فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی
سال هجدهم، شماره ۷۱، زمستان ۱۳۹۷، صفحات ۵۲-۲۱

رابطه متقابل قیمت مسکن و اعتبارات (شواهدی از اقتصاد ایران)

ناصر خیابانی* و شقایق شجری پورجابری**

تاریخ دریافت: ۱۳۹۵/۱۱/۲۲ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۷/۰۸/۲۷

چکیده

نوسانات قیمت مسکن و تحلیل علل پدید آورنده آن همواره مورد توجه سیاست گذاران و پژوهشگران بوده است. سازوکار شتاب‌دهنده مالی (توسعه یافته توسط برنانکه و گرتلر (۱۹۹۹)) می‌تواند توضیحی برای این نوسانات ارائه سازد. این مقاله با تمرکز بر مفهوم شتاب‌دهنده مالی به تحلیل همبستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت مسکن و اعتبارات در ایران می‌پردازد. برای این منظور یک مدل تصحیح خطای برداری ساختاری طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴ -۱۳۶۷:۱ طراحی شده است. یافته‌های تحقیق گویای وجود یک رابطه هم‌انباشتگی بین قیمت مسکن واعتبارات است. در افق بلندمدت زمانی، جهت علیت از سمت اعتبارات به قیمت‌های مسکن است. با این وجود در کوتاه‌مدت، رابطه دوسویه‌ای بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات وجود دارد. به‌طور کلی براساس نتایج این تحقیق، شواهدی از اثر وثیقه‌ای مسکن در بازارهای مسکن واعتبارات مشاهده می‌شود، اما این اثر در مقایسه با نقش وثیقه‌ای مسکن در کشورهای با بازارهای مالی و رهنی توسعه یافته، محدود و اندک است.

طبقه‌بندی JEL: *C32,E51,R21.*

کلیدواژها: *قیمت‌های مسکن، مدل تصحیح خطای برداری ساختاری، اعتبارات، اثر وثیقه، شتاب‌دهنده مالی.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

* دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی، پست الکترونیکی: naser.khiabani@atu.ac.ir

** دانشجوی دکتری ، رشته اقتصاد مالی ، دانشگاه علامه طباطبایی، نویسنده مسئول، پست الکترونیکی: shagha.shri@gmail.com

۱- مقدمه

مسکن دارایی مهمی در پرتفوی خانوارها محسوب می‌شود که از یک‌سو، مطلوبیت مستقیم برای خانوار ایجاد کرده و از سوی دیگر، می‌تواند به عنوان وثیقه در دریافت وام از بانک‌ها و موسسات اعتباری استفاده شود. با این وجود، نوسانات قیمت مسکن تغییرات زیادی در سطح ثروت خانوارها و(همچنین بنگاه‌ها) ایجاد می‌کند و می‌تواند منجر به نوسانات شدیدی در مصرف و پس‌انداز شود. علاوه بر آن، این نوسانات می‌تواند منجر به تغییرات در ارزش وثیقه مسکن شده و بر توان وام‌گیری خانوارها وسطح اعتبارات دریافتی اثر گذارد. همچنین تغییرات در میزان اعتبارات و دسترسی به آن‌ها، نقش مهمی در تغییر در ارزش وثیقه مسکن خانوار و قیمت مسکن دارد. بررسی و تحلیل این اثرات بازخوردی[1] بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات، می‌تواند رویکردی برای شناخت ماهیت نوسانات قیمت مسکن و دلایل ایجاد این نوسانات باشد. علاوه بر این کنکاش در مورد اثرات بازخوردی، می‌تواند منجر به سنجش اثرات منفی ناشی از کاهش ارزش وثیقه مسکن بر عملکