانگر آن بوده است که در بلندمدت علیت دوطرفه بین بازار سهام و بازار مسکن وجود داشته است که در آن اثر قیمت-اعتبار در حد بالا وجود داشته ولی اثر ثروت در حد پایین وجود داشته است. علاوه بر این بر اساس یافته‌های پژوهش، در هردو بازار انتقال قیمت‌ها به شکل متقارن بوده از اینرو با توجه به تغییرات ریسک هردو دارایی (سهام و مسکن) نتیجه آن شده است که نبایستی این دو دارایی در کشور چین همزمان در پرتفو قرار گیرند. لین<sup>۲</sup> (۲۰۱۲) در مطالعه‌ی با استفاده از آزمون علیت گرنجر و هم جمعی به بررسی ارتباط پویا بین قیمت مسکن و قیمت‌های سهام در مناطق مختلف کشور مالزی پرداخته است. یافته‌های مطالعه حاکی از آن است که در اغلب مناطق توسعه یافته علیت از بازار سهام به سمت بازار مسکن وجود داشته و دلالت بر وجود اثر ثروت در این مناطق داشته است. برای برخی مناطق نیز وجود اثر قیمت-اعتبار تایید شده است.

هوئی و ان-جی<sup>۳</sup> (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین بازار سهام و بازار مسکن از نظر وجود اثر ثروت و اثر قیمت-اعتبار پرداخته‌اند. فرضیه‌ی مورد آزمون در این مطالعه بر مبنای همبستگی بالای بازار سهام و بازار مسکن بوده و همچنین هرچند روند قیمت خانه‌های مسکونی و شاخص قیمت سهام در دوره‌ی مورد بررسی مشابه هم بوده ولی ارتباط بین آنها در طول زمان تغییر کرده و همبستگی بین قیمت املاک مسکونی و شاخص قیمت سهام در طول زمان ضعیفتر شده است. در این مطالعه وجود دو شکست ساختاری در دوره‌ی مورد بررسی باعث تغییراتی در رابطه‌ی علی بین دو بازار شده است. از اینرو با توجه به وجود شکست ساختاری، دوره‌ی مطالعه به سه زیر دوره‌ی ۱۹۸۴ تا ۱۹۸۹، ۱۹۹۰ تا ۱۹۹۴ و ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ تفکیک شده است. نتایج مطالعه حاکی از آن بوده است که در زیر دوره‌ی اول و دوم اثر قیمت-اعتبار تایید شده به طوری که در دوره‌ی اول این اثر فقط در کوتاه مدت و در دوره‌ی دوم هم در کوتاه مدت و هم در بلندمدت تایید شده و زیاد طولانی و ماندگار نبوده است اما در عوض یک اثر برگشتی<sup>۴</sup> نیز مشاهده شده است که نشان می‌دهد سود سرمایه از بازار سهام دوباره به سرمایه‌گذاری در سهام بر نمی‌گردد. در زیر دوره‌ی سوم نیز هیچ رابطه‌ی علی بین قیمت مسکن و قیمت سهام چه در کوتاه مدت و چه در بلندمدت تایید نشده است.

1- Su

2- Lean

3- Hui & Ng

4- Snowball Effect

مکملان<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) در مطالعه‌ی ای با توجه به اینکه جهت رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت‌های سهام و قیمت مسکن اطلاعات مفیدی را از بابت اثرات ثروت و قیمت-اعتبار برای سیاست‌گذاران فراهم می‌کند، با استفاده از داده‌های فصلی کشورهای انگلستان و آمریکا به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین قیمت سهام و قیمت مسکن پرداخته است. نتایج مطالعه شواهدی از رابطه‌ی غیر خطی پویا در حرکت به سمت تعدیل بلندمدت را نشان داده و برقرار بودن اثر اعتبار در قیمت سهام را تایید کرده است.

ابراهیم<sup>۲</sup> (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی تجربی اثرات ثروت و قیمت-اعتبار بین قیمت‌های مسکن و سهام با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ پرداخته است. در این مطالعه از چارچوب مدل VAR با چهار متغیر قیمت مسکن، قیمت سهام، تولید واقعی و قیمت‌های مصرف-کننده استفاده شده است. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود رابطه‌ی علی یکطرفه از قیمت سهام به قیمت مسکن بوده و اثر ثروت به صراحت در تایید تایید شده است. همچنین نتایج دیگر مطالعه اشاره بر اهمیت تولید(فعالیت واقعی) روی قیمت مسکن و قیمت سهام داشته و بیانگر تاثیر معنی دار قیمت سهام بر تولید واقعی و تا حدودی بر سطح عمومی قیمت‌ها می باشد. در نهایت، نتیجه‌ی کاربردی مطالعه آن بوده است که ثبات بازار سهام حیاتی است برای ثبات بازار مسکن. سیم و چانگ (۲۰۰۶) در مطالعه‌ی ای با عنوان "بازار سهام و بازار املاک در کره: اثر ثروت یا اثر اعتبار-قیمت" با استفاده از روش خودتوضیح برداری و در یک دوره‌ی نوزدهساله به بررسی دو اثر ثروت و اعتبار-قیمت در کشور کره پرداخته‌اند. نتایج مطالعه حاکی از وجود علیت گرنجر از بازار مسکن و زمین به سمت بازار سهام بوده ولی عکس رابطه برقرار نیست. همچنین نتایج بر اساس تابع عکس‌العمل ضربهای نشان داده است که وقتی یک شوک در قیمت‌های مسکن رخ می دهد؛ بلافاصله پاسخ مثبت در قیمت‌های سهام مشاهده می شود. از اینرو نتایج دلالت بر تایید اثر اعتبار-قیمت در کره داشته است.

بر اساس بررسی نویسندگان، در این زمینه مطالعه‌ی ای در داخل انجام نگرفته است؛ اگرچه مطالعاتی نزدیک با موضوع پژوهش کار شده که به چند مورد از آنها اشاره می شود:

عاقلی و امامقلیبور (۱۳۹۱) در پژوهشی به تجزیه‌وتحلیل اثر ثروت مالی بر الگوی مصرف بخش خصوصی با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی در قالب یک تابع مصرف کوتاه مدت در فاصله‌ی فصل اول سال ۱۳۷۵ تا فصل چهارم سال ۱۳۸۹ پرداخته‌اند. نتایج پژوهش حاکی از آن است که میل نهایی به مصرف ناشی از درآمد قابل تصرف حدود ۰/۶۶ و میل نهایی به مصرف ناشی از ثروت مالی حدود ۰/۱۶ است. منتظر حجت و همکاران (۱۳۹۰) با استفاده از روش هم‌جمع‌ی نامتقارن به این نتیجه رسیدند که وجود رابطه‌ی بلندمدت بین مصرف و عوامل تعیین‌کننده‌ی آن توسط آزمون‌های هم‌جمع‌ی نشان داده شده و در کوتاه مدت نیز اثرات علی تغییر قیمت سهام روی مصرف تایید شده است. همچنین نتایج نشان داده است که شوک‌های منفی پس از چهار دوره اصلاح و اثر ثروت به کلی از بین می‌رود و در مقابل زمانی که شوک‌های قیمت سهام باعث انتقال مصرف به بالای

1- McMillan

2- Ibrahim



روند بلندمدت می‌شود اثر ثروت در رفتار مصرفی ایرانیان به اثبات می‌رسد. حیدری و سوری (۱۳۸۹) با به‌کارگیری داده‌های فصلی سالهای ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ به بررسی رابطه‌ی نرخ سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن در ایران با استفاده از الگوی خودرگرسیون برداری پرداخته‌اند. نتایج مطالعه نشان داده است که با کاهش نرخ سود سپرده‌های بانکی جذابیت بازار مسکن به عنوان دارایی جایگزین افزایش و تقاضا برای آن افزایش یافته که منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود. به عبارتی بین نرخهای سود سپرده‌های بانکی و قیمت مسکن، رابطه‌ای منفی برقرار است. عزیزی (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای به بررسی اثر ثروت بازار سهام بر مصرف بخش خصوصی با استفاده از داده‌های فصلی سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۸۶ پرداخته است. نتایج مطالعه حاکی از یک رابطه‌ی مثبت معنی‌دار میان ثروت بازار سهام و مصرف بخش خصوصی در ایران است. نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشی با استفاده از الگوی خودتوضیح با وقفه‌های گسترده در فاصله‌ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۳ به این نتیجه رسیدند که ارتباط منفی میان نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت حقیقی مسکن وجود دارد. به طوری که رابطه‌ی منفی میان نرخ سود تسهیلات بانکی و قیمت حقیقی مسکن، جانشین بودن این دو کالا را نشان داده به‌گونه‌ای که افزایش نرخ سود بیانگر بازده بالاتر نگهداری ثروت به آن شکل در مقابل نگهداری مسکن بوده که در این صورت تقاضای سوداگری برای مسکن کاهش یافته و لذا قیمت آن کاهش می‌یابد.

در یک جمع‌بندی کلی می‌توان بیان داشت که در برخی مطالعات همانند مطالعات کاپوپولوس و سیوکیس (۲۰۰۵)، کیکس و ون دن اند (۲۰۰۴)، جاد و وینکلر (۲۰۰۲) و ابراهیم (۲۰۱۰) اثر ثروت تأیید شده و برخی مطالعات همانند مطالعه‌ی سیم و چانگ (۲۰۰۶) و مکمیلان (۲۰۱۱) مویده اثر قیمت-اعتبار بوده‌اند و در برخی از مطالعات همانند مطالعه‌ی لین (۲۰۱۲) و سو و همکاران (۲۰۱۳) با توجه به انتخاب نوع نمونه و دوره‌ی زمانی شواهدی از هر دو اثر دیده شده است.

### ۳- معرفی مدل، داده‌ها و روش‌شناسی پژوهش

در پژوهش حاضر، بر اساس مدل اقتصادسنجی به‌کاربرده شده در مطالعه‌ی لین<sup>۱</sup> (۲۰۱۲) ابتدا با استفاده از روش علیت تودا و یاماموتو به بررسی رابطه‌ی علی بین دو شاخص کل قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن پرداخته شده و پس از تشخیص وجود و جهت علیت بین دو شاخص مذکور، با استفاده از روش جوهانسن-جوسیلیوس به بررسی رابطه‌ی بلندمدت بین این دو شاخص در قالب رابطه‌ی (۱) پرداخته می‌شود.

$$LHP = \beta_1 + \beta_2 LSP + \beta_3 LIR + U \quad (1)$$

در رابطه‌ی فوق HP: شاخص قیمت مسکن بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۸۳، SP: شاخص کل قیمت سهام، IR: نرخ سود بانکی پنج‌ساله‌ی واقعی که به صورت نرخ سود بانکی پنج‌ساله‌ی اسمی

تقسیم بر شاخص قیمت مصرف کننده بر مبنای سال پایه‌ی ۱۳۸۳ تعریف شده است.  $U$ : جملات پسماند مدل،  $L$ : علامت لگاریتم بوده و آمار و اطلاعات مربوط به متغیرهای مدل به صورت سری زمانی فصلی (۱:۱۳۷۱ تا ۴:۱۳۹۱) از بانک اطلاعات سریهای زمانی و آمار و نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی ایران استخراج شده است.

تودا و یاماموتو در سال ۱۹۹۵ یک روش ساده به صورت تخمین یک مدل VAR تعدیل یافته برای بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه‌ی هم جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه‌ها ( $K$ )ی بهینه‌ی مدل VAR و سپس درجه‌ی پایایی ماکزیمم ( $d_{max}$ ) را تعیین کرد و یک مدل VAR با تعداد وقفه‌های ( $K + d_{max}$ ) تشکیل داد. البته فرایند انتخاب وقفه زمانی معتبر خواهد بود که  $K \geq d_{max}$  باشد. پس اگر مدل دو متغیره‌ی زیر را در نظر بگیریم و فرض کنیم که  $K + d_{max} = 2$  باشد، رابطه‌ی (۲) را خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^{(1)} & \alpha_2^{(1)} \\ \alpha_1^{(2)} & \alpha_2^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^{(2)} & \alpha_2^{(2)} \\ \alpha_1^{(2)} & \alpha_2^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

که در آن، بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید<sup>۱</sup> است.

به عنوان مثال، برای آزمون این فرضیه که  $X_2$  علت گرنجر  $X_1$  نیست، محدودیت  $\alpha_2^{(1)} = \alpha_2^{(2)} = 0$  را آزمون میکنیم. آمارهی آزمون مورد استفاده، آمارهی والد ( $Wald$ ) است که توزیع  $\chi^2$  مجانبی<sup>۲</sup> با درجه‌ی آزادی برابر با تعداد محدودیت‌های صفر دارد. آمارهی آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای  $x_{1t}$  و  $x_{2t}$  همگرا<sup>۳</sup> از هر درجهای، غیر همجمع یا همجمع از هر درجهای باشند، معتبر خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی<sup>۴</sup> (۱۹۹۷) بیان می‌کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگیهای هم جمعی سیستم بینناز میکند و فقط اطلاع از رتبه‌ی مدل خودتوضیح برداری و درجه‌ی پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت میکند (آرمن و زار، ۱۳۸۸).

به طور کلی در تحلیل چند متغیره‌ی سری زمانی، ممکن است بیش از یک بردار همانباشتگی بلندمدت وجود داشته باشد، بدین معنا که متغیرهای تحت بررسی در بلندمدت به چند طریق مستقل از هم به یکدیگر وابسته باشند. در آن صورت روشهایی مثل انگل - گرنجر نمی‌تواند بدون هیچ پیش فرضی از جانب تحلیلگر، این بردارها را تعیین کند. جوهانسن و جوسیلیوس با فرموله کردن روشی برای همانباشتگی برداری که در تعیین بردار همانباشتگی از طریق حداکثر راستنمایی صورت می‌گیرد، توانستند نقایص روش انگل - گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها را یک مدل خودرگرسیون (VAR) به صورت رابطه‌ی (۳) تشکیل می‌دهد:

- 1- White noise
- 2- Asymptotic
- 3- Integrated
- 4- Zapata & Rambaldi



$$Y_t = \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$Y_t : n \times 1, A_i : n \times n, \varepsilon_t : n \times 1, D_t : k \times 1, f_t : k \times k$$

در دستگاه فوق،  $n$  تعداد متغیرهای درونزا می باشد که تحت بردار  $Y$  بیان شده است.  $k$  تعداد متغیرهای برونزا مانند عرض از مبدا، روند، متغیر مجازی و ... است که در غالب بردار  $D$  بیان شده است و بالاخره  $p$  حداکثر طول وقفه برای الگوی VAR است که با تعیین آن از طریق معیارهای مختلف می توان اطمینان پیدا کرد که جزء خطای مدل مذکور دارای ویژگیهای نوفه سفید خواهد بود. در این روش برای نشان دادن پویاییهای کوتاه مدت می توان دستگاه معادلات (۳) را در قالب الگوی تصحیح خطای برداری<sup>۱</sup> به صورت رابطه ی (۴) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$G_i = - (I - A_1 - A_2 - \dots - A_i) \quad , i = 1, 2, \dots, p-1$$

$$P = - (I - A_1 - A_2 - \dots - A_p)$$

از آنجاکه این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت  $I(1)$  (انباشته از مرتبه ی اول) و یا  $I(0)$  (انباشته از مرتبه ی صفر) طراحی شده است، لذا در معادله ی فوق تمامی جملات به صورت  $\Delta Y_t$ ،  $I(0)$  هستند. از سوی دیگر طول وقفه ( $p$ ) به گونهای انتخاب می شود که جمله ی اخلاص هر معادله در دستگاه (۴) iid<sup>۲</sup> و لذا  $I(0)$  باشد. از اینرو باید  $\Pi Y_{t-p}$  نیز  $I(0)$  باشد تا درجه ی همانباشتگی دو طرف دستگاه (۴) برابر شوند. اگر رتبه ی ماتریس  $\Pi$  را  $r$  در نظر بگیریم، این شرط در سه حالت زیر برقرار است:

الف.  $r = n$ ، که در این صورت کلیهی متغیرهای بردار  $Y$ ،  $I(0)$  هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرها است.

ب.  $r = 0$ ، که در این صورت هیچ ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  وجود ندارد و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در تفاضل مرتبه ی اول متغیرها است.

ج.  $0 < r \leq n-1$ ، که در این صورت  $r$  ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار  $Y$  یا به عبارت دیگر  $r$  بردار همانباشتگی<sup>۳</sup> وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای همانباشتگی استفاده می شود (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹).<sup>۴</sup>

- 1- Vector Error Correction Model (VECM)
- 2- Identical, Independent Distribution (iid)
- 3- Co-integration Vector

۴- برای آشنایی بیشتر با روش جوهانسون- جوسیلیوس، مراجعه شود به (۲۰۰۴) Enders

#### ۴- یافته‌های تجربی و تفسیر نتایج

با توجه به به کارگیری داده‌های سری زمانی، ویژگی مهمی که میبایست در مدلسازی اینگونه داده‌ها رعایت شود مقوله‌ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از اینرو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه‌ی واحد از آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته<sup>۱</sup> استفاده شده است. اگر قدر مطلق آمارهی آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگتر باشد، فرضیه‌ی  $H_0$  و به عبارتی وجود ریشه‌ی واحد، رد می‌شود. جدول (۱) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می‌دهد. همانطور که مشاهده می‌شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیر-های به کاررفته در مدل، آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مکینون در سطح خطای ۵ درصد کوچکتر بوده بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می‌باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه‌ی اول متغیرهای به کاررفته در مدل، آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مکینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگتر بوده بنابراین فرضیه‌ی  $H_0$  مبنی بر وجود ریشه‌ی واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول ( $I_1$ ) می‌باشند.

جدول (۱): بررسی پایایی متغیرها با استفاده از آزمون ریشه‌ی واحد دیکی- فولر تعمیم یافته

نام متغیر	سطح	تفاضل مرتبه‌ی اول
LHP	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۶۴
	مقدار بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LSP	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۲۳
	مقدار بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶
LIR	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۱۵
	مقدار بحرانی مکینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶

ماخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به مبانی نظری مربوط به روش علیت تودا و یاماموتو، در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه‌ی پایایی متغیرها و وقفه‌ی بهینه نیازمندیم. بر اساس نتایج مربوط به پایایی متغیر در بخش قبل؛ هردو متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص کل قیمت سهام پایا در تفاضل مرتبه‌ی اول می‌باشند. از اینرو بزرگترین درجه‌ی پایایی مربوط به متغیرهای مزکور، درجه‌ی یک می‌باشد. به منظور تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه، از معیار تعیین وقفه‌ی آکاییک استفاده شده است که همانطور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، وقفه بهینه‌ی انتخاب شده بر اساس این معیار، وقفه‌ی پنج می‌باشد<sup>۲</sup>. همچنین نمودار (۱) معکوس ریشه‌های مدل VAR تخمین زده شده در وقفه‌ی پنج را نشان می‌دهد. همانطور در نمودار مذکور مشاهده می‌شود؛ معکوس ریشه‌های

#### 1- Augmented Dickey-Fuller Test

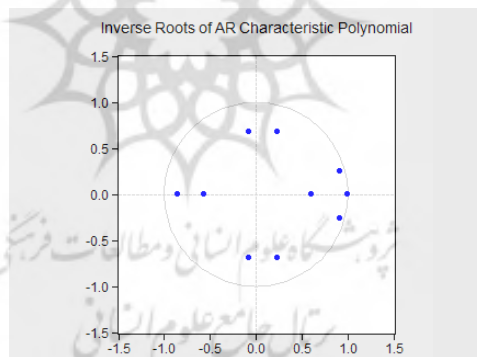
۲- لازم به ذکر است که تعیین طول وقفه و بهینه؛ تا هشت وقفه بررسی شده که بر اساس معیار آکاییک وقفه‌ی پنج انتخاب شده است. همچنین جهت صرفه‌جویی فقط نتایج پنج وقفه آورده شده است.

مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره‌ی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زده‌شده و انتخاب مناسب وقفه‌ی پنج به عنوان وقفه‌ی بهینه دارد.

جدول (۲): تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR

تعداد وقفه	مقدار آکاییک (AIC)
۰	۳/۴۸۰
۱	-۵/۴۶۰
۲	-۵/۵۲۶
۳	-۵/۶۶۱
۴	-۵/۵۵۸
۵	-۵/۶۶۳*

ماخذ: محاسبات پژوهش



نمودار (۱): معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR

در ادامه به منظور بررسی رابطه‌ی علیت گرنجری بین دو متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن و لگاریتم شاخص کل قیمت سهام، از یک مدل خود توضیح برداری با تعداد شش وقفه مطابق روابط (۵) و (۶) استفاده می‌شود. تعداد شش وقفه از جمع درجه‌ی پایایی ماکزیمم و وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خود توضیح برداری به دست آمده است.

$$LHP_t = C_1 + \sum_{i=1}^6 \alpha_{1i} LHP_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_{1i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$$LSP_t = C_2 + \sum_{i=1}^6 \alpha_{2i} LHP_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \beta_{2i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

جدول (۳) نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی داری ضرایب با وقفه‌ی متغیرهای به کاررفته در روابط (۵) و (۶) را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود، یک رابطه‌ی علیت گرنجری یکطرفه از شاخص کل قیمت سهام به شاخص قیمت مسکن وجود دارد.

جدول (۳): نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی داری ضرایب

نتیجه گیری	ارزش احتمال	آماره‌ی آزمون والد ( $\chi^2$ )	فرضیه‌ی $H_0$	متغیر متغیر وابسته	تاثیرگذار
LSP → LHP	۰/۰۲۸	۱۳/۳۳۰	$\beta_{1i} = 0 \text{ \& } (i=1, \dots, 6)$	LHP	LSP
LHP → LSP	۰/۱۲۳	۱۰/۰۲۱	$\alpha_{2i} = 0 \text{ \& } (i=1, \dots, 6)$	LSP	LHP

ماخذ: محاسبات پژوهش

تخمین مدل همانباشتگی جوهانسن-جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری<sup>۱</sup> است که در این بین بهدست آوردن طول وقفه‌ی بهینه از مقدمات تخمین مدلها می‌باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه‌های مناسب در این الگو تضمین میکند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید<sup>۲</sup> و در نتیجه ایستا یا I هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹). جدول (۴) نتایج مربوط به تعیین وقفه‌ی بهینه بر اساس معیار آکاییک را نشان می‌دهد. همانطور که در جدول مشاهده می‌شود کمترین معیار آکاییک مربوط به وقفه‌ی سه بوده؛ از اینرو وقفه‌ی سه به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR انتخاب می‌شود<sup>۳</sup>. همچنین، همانطور که قبلا هم اشاره گردید، برای اینکه مدل VAR پایا باشد؛ باید معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره‌ی واحد قرار گیرند. در صورتی- که عکس این مطلب اتفاق بیفتد، یعنی برخی از ریشه‌ها خارج از دایره‌ی واحد قرار گیرند نتایج تحلیلهای تابع عکس العمل ضربه‌های و تجزیه‌ی واریانس صحیح نخواهد بود. در مجموع  $kp$  ریشه وجود خواهد داشت که در این فرمول  $k$  معرف تعداد متغیرهای درونزا و  $p$  نشاندهنده‌ی تعداد وقفه‌های اعمال شده می‌باشد. بر این اساس با توجه نمودار (۲) که معکوس ریشه‌های مدل VAR تخمین زده شده در وقفه‌ی سه را

### 1- Vector Autoregressive Model (VAR)

#### 2- White noise

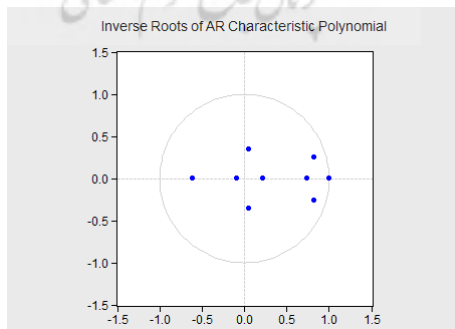
۳- تعیین طول وقفه‌ی بهینه؛ تا هفت وقفه بررسی شده است که بر اساس معیار آکاییک وقفه‌ی سه به عنوان وقفه‌ی بهینه انتخاب شده است. همچنین معیارهای تعیین وقفه‌ی شوارتز، حنان-کوبین، خطای پیشبینی نهایی و ضریب لاگرانژ نیز تا وقفه‌ی هفت، دلالت بر بهینه بودن وقفه‌ی سه داشتند.

نشان می‌دهد، معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR در داخل دایره‌ی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایداری مدل VAR تخمین زده‌شده و انتخاب مناسب وقفه‌ی سه به عنوان وقفه‌ی بهینه دارد. همچنین در ادامه مطابق نمودار (۳) واکنش لگاریتم شاخص قیمت مسکن نسبت به شوک‌های وارده از طرف متغیرهای لگاریتم شاخص کل قیمت سهام و لگاریتم نرخ سود بانکی واقعی و به اندازه‌ی یک انحراف معیار برای ده دوره بر اساس توابع عکس‌العمل ضربی‌های آورده شده است. این توابع یکی از ابزارهای مطرح در بررسی حرکات پویای متغیر است. در این توابع بروز یک انحراف معیار شوک در هر یک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می‌شود و با استفاده از این معیار می‌توان مدت زمان تاثیر شوک و حداکثر تاثیر شوک را پس از وقوع شوک مشخص نمود. بدین ترتیب سیاست‌گذاران می‌توانند تاثیر شوک‌ها را بر سیستم اقتصادی شناسایی کنند و از آنها جهت سیاست‌گذاری استفاده نمایند (خنجری و همایونیفر، ۱۳۹۰). همانطور که در نمودار مذکور مشاهده می‌شود، شوک وارد شده از طرف متغیر لگاریتم شاخص کل قیمت سهام تا دوره‌ی دوم باعث افزایش متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن شده و بعد از آن تا دوره‌ی سوم باعث کاهش آن شده و از دوره‌ی سوم به بعد همواره تاثیر مثبت بر متغیر لگاریتم شاخص قیمت مسکن داشته است. شوک وارد شده از طرف نرخ سود بانکی واقعی نیز همواره تاثیر منفی بر لگاریتم شاخص قیمت مسکن تا پایان دوره داشته است.

جدول (۴): تعیین مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی مدل VAR

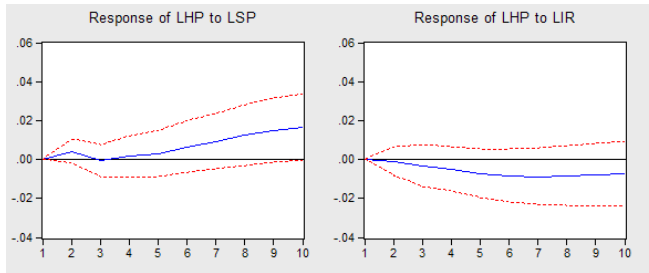
تعداد وقفه	مقدار آکایک (AIC)
۰	۱/۰۴۷
۱	-۸/۹۰۸
۲	-۸/۸۸۳
۳	-۸/۹۶۲*
۴	-۸/۷۸۳

ماخذ: محاسبات پژوهش



نمودار (۲): معکوس ریشه‌های مشخصه‌ی چندجمله‌ای‌های AR

Response to Cholesky One S.D. Innovations  $\pm$  2 S.E.



نمودار (۳): عکس‌العامل شاخص قیمت مسکن به شوکهای وارد شده از طرف متغیرهای دیگر

باتوجه به اینکه متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه‌ی یک می‌باشند؛ می‌توان از آزمون هم‌جمعی جوهانسن-جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه‌ی بهینه‌ی سه؛ به عنوان وقفه‌ی بهینه‌ی مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمونهای ماتریس اثر<sup>۱</sup> و حداکثر مقادیر ویژه<sup>۲</sup>، به تعیین تعداد بردارهای همانباشتگی پرداخته شد. جداول (۵) و (۶) نتایج مربوط به تعیین تعداد بردارهای همگرایی توسط این دو آزمون را نشان می‌دهند. همانطور که در جداول (۵) و (۶) ملاحظه می‌شود، بر اساس نتایج هر دو آمارهی آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه؛ وجود یک بردار همانباشتگی بین متغیرهای مدل تایید شده و از اینرو می‌توان بیان نمود که یک بردار همانباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول (۵): نتایج آزمون ماتریس اثر ( $\chi_{trace}$ )

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماری آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r \geq 1$	۳۴/۵۵	۲۹/۷۹	۰/۰۱۳۱
$r \leq 1$	$r \geq 2$	۹/۷۹	۱۵/۴۹	۰/۲۹۶۸
$r \leq 2$	$r \geq 3$	۱/۳۹	۳/۸۴	۰/۲۳۶۸

ماخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۶): نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه ( $\chi_{max}$ )

فرضیه‌ی صفر	فرضیه‌ی مقابل	مقدار آماری آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
$r = 0^*$	$r = 1$	۲۴/۷۵	۲۱/۱۳	۰/۰۱۴۸
$r \leq 1$	$r = 2$	۸/۳۹	۱۴/۲۶	۰/۳۳۹۹
$r \leq 2$	$r = 3$	۱/۳۹	۳/۸۴	۰/۲۳۶۸

ماخذ: محاسبات پژوهش

- 1- Trace Matrix
- 2- Maximum Eigen Value



در ادامه، مطابق رابطه‌ی (۷) رابطه‌ی بلندمدت بین متغیرهای مدل تخمین زده شده و بردار نرمال شده نسبت به متغیر درونزای اول (متغیر وابسته) انتخاب شده‌است. این بردار بایستی از نظر علامت ضرایب متناسب با تئوریهای اقتصادی بوده و همچنین ضرایب متغیرهای توضیحی به لحاظ آماری معنی دار باشند. همانطور که در بردار بهینه‌ی انتخاب شده ملاحظه می‌شود؛ علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی دار می‌باشند. بر اساس رابطه‌ی (۷) می‌توان بیان داشت که در بلندمدت، متغیر شاخص کل قیمت سهام تاثیر مثبت بر شاخص قیمت مسکن دارد که این تاثیر مثبت بیانگر اثر ثروت است. به این معنا که وقتی قیمت دارایی‌های مالی نظیر سهام افراد افزایش پیدا میکند به منزله‌ی افزایش ثروت افراد تلقی شده و به دنبال افزایش ثروت تقاضا برای کالاها منجمله مسکن به عنوان کالای مصرفی افزایش می‌یابد. همچنین حتی اگر مسکن را به عنوان کالای مصرفی در نظر نگرفته و در حکم کالای سرمایه‌های تلقی کنیم با افزایش قیمت سهام و کسب سود پیشبینی نشده‌ی افراد در بازار سهام، برخی از خانوارها پرتفوی خود را با فروش سهام و شناسایی سود و سرمایه‌گذاری در بازار مسکن مجدداً تعدیل می‌کنند که این بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به سمت بازار مسکن است و همان اثر ثروت نامیده می‌شود که این اثر در مطالعه‌ی جاد و وینکلر (۲۰۰۲)، کیکس و ون دن اند (۲۰۰۴)، کاپوپولوس و سیوکیس (۲۰۰۵)، ابراهیم (۲۰۱۰)، لین (۲۰۱۲) و سو و همکاران (۲۰۱۳) نیز به تایید رسیده است. همچنین نرخ سود بانکی واقعی تاثیر منفی بر شاخص قیمت مسکن دارد که این تاثیر منفی نرخ سود بانکی واقعی بر شاخص قیمت مسکن را می‌توان اینگونه بیان کرد که چون اغلب مردم به دنبال بازدهی بیشتر هستند و مسکن و نگهداری دارایی به شکل سپرده حکم جانشین را دارند با افزایش نرخ سود سپرده‌های بانکی، مردم بخشی از دارایی‌های خود را از مسکن به سمت سپرده‌گذاری در بانکها هدایت می‌کنند و این در کشور ما نیز بیشتر به چشم می‌خورد زیرا اغلب سرمایه‌گذاران به دنبال سرمایه‌گذاری در مکانی هستند که به محض افزایش بیثباتی سرعت خروج سرمایه و نقدینگی داراییشان بیشتر باشد. از این رو بانکها و ایجاد سپرده‌های بانکی که دارای کمترین ریسک نگهداری هستند می‌توانند مکان مناسبی برای سرمایه‌گذاری باشند که این اثر در مطالعه‌ی حیدری و سوری (۱۳۸۹) و نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) نیز تایید شده است.

