Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

اثر ثروت یا اثر قیمت- اعتبار؟ (مطالعه ی 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 فاصله ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ است. بر این اساس ابتدا رابطه ی 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 رابطه ی 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 می باشد. همچنین یافته های 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

Archive of SID
www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

۱- مقدمه

دو مکانسیم اثرگذار در مورد ارتباط بین قیمت سهام و قیمت مسکن وجود دارد. اولین مکانیسم، اثر ثروت[1] است. این اثر دلالت بر این دارد که وقتی سودهای پیشبینی نشدهی سهام و قیمت سهام افزایش می یابد، مقدار تقاضای مسکن و قیمت مسکن افزایش می یابد و بهطور کلی تغییرات در بازار سهام منجربه تغییرات در بازار مسکن می شود. دومین مکانیسم، اثر قیمت- اعتبار[2] است. این اثر نیز دلالت بر این دارد که تغییرات در بازار مسکن منجربه تغییرات در بازار سهام می شود. به طوری که بنگاه هایی که دارایی تجاری واقعی دارند دارای سود سرمایهای هستند که باعث افزایش ارزش سهام آنها می شود. از اینرو تقاضای بنگاه ها برای زمین و ساختمان جهت توسعه و گسترش سرمایه گذاری شان افزایش یافته و قیمت دارایی های آنها همچنان افزایش می یابد و این اثر به شکل مارپیچ هم قیمت دارایی ها و هم قیمت سهام را بالا می برد و این اثرات بازخور؛ دائمی خواهند بود (کاپوپولوس و سیوکیس[3]، 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 جهت علیت بین آنها و شناسایی اثر ثروت یا اثر قیمت- اعتبار پرداختهاند. بر این اساس هدف پژوهش حاضر بررسی جهت علیت بین شاخص کل قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن و تشخیص وجود اثر ثروت و اثر قیمت- اعتبار در ایران در فاصله ی زمانی فصل اول سال ۱۳۷۱ تا فصل چهارم سال ۱۳۹۱ با استفاده از آزمون علیت تودا و یاماموتو[4] و روش همانباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس[5] است. داده های به کاربرده شده در پژوهش بهصورت سری زمانی فصلی از مرکز آمار و داده های بانک مرکزی ایران استخراج شده و فرضیه ی مطرح شده در پژوهش نیز بر پایه ی وجود رابطه ی 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 یافته های تجربی و تفسیر نتایج اختصاص یافته و نتیجه گیری و پیشنهادهای سیاستی نیز بخش پایانی پژوهش را به خود اختصاص داده است.

۲- ادبیات موضوع

دو دیدگاه تئوریکی در ارتباط با رابطه ی بین قیمت های 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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

آنجاکـه ملـک مـی تواند هم کالای مصرفی در نظر گرفته شـود و هم کالای سـرمایهای؛ از اینـرو خانوارها بـا سـود پیشـبینی نشـدهای کـه در بـازار سـهام به دسـت میآورنـد به احتمـال زیـاد پرتفوی خـود را به سـمت بازار مسـکن سـوق میدهند و یا به بیانی دیگر خانوارهایی که دارای سـهام هسـتند اغلب پرتفوی خـود را بـا فـروش سـهام و سـرمایه گـذاری در بازار مسـکن مجـددا تعدیل می کننـد. بنابرایـن اثر ثروت روی مصـرف از طریـق انتقـال از بازار سـهام به بازار مسـکن اسـت. دیدگاه دوم رابطه ی بین قیمت سـهام و مسـکن را از طریـق اثـر قیمـت- اعتبـار توضیـح مـی دهد. به عنـوان مثال تغییـری کـه در ارزش ملک صـورت مـی گیـرد مهمتریـن عامل وضعیـت ترازنامـه ای بنگاه اسـت. به عنوان مثـال بنگاه هایـی که به خاطـر محدودیـت هـای اعتباری، مقادیر مشـخصی زمین یا مسـکن نگهداری می کنند بـا افزایش قیمت زمیـن و ملـک منتفع میشـوند به این دلیل کـه افزایش ارزش وثیقـه ای که ناشـی از افزایش قیمت ملک اسـت، هزینهـی قـرض گرفتـن(وام) را کاهـش می دهد و ایـن یک روش سـادهی تامین مالی بنـگاه ها و خانوارهـا مـی باشـد. اگـر سـود مورد انتظار سـرمایه گـذاری بنگاه هـا افزایش یابـد، ارزش سـهام بنگاه ها نیـز بـه دنبـال آن افزایـش خواهـد. بـا توجه بـه اینکه بنـگاه ها برای گسـترش سـرمایه گذاری خـود نیاز بـه زمیـن یـا ملـک بیشـتری دارند؛ ایـن فرآیند بـا چرخـش فزاینـده و رو به بـالا در قیمت هـای ملک و مسـکن همـراه خواهـد بـود. این مکانیسـم انتقال نشـان می دهـد که چرا یک شـوک برونـزا منجربه یک اثر دائمی می شـود (سـیم و چانـگ[1]، ۲۰۰۶).

ایچ هولتز و هارتزل[2] (۱۹۹۶) به بررسی ارتباط بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن در سه کشور کانادا، انگلستان و آمریکا پرداخته اند که نتایج مطالعه حاکی از وجود همبستگی منفی بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن بوده است. فو و ان- جی[3] (۱۹۹۷) به یک همبستگی ضعیف بین شاخص قیمت سهام و شاخص قیمت مسکن رسیده و کوآن و تیتمن[4] (۱۹۹۹) با استفاده از داده های 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 معنی دار نبوده ولی با این حال برای برخی از کشورها در مقایسه با مطالعات قبلی یک رابطه ی مثبت و معنی دار بین بازدهی سهام و قیمت مسکن وجود داشته است. همچنین نتیجه ی مطالعه برای برخی از کشورهای خاص بیانگر رابطه ی منفی بین قیمت سهام و قیمت مسکن بوده و محدودیت این نوع تحلیل های همبستگی ساده این بوده است که آنها فقط به رابطه ی خطی بین متغیرها اشاره نموده و اثرات بالقوهی بلندمدت اقتصادی را نادیده گرفته اند. از طرفی برخی مطالعات بیانگر تغییر قیمت های مسکن به دنبال تغییر قیمت های دیگر دارایی ها نظیر سهام و اوراق قرضه با استفاده از مدلهای اقتصادسنجی بودهاند. به عنوان مثال سوتون[5] (۲۰۰۲) نشان داده است که قیمت های سهام نقش مهمی را در تغییر قیمت های مسکن در شش کشور آمریکا، انگلیس، کانادا، ایرلند، هلند و استرالیا ایفا می کنند. مطالعه ی دیگر توسط بانک بینالمللی تسویه[6] (۲۰۰۳) بیانگر تجربهی مشابه با مطالعه ی قبلی بوده به این صورت که تغییر قیمت سهام منجربه تغییر و نوسانات قیمت مسکن با وقفه ی دو- سه ساله در برخی

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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

از کشورها شده است. کیکس و ون دن اند[1] (۲۰۰۴) با استفاده از مدلهای VAR به شواهدی از اثر ثروت رسیدهاند به این صورت که نوسانات قیمت های سهام دارای اثرات توزیعی در بخشهای مختلف بازار مسکن هلند است. مطالعه ی دیگری توسط کاپوپولوس و سیوکیس (۲۰۰۵) در زمینه ی ارتباط بین بازار سهام و بازار مسکن با استفاده از آزمون علیت گرنجر در فاصله ی زمانی فصل اول سال ۱۹۹۳ تا فصل دوم سال ۲۰۰۳ انجام گرفته است که یافته های 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 مطالعه ای نیز توسط جاد و وینکلر[2] (۲۰۰۲) انجام گرفته که نشان می دهد افزایش قیمت مسکن در ۱۳۰ کلان شهر آمریکا به شدت به وسیله ی افزایش قیمت سهام تحت تاثیر قرار می گیرد 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. علاوهبراین، استون و زیمبا[3] (۱۹۹۰) به بررسی رابطه ی بین قیمت مسکن و سهام در ژاپن با استفاده از مدل باکس- جنکینز و مدل ARCH پرداخته اند و به این نتیجه رسیدهاند که در فاصله ی زمانی ۱۹۷۲ تا ۱۹۸۷ بازدهی سهام به شدت بر قیمت های مسکن تاثیر گذار است و وقتی دوباره همین مساله را برای سال ۱۹۹۲ بهروز کردهاند مجددا همان نتیجه ی قبلی را به دست آوردهاند. مطالعه ی مشابه ی نیز توسط هامائو و هوشی[4] (۱۹۹۱) برای ژاپن انجام شده که نشان داده است که بازدهی سهام منجربه افزایش قیمت یا بازدهی زمین می شود ولی عکس آن درست نیست. همچنین استون و زیمبا (۱۹۹۲) در یک مطالعه ی دیگر، هیچ ارتباط معنی داری بین قیمت مسکن و قیمت سهام پیدا نکردهاند. یافته های مطالعه ی گورکو و کیم[5] (۱۹۹۲) نیز بیانگر یک رابطه ی تاخیری معنی دار بین بازدهی سهام و بازدهی مسکن در آمریکا بوده است. از طرفی مطالعات متعدد دیگری نیز در رابطه با ارتباط بین قیمت های سهام و مسکن در بازار دارایی های کره انجام شده است. به عنوان مثال مطالعه ی سئو و کیم[6] (۲۰۰۰) و پارک و پارک[7] (۲۰۰۱) که با استفاده از داده های فصلی و مدل VAR انجام گرفته، بیانگر وجود علیت گرنجری بین قیمت سهام و قیمت مسکن بوده اند. مطالعه ی دیگری نیز توسط شان[8] و همکاران (۲۰۰۳) با استفاده از داده های فصلی از فصل اول سال ۱۹۸۶ تا فصل چهارم سال ۲۰۰۱ انجام شده که حاکی از آن است که رابطه ی علی از قیمت مسکن به سمت قیمت سهام وجود دارد ولی عکس آن درست نیست. چی[9](۱۹۹۸) نیز با استفاده از آزمون برون زایی گوک- میس- دنت[10] 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 می پذیرد.

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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

سو[1] 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 می یابد، آنها تصمیم میگیرند که سهام خود را فروخته و دارایی های دیگری نظیر مسکن خریداری کنند که این منجربه پیدایش موج طبیعی در بازار مسکن می شود. همچنین یافته های 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 براین بر اساس یافته های 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[2] (۲۰۱۲) در مطالعه ای با استفاده از آزمون علیت گرنجر و هم جمعی به بررسی ارتباط پویا بین قیمت مسکن و قیمت های سهام در مناطق مختلف کشور مالزی پرداخته است. یافته های 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[3] (۲۰۱۲) در پژوهشی به بررسی ارتباط بین بازار سهام و بازار مسکن از نظر وجود اثر ثروت و اثر قیمت- اعتبار پرداختهاند. فرضیه ی مورد آزمون در این مطالعه بر مبنای همبستگی بالا بین بازار سهام و بازار مسکن بوده و همچنین هرچند روند قیمت خانه های 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 دوره ی مورد بررسی باعث تغییراتی در رابطه ی 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[4] نیز مشاهده شده است که نشان می دهد سود سرمایه از بازار سهام دوباره به سرمایه گذاری در سهام بر نمیگردد. در زیر دورهی سوم نیز هیچ رابطه ی 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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

مکمیلان[1] (۲۰۱۱) در مطالعه ای با توجه به اینکه جهت رابطه ی بلندمدت بین قیمت های سهام و قیمت مسکن اطلاعات مفیدی را از بابت اثرات ثروت و قیمت- اعتبار برای سیاستگذاران فراهم میکند، با استفاده از داده های فصلی کشورهای انگلستان و آمریکا به بررسی رابطه ی بلندمدت بین قیمت سهام و قیمت مسکن پرداخته است. نتایج مطالعه شواهدی از رابطه ی 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[2] (۲۰۱۰) در پژوهشی به بررسی تجربی اثرات ثروت و قیمت- اعتبار بین قیمت های مسکن و سهام با استفاده از داده های فصلی سال ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۶ پرداخته است. در این مطالعه از چارچوب مدل VAR با چهار متغیر قیمت مسکن، قیمت سهام، تولید واقعی و قیمت های مصرف- کننده استفاده شده است. نتایج آزمون علیت گرنجر حاکی از وجود رابطه ی علی یکطرفه از قیمت سهام به قیمت مسکن بوده و اثر ثروت به صراحت در تایلند 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، نتیجه ی کاربردی مطالعه آن بوده است که ثبات بازار سهام حیاتی است برای ثبات بازار مسکن.

سیم و چانگ (۲۰۰۶) در مطالعه 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 گرنجری از بازار مسکن و زمین به سمت بازار سهام بوده ولی عکس رابطه برقرار نیست. همچنین نتایج بر اساس تابع عکس العمل ضربهای نشان داده است که وقتی یک شوک در قیمت های مسکن رخ می دهد؛ بلافاصله پاسخ مثبت در قیمت های سهام مشاهده می شود. از اینرو نتایج دلالت بر تایید اثر اعتبار- قیمت در کره داشته است.

بر اساس بررسی نویسندگان، در این زمینه مطالعه 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 امامقلیپور (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 فاصله ی 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 هم جمعی نامتقارن به این نتیجه رسیدهاند که وجود رابطه ی بلندمدت بین مصرف و عوامل تعیین کنندهی آن توسط آزمونهای هم جمعی 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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

رونـد بلندمـدت می شـود اثر ثـروت در رفتار مصرفی ایرانیان به اثبات میرسـد. حیدری و سـوری (۱۳۸۹) بـا بـه کارگیـری داده هـای فصلـی سـالهای ۱۳۷۰ تـا ۱۳۸۶ به بررسـی رابطه ی نرخ سـود سـپرده های بانکـی و قیمـت مسـکن در ایران با اسـتفاده از الگوی خودرگرسـیونی بـرداری پرداخته انـد. نتایج مطالعه نشـان داده اسـت کـه بـا کاهـش نرخ سـود سـپرده هـای بانکـی جذابیت بازار مسـکن بـه عنـوان دارایی جایگزیـن افزایـش و تقاضـا برای آن افزایش یافته که منجربه افزایش قیمت مسـکن می شـود. به عبارتی بیـن نرخهای سـود سـپرده هـای بانکی و قیمت مسـکن، رابطـه ای منفی برقرار اسـت. عزیـزی (۱۳۸۸) در مطالعـه ای بـه بررسـی اثـر ثروت بازار سـهام بر مصرف بخش خصوصـی با اسـتفاده از داده های فصلی سـال ۱۳۷۰ تـا ۱۳۸۶ پرداختـه اسـت. نتایـج مطالعه حاکی از یـک رابطه ی مثبت معنـی دار میان ثروت بازار سـهام و مصرف بخش خصوصی در ایران اسـت. نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) در پژوهشـی با استفاده از الگـوی خودتوضیـح با وقفه های گسـترده در فاصلـه ی زمانی ۱۳۵۰ تا ۱۳۸۳ به این نتیجه رسـیدهاند کـه ارتبـاط منفـی میان نرخ سـود تسـهیلات بانکـی و قیمت حقیقی مسـکن وجـود دارد. به طـوری که رابطـه ی منفی میان نرخ سـود تسـهیلات بانکی و قیمت حقیقی مسـکن، جانشـین بودن ایـن دو کالا را نشـان داده بهگونهـای کـه افزایـش نـرخ سـود بیانگر بـازده بالاتر نگهـداری ثـروت به آن شـکل در مقابل نگهـداری مسـکن بـوده کـه در این صورت تقاضای سـوداگری برای مسـکن کاهش یافته و لـذا قیمت آن کاهش مـی یابد.

در یـک جمعبنـدی کلـی مـی تـوان بیـان داشـت کـه در برخـی مطالعـات هماننـد مطالعـات کاپوپولوس و سـیوکیس (۲۰۰۵)، کیکس و ون دن اند (۲۰۰۴)، جاد و وینکلر (۲۰۰۲) و ابراهیم (۲۰۱۰) اثـر ثـروت تایید شـده و برخـی مطالعات همانند مطالعه ی سـیم و چانـگ (۲۰۰۶) و مکمیـلان (۲۰۱۱) موییـد اثـر قیمـت- اعتبار بـوده اند و در برخی از مطالعات همانند مطالعه ی لین (۲۰۱۲) و سـو و همکاران (۲۰۱۳) بـا توجـه بـه انتخـاب نـوع نمونـه و دورهـی زمانی شـواهدی از هردو اثر دیده شـده اسـت.

۳- معرفی مدل، داده ها و روششناسی پژوهش

در پژوهـش حاضـر، بر اسـاس مدل اقتصادسـنجی به کاربرده شـده در مطالعه ی لیـن[1] (۲۰۱۲) ابتدا بـا اسـتفاده از روش علیـت تـودا و یاماموتـو به بررسـی رابطه ی علی بین دو شـاخص کل قیمت سـهام و شـاخص قیمت مسـکن پرداخته شـده و پس از تشـخیص وجود و جهت علیت بین دو شـاخص مذکور، با اسـتفاده از روش جوهانسـن- جوسـیلیوس به بررسـی رابطه ی بلندمدت بین این دو شـاخص در قالب رابطـه ی (۱) پرداخته می شـود.

$$LHP = \beta_{1+}\beta_2 LSP + \beta_3 LIR + U \qquad (۱)$$

در رابطـه ی فـوق HP: شـاخص قیمـت مسـکن بـر مبنـای سـال پایهـی ۱۳۸۳، SP: شـاخص کل قیمت سـهام، IR: نرخ سـود بانکی پنجسـالهی واقعی که به صورت نرخ سـود بانکی پنج سـالهی اسـمی

1- Lean

Archive of SID
www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

تقسیم بر شاخص قیمت مصرف کننده بر مبنای سال پایه ی 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 (۱۳۷۱:۱ تا ۱۳۹۱:۴) 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 رابطه ی علّیت گرنجری پیشنهاد دادند. آنها استدلال کردند که این روش حتی در شرایط وجود یک رابطه ی هم جمعی بین متغیرها نیز معتبر است. در این روش ابتدا باید تعداد وقفه ها (K)ی بهینه ی مدل VAR و سپس درجه ی پایایی ماکزیمم ($d_{\max}$) را تعیین کرد و یک مدل VAR با تعداد وقفه های ($K+d_{\max}$) 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، رابطه ی (۲) را خواهیم داشت:

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{0} \\ \alpha_{0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^{(1)} \alpha_2^{(1)} \\ \alpha_2^{(1)} \alpha_2^{(1)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1^{(2)} \alpha_2^{(2)} \\ \alpha_2^{(2)} \alpha_2^{(2)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-2} \\ x_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \qquad (۲)$$

که در آن، $\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$ بردار جملات اخلال و از نوع اغتشاش سفید[1] 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 χ^2 مجانبی[2] با درجه ی آزادی برابر با تعداد محدودیت های صفر دارد. آمارهی آزمون مورد استفاده جدای از اینکه متغیرهای x_{1t} و x_{2t} همگرا[3] از هر درجهای، غیر همجمع یا همجمع از هر درجهای باشند، معتبر خواهد بود. زاپاتا و رامبالدی[4] (۱۹۹۷) بیان می کنند که مزیت این روش این است که ما را از لزوم اطلاع داشتن از ویژگیهای هم جمعی سیستم بینیاز میکند و فقط اطلاع از رتبهی مدل خودتوضیح برداری و درجه ی پایایی ماکزیمم متغیرها برای انجام این آزمون کفایت میکند (آرمن و زارع، ۱۳۸۸).

به طورکلی 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 نمی تواند 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 می گیرد، توانستند نقایص روش انگل- گرنجر را حل کنند. اساس کار آنها را یک مدل خودرگرسیونی(VAR) به صورت رابطه ی (۳) تشکیل می دهد:

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

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

$$Y_t = \sum_{i=1}^{P} A_i Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (۳)$$

$Y_t : n \prime 1 , A_t : n \prime n , e_t : n \prime 1 , D_t : k \prime 1 , f_t : k \prime k$

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[1] به صورت رابطه ی (۴) نوشت:

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (۴)$$

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

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

از آنجاکه این روش برای متغیرهایی که دارای خاصیت I(۱) (انباشته از مرتبه ی اول) و یا I(۰) (انباشته از مرتبه ی صفر) طراحی شده است، لذا در معادلهی فوق تمامی جملات به صورت ΔY_t ،I(۰) هستند. از سوی دیگر طول وقفه (p) به گونهای انتخاب می شود که جمله ی اخلال هر معادله در دستگاه (۴) iid[2] و لذا I(۰) باشد. از اینرو باید PY_{t-p} نیز I(۰) باشد تا درجه ی همانباشتگی دو طرف دستگاه (۴) برابر شوند. اگر رتبهی ماتریس Π 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(۰) هستند و روش مناسب برای برآورد مدل، تخمین VAR در سطح متغیرها است.

ب. r = ۰، 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. ۰ < r ≤ n-۱، که در این صورت r ترکیب خطی پایا از متغیرهای بردار Y یا به عبارت دیگر r بردار همانباشتگی[3] وجود دارد و از روش جوهانسون برای برآورد بردارهای همانباشتگی استفاده می شود (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹).[4]

1- Vector Error Correction Model(VECM)
2- Identical, Independent Distribution (iid)
3- Co-integration Vector
۴- برای آشنایی بیشتر با روش جوهانسن- جوسیلیوس، مراجعه شود به Enders (۲۰۰۴)

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

۴- یافته های تجربی و تفسیر نتایج

با توجه به کارگیری داده های سری زمانی، ویژگی مهمی که میبایست در مدلسازی اینگونه دادهها رعایت شود مقوله ی پایایی متغیرها و محدودیت ناشی از آن است. از اینرو برای بررسی پایایی و ناپایایی و وجود ریشه ی واحد از آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته[1] استفاده شده است. اگر قدر مطلق آمارهی آزمون از قدر مطلق کمیت بحرانی ارایه شده بزرگتر باشد، فرضیه ی H_0 و به عبارتی وجود ریشه ی واحد، رد می شود. جدول (۱) آزمون پایایی متغیرها را بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته نشان می دهد. همانطور که مشاهده می شود، در آزمون پایایی مربوط به سطح متغیرهای به کاررفته در مدل، آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مککینون در سطح خطای ۵ درصد کوچکتر بوده بنابراین فرضیه ی H_0 مبنی بر وجود ریشه ی واحد مورد تایید قرار گرفته و تمامی متغیرهای مدل ناپایا در سطح می باشند. در آزمون پایایی مربوط به تفاضل مرتبه ی اول متغیرهای به کاررفته در مدل، آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی مککینون در سطح خطای ۵ درصد بزرگتر بوده بنابراین فرضیه ی H_0 مبنی بر وجود ریشه ی واحد رد شده و متغیرهای مدل پایا در تفاضل مرتبه ی اول (I_1) می باشند.

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

نام متغیر	سطح		تفاضل مرتبه ی اول	
LHP	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۱/۶۴	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۸/۰۰
	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LSP	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۲۳	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۳/۸۹
	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹
LIR	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۲/۱۵	آمارهی دیکی- فولر تعمیم یافته	-۹/۱۶
	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۳/۴۶	مقدار بحرانی مککینون در سطح خطای ۵٪	-۲/۸۹

ماخذ: محاسبات پژوهش

با توجه به مبانی نظری مربوط به روش علیت تودا و یاماموتو، در این روش به اطلاعاتی در مورد درجه ی پایایی متغیرها و وقفه ی 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 مرتبه ی اول می باشند. از اینرو بزرگترین درجه ی پایایی مربوط به متغیرهای مزکور، درجه ی یک می باشد. به منظور تعیین مقدار وقفه ی بهینه، از معیار تعیین وقفه ی آکاییک استفاده شده است که همانطور که در جدول (۲) مشاهده می شود، وقفه بهینه ی انتخاب شده بر اساس این معیار، وقفه ی پنج می باشد[2]. همچنین نمودار (۱) معکوس ریشه های مدل VAR تخمین زدهشده در وقفه ی پنج را نشان می دهد. همانطور در نمودار مذکور مشاهده می شود؛ معکوس ریشه های

1- Augmented Dickey-Fuller Test

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

Archive of SID

www.SID.ir

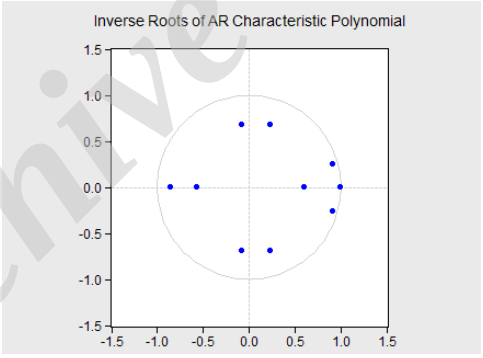
Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

مشخصه ی چندجمله ای های AR در داخل دایره ی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زدهشده و انتخاب مناسب وقفه ی پنج به عنوان وقفه ی بهینه دارد.

جدول (۲): تعیین مقدار وقفه ی بهینه ی 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 ریشه های مشخصه ی چندجمله ای های AR

در ادامه به منظور بررسی رابطه ی 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 می شود. تعداد شش وقفه از جمع درجه ی پایایی ماکزیمم و وقفه ی بهینه ی مدل خود توضیح برداری به دست آمده است.

Archive of SID
www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

$$LHP_t = C_1 + \sum_{i=1}^{6} \alpha_{1i} LHP_{t-i} + \sum_{i=1}^{6} \beta_{1i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (۵)$$

$$LSP_t = C_2 + \sum_{i=1}^{6} \alpha_{2i} LHP_{t-i} + \sum_{i=1}^{6} \beta_{2i} LSP_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (۶)$$

جدول (۳) نتایج مربوط به آزمون والد در مورد معنی داری ضرایب با وقفه ی متغیرهای به کاررفته در روابط (۵) و (۶) را نشان می دهد. همانطور که در جدول مشاهده می شود، یک رابطه ی 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 (χ^2)	فرضیه ی H_0	متغیر تاثیرگذار	متغیر وابسته
LSP ⟶ LHP	۰/۰۳۸	۱۳/۳۳۰	$\beta_{1i} = 0$ & (i=1,…,6)	LSP	LHP
LHP ⟼ LSP	۰/۱۲۳	۱۰/۰۲۱	$\alpha_{2i} = 0$ & (i=1,…,6)	LHP	LSP

ماخذ: محاسبات پژوهش

تخمین مدل همانباشتگی جوهانسن- جوسیلیوس مستلزم برآورد یک سیستم معادلات الگوی خودتوضیح برداری[1] است که در این بین بهدست آوردن طول وقفه ی بهینه از مقدمات تخمین مدلها می باشد. چراکه تعیین تعداد وقفه های مناسب در این الگو تضمین میکند که جملات خطای مربوط به معادلات نوفه سفید[2] و در نتیجه ایستا یا I هستند (هوشمند و فهیمی دوآب، ۱۳۸۹). جدول (۴) نتایج مربوط به تعیین وقفه ی بهینه بر اساس معیار آکاییک را نشان می دهد. همانطور که در جدول مشاهده می شود کمترین معیار آکاییک مربوط به وقفه ی سه بوده؛ از اینرو وقفه ی سه به عنوان وقفه ی بهینه ی مدل VAR انتخاب می شود[3]. همچنین، همانطور که قبلا هم اشاره گردید، برای اینکه مدل VAR پایا باشد؛ باید معکوس ریشه های مشخصه ی چندجمله ای های 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 ضربهای 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 وقفه های اعمال شده می باشد. بر این اساس با توجه نمودار (۲) که معکوس ریشه های مدل VAR تخمین زدهشده در وقفه ی سه را

1- Vector Autoregressive Model (VAR)

2- White noise

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

Archive of SID

www.SID.ir

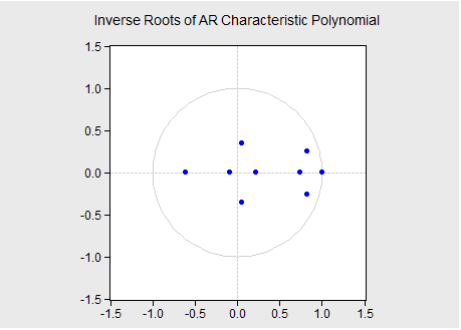
Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

نشان می دهد، معکوس ریشه های مشخصه ی چندجمله ای های AR در داخل دایرهی واحد قرار گرفته و دلالت بر پایایی مدل VAR تخمین زدهشده و انتخاب مناسب وقفه ی سه به عنوان وقفه ی 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 اندازه ی یک انحراف معیار برای ده دوره بر اساس توابع عکس العمل ضربهای آورده شده است. این توابع یکی از ابزارهای مطرح در بررسی حرکات پویای متغیر است. در این توابع بروز یک انحراف معیار شوک در هریک از متغیرهای انتخابی سیستم بر کل متغیرهای سیستم ارزیابی می شود و با استفاده از این معیار می توان مدت زمان تاثیر شوک و حداکثر تاثیر شوک را پس از وقوع شوک مشخص نمود. بدین ترتیب سیاستگذاران می توانند تاثیر شوکها را بر سیستم اقتصادی شناسایی کنند و از آنها جهت سیاست گذاری استفاده نمایند (خنجری و همایونیفر، ۱۳۹۰). همانطور که در نمودار مذکور مشاهده می شود، 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 وقفه ی بهینه ی مدل VAR

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

ماخذ: محاسبات پژوهش

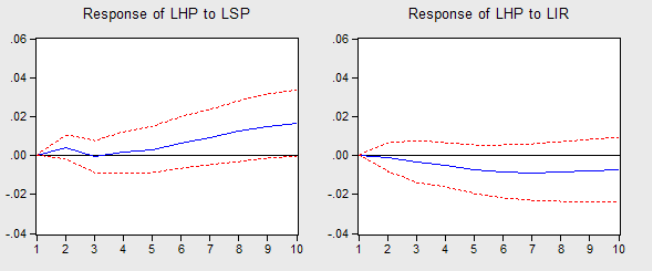


نمودار (۲): معکوس ریشه های مشخصه ی چندجمله ای های AR

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.

Archive of SID
www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018



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

باتوجه به اینکه متغیرهای مدل، انباشته از مرتبه ی یک می باشند؛ می توان از آزمون هم جمعی جوهانسن- جوسیلیوس جهت تعیین بردارهای همگرایی استفاده نمود. بر اساس انتخاب مقدار وقفه ی بهینه ی سه؛ به عنوان وقفه ی بهینه ی مدل خودتوضیح برداری، با استفاده از آزمونهای ماتریس اثر[1] و حداکثر مقادیر ویژه[2]، به تعیین تعداد بردارهای همانباشتگی پرداخته شدهاست. 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 می شود، بر اساس نتایج هردو آمارهی آزمون ماتریس اثر و حداکثر مقادیر ویژه؛ وجود یک بردار همانباشتگی بین متغیرهای مدل تاییدشده و از اینرو می توان بیان نمود که یک بردار همانباشتگی بین متغیرهای مدل وجود دارد.

جدول (۵): نتایج آزمون ماتریس اثر (χ_{trace})

فرضیه ی صفر	فرضیه ی مقابل	مقدار آمارهی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r ≥ 1	۳۴/۵۵	۲۹/۷۹	۰/۰۱۳۱
r ≤ 1	r ≥ 2	۹/۷۹	۱۵/۴۹	۰/۲۹۶۸
r ≤ 2	r ≥ 3	۱/۳۹	۳/۸۴	۰/۲۳۶۸

ماخذ: محاسبات پژوهش

جدول (۶): نتایج آزمون حداکثر مقادیر ویژه (χ_{max})

فرضیه ی صفر	فرضیه ی مقابل	مقدار آمارهی آزمون	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	ارزش احتمال در سطح ۹۵٪
r = 0*	r = 1	۲۴/۷۵	۲۱/۱۳	۰/۰۱۴۸
r ≤ 1	r = 2	۸/۳۹	۱۴/۲۶	۰/۳۳۹۹
r ≤ 2	r = 3	۱/۳۹	۳/۸۴	۰/۲۳۶۸

ماخذ: محاسبات پژوهش

1- Trace Matrix
2- Maximum Eigen Value

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

در ادامه، مطابق رابطه ی (۷) رابطه ی 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 بهینه ی انتخاب شده ملاحظه می شود؛ علامت ضرایب متغیرهای مدل، بر اساس مبانی نظری مورد انتظار بوده و از نظر آماری نیز معنی دار می باشند. بر اساس رابطه ی (۷) می توان 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 دارایی های مالی نظیر سهام افراد افزایش پیدا میکند به منزله ی افزایش ثروت افراد تلقی شده و به دنبال افزایش ثروت تقاضا برای کالاها منجمله مسکن به عنوان کالای مصرفی افزایش می یابد. همچنین حتی اگر مسکن را به عنوان کالای مصرفی در نظر نگرفته و در حکم کالای سرمایهای 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 سرمایه گذاری در بازار مسکن مجددا تعدیل می کنند که این بیانگر کانال انتقالی از بازار سهام به سمت بازار مسکن است و همان اثر ثروت نامیده می شود که این اثر در مطالعه ی 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 می توان اینگونه بیان کرد که چون اغلب مردم بهدنبال بازدهی بیشتر هستند و مسکن و نگهداری دارایی به شکل سپرده حکم جانشین را دارند با افزایش نرخ سود سپرده های بانکی، مردم بخشی از دارایی های خود را از مسکن به سمت سپرده-گذاری در بانکها هدایت می کنند و این در کشور ما نیز بیشتر به چشم میخورد زیرا اغلب سرمایه گذاران بهدنبال سرمایه گذاری در مکانی هستند که به محض افزایش بیثباتی سرعت خروج سرمایه و نقدینگی داراییشان بیشتر باشد. از این رو بانکها و ایجاد سپرده های بانکی که دارای کمترین ریسک نگهداری هستند می توانند مکان مناسبی برای سرمایه گذاری باشند که این اثر در مطالعه ی حیدری و سوری (۱۳۸۹) و نصراللهی و همکاران (۱۳۸۸) نیز تایید شده است.

$$LHP = -1.56 + 0.13\ LSP - 0.99\ LIR \qquad (۷)$$
$$(t= 2.76)\ \ (t= -9.19)$$

در مرحله ی 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 می شود که ضریب جمله ی تصحیح خطا $\{ECM(-1)\}$؛ معنی دار بوده و بین اعداد صفر و منفییک بوده و تقریبا برابر رقم ۰/۱- بهدست آمدهاست. این عدد بیانگر این مطلب است که در هر دوره(هر فصل) ۰/۱ از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود.

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

جدول (۷): الگوی تصحیح خطای برداری

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	مقدار آمارهی t
Δ(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 فاصله ی 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 یافته های 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 یافته های 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 سرمایه گذاری کند. همچنین در راستای نتیجه ی دوم پیشنهاد می شود که بانک مرکزی از تغییرات پیدرپی 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 شفافی که الآن دارد خارج شود.

Archive of SID

www.SID.ir

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

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 "، مجلهی تحقیقات اقتصادی، شمارهی ۹۲، صص ۶۵-۹۲.

۳- خنجری، سمیه؛ همایونیفر، مسعود (۱۳۹۰) " بررسی اثرات شوکهای اسمی بر دستمزد واقعی در بخش صنعتی ایران "، پژوهشنامهی اقتصادی، شمارهی 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، شمارهی 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- منتظرحجت، امیرحسین؛ باورصاد، بلقیس؛ موسایی معصومه (۱۳۹۰) " اثر ثروت بر مخارج مصرفی خصوصی با استفاده از رهیافت هم جمعی نامتقارن "، فصلنامهی اقتصاد مقداری(فصلنامهی بررسیهای اقتصادی)، شمارهی ۴، صص ۶۹-۸۵.

۷- نصراللهی، خدیجه؛ طیبی، سیدکمیل؛ 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) "، فصلنامهی اقتصاد مسکن، شمارهی ۴۵، صص ۲۹-۵۰.

۸- هوشمند، محمود؛ فهیمی دوآب، رضا (۱۳۸۹) " تخمین رابطه بلندمدت قیمت حقیقی نفت خام و ارزش واقعی دلار آمریکا "، **مجلهی دانش و توسعه**، شمارهی ۳۰، صص ۹۸-۱۳۴.

9- Bank of International Settlements (2003), 73rd 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.

Archive of SID
www.SID.ir

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.

Downloaded from danesh.dmk.ir at 12:06 +0330 on Sunday March 18th 2018

Archive of SID

www.SID.ir