$$\text{LHP} = -1.56 + 0.13 \text{LSP} - 0.99 \text{LIR} \quad (7)$$

$$(t = 2.76) \quad (t = -9.19)$$

در مرحله‌ی بعد، الگوی تصحیح خطای برداری برآورد شده و نتایج مربوط به آن در جدول (۷) نشان داده شده است. با توجه به جدول (۷) ملاحظه می‌شود که ضریب جمله‌ی تصحیح خطا  $\{ECM(1-)\}$ ؛ معنی دار بوده و بین اعداد صفر و منفی یک بوده و تقریباً برابر رقم  $0.1-$  به دست آمده‌است. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره (هر فصل)  $0.1$  از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

جدول (۷): الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آماری t
$\Delta(LHP)$	-	-	-
C	۰/۰۴۳۵	۰/۰۱۰۳	۴/۲۲۱۶
ECM(-1)	-۰/۰۹۰۱	۰/۰۴۳۱	-۲/۰۹۰۳

ماخذ: محاسبات پژوهش

## ۵- نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی

هدف پژوهش حاضر بررسی وجود اثر ثروت یا اثر قیمت-اعتبار در ایران در فاصله‌ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ است. بر این اساس برای تحلیل موضوع از روش اقتصادسنجی تودا و یاماموتو و جوهانسن-جوسیلیوس استفاده گردید. بر اساس یافته‌های پژوهش با استفاده از روش تودا و یاماموتو، علیت گرنجری یکطرفه از شاخص کل قیمت سهام به سمت شاخص قیمت مسکن وجود داشته و بر اساس روش جوهانسن-جوسیلیوس این تاثیر از بازار سهام به سمت بازار مسکن مثبت ارزیابی شده است که بیانگر اثر ثروت می باشد. همچنین یافته‌های دیگر پژوهش حاکی از وجود تاثیر منفی نرخ سود بانکی واقعی بر شاخص قیمت مسکن می باشد. بنابراین در راستای نتایج اخذ شده، پیشنهاد می شود که با اینکه بازار مسکن به عنوان بازار امن و بی دردسر برای سرمایه گذاران شناخته شده است ولی هنوز قشر اعظم جامعه شناخت کافی از بازار سرمایه را ندارند، از اینرو با استفاده از معرفی جایگاه بازار سرمایه و ایجاد جذابیت های مختلف سرمایه گذاری برای مردم ضمن به حرکت درآوردن چرخه های تولیدی اقتصاد، در کنار رونق بازار سرمایه شاهد رونق بازار مسکن نیز باشیم مخصوصا اگر جذابیت سرمایه گذاری به حدی باشد که سرمایه گذار مجددا سود خود بازار سرمایه را در بازار سرمایه گذاری کند. همچنین در راستای نتیجه‌ی دوم پیشنهاد می شود که بانک مرکزی از تغییرات پدیدری نرخ سود سپرده های بانکی که باعث نااطمینانی سپرده گذار به سیستم بانکی می شود اجتناب کرده و با حفظ نرخ سود سپرده های بانکی در حدی که سرمایه گذار سیستم بانکی را به عنوان محلی برای سرمایه گذاری انتخاب کرده و این منابع مالی با نظارت خود سیستم بانکی در مسیرهای مناسب سرمایه گذاری در بخش مسکن، تولید و ... قرار گیرد و بازار مسکن از حالت غیر شفاف که الان دارد خارج شود.

منابع

- ۱- آرمن، سیدعزیز؛ زارع، روح الله (۱۳۸۸) " مصرف انرژی در بخش های مختلف و ارتباط آن با رشد اقتصادی در ایران: تحلیل علیت بر اساس روش تودا و یاماموتو "، فصلنامه ی مطالعات اقتصاد انرژی، شماره ی ۲۱، صص ۹۲-۶۷.
- ۲- حیدری، حسن؛ سوری، امیررضا (۱۳۸۹) " بررسی رابطه ی نرخ سود سپرده های بانکی و قیمت مسکن در ایران "، مجله ی تحقیقات اقتصادی، شماره ی ۹۲، صص ۶۵-۹۲.
- ۳- خنجری، سمیه؛ همایونفر، مسعود (۱۳۹۰) " بررسی اثرات شوک های اسمی بر دستمزد واقعی در بخش صنعتی ایران "، پژوهشنامه ی اقتصادی، شماره ی دوم، صص ۹۷-۱۱۰.
- ۴- عاقلی، لطفعلی؛ امامقلی پور، سارا (۱۳۹۱) " اهمیت ثروتهای مالی در مصرف بخش خصوصی کشور: نگاهی استراتژیک در راستای اصلاح الگوی مصرف "، فصلنامه ی راهبرد اقتصادی، شماره ی اول، صص ۱۲۵-۱۴۴.
- ۵- عزیزی، فیروزه (۱۳۸۸) " اثر تغییر ثروت در بازار سهام بر هزینه های مصرفی بخش خصوصی (مطالعه ی موردی: ایران ۱۳۷۰-۱۳۸۶) "، پژوهشنامه ی علوم اقتصادی، شماره ی ۲، صص ۶۱-۸۲.
- ۶- منتظر حجت، امیرحسین؛ باورصاد، بلقیس؛ موسایی معصومه (۱۳۹۰) " اثر ثروت بر مخارج مصرفی خصوصی با استفاده از رهیافت هم جمعی نامتقارن "، فصلنامه ی اقتصاد مقداری (فصلنامه ی بررسیهای اقتصادی)، شماره ی ۴، صص ۶۹-۸۵.
- ۷- نصراللهی، خدیجه؛ طیبی، سیدکامیل؛ شجری، هوشنگ؛ فروتن، محمدرضا (۱۳۸۸) " بررسی چگونگی عملکرد بیماری هلندی و تاثیر نرخ تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در ایران با استفاده از یک الگوی خودتوضیح با وقفه های گسترده (ARDL) "، فصلنامه ی اقتصاد مسکن، شماره ی ۴۵، صص ۲۹-۵۰.
- ۸- هوشمند، محمود؛ فهیمی دوآب، رضا (۱۳۸۹) " تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا "، مجله ی دانش و توسعه، شماره ی ۳۰، صص ۹۸-۱۳۴.
- 9- Bank of International Settlements (2003), 73<sup>rd</sup> Annual Report, Basel.
- 10- Chi, H.J. (1998) " Circulative Relation of Stock, Bond, Real Estate Markets to Business Cycle "، Korean Management Review, 25, PP: 1277-1296.
- 11- Eichholtz, P. and Hartzell, D. (1996) " Property Shares, Appraisals and the Stock Market: An International Perspective "، Journal of Real Estate Finance and Economics, 12, PP: 163-178.
- 12- Enders, W. (2004) " Applied Econometric Time Series "، University of Alabama, USA.
- 13- Fu, Y. and Ng, L. (1997) " Fundamental News and Price Adjustment in the Real Estate and Stock Markets: Evidence From the Hong Kong Market "، Working Paper, Department of Economics and Finance, City University of Hong Kong.
- 14- Gyourko, J. and Keim, D.B. (1992) " What Does the Stock Market Tell Us about Real Estate Returns? "، AREUEA Journal, 20, PP: 457-485.
- 15- Hamao, Y. and Hoshi, T. (1991) " Stock and Land Prices in Japan "، Mimeo, Columbia University.
- 16- Hui, E.C.M and Ng, I.M.H. (2012) " Wealth Effect, Credit Price Effect and The Inter-Relationships between Hong Kong' Property Market and Stock Market "، Property Management, 3, PP: 255-273.
- 17- Ibrahim, M.H. (2010) " House Price- Stock Price Relations in Thailand: An Empirical Analysis "، International Journal of Housing Markets and Analysis, 3, PP: 69-82.
- 18- Jud, D. and Winkler, D. (2002) " The Dynamics of Metropolitan Housing Prices "، Journal of Real Estate Research, 23, PP: 29-45.

- 19- Kakes, S. and End, V.D. (2004) "Do Stock Prices Affect House Prices? Evidence for the Netherlands", *Applied Economics Letters*, 11, PP: 741-744.
- 20- Kapopoulos, P. and Siokis, F. (2005) "Stock and Real Estate Prices in Greece: Wealth Versus Credit Price Effect", *Applied Economics Letters*, 12, PP: 125-128.
- 21- Lean, H.H. (2012) "Wealth Effect OR Credit-Price Effect? Evidence from Malaysia", *Procedia Economics and Finance*, 1, PP: 259-268.
- 22- McMillan, D.G. (2011) "Long-Run Stock Price-House Price Relation: Evidence from an ESTR Model", available at: <http://ssrn.com/abstract=1914424>.
- 23- Park, H. and Park, C. (2001) "A Study on the Forecasting in Land Market Using Time Series Model", *Housing Studies*, 9, PP: 27-52.
- 24- Quan, C.D. and Titman, S. (1999) "Do Real Estate Prices and Stock Prices Move Together? An International Analysis", *Real Estate Economics*, 27, PP: 183-207.
- 25- Sim, S.H. and Chang, B.K. (2006) "Stock and Real Estate Markets in Korea: Wealth or Credit-Price Effect", *Journal of Economic Research*, 11, PP: 99-122.
- 26- Seo, S.H. and Kim, K.S. (2000) "An Empirical Study on the Behavioral Changes in Real Estate Prices", *Housing Studies*, 8, PP: 5-25.
- 27- Shon, J.S. and Kim, K.Y. and Kim, Y.S. (2003) "A Study on the Forecasting Model of Real Estate Market: The Case of Korea", *Housing Studies*, 11, PP: 49-74.
- 28- Stone, D. and Ziemba, W.T. (1992) "Relationship between Land and Stock Prices in Japan", Mimeo, University of British Columbia, Vancouver and Frank Russell Company, Tacoma.
- 29- Su, C.W. and Chang, H.L. and Jiang, C. (2013) "Does Wealth OR Credit Effect Exist in China?", *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 3, PP: 104-114.
- 30- Sutton, G.D. (2002) "Explaining Changes in House Prices", *BIS Quarterly Review*, PP: 46-55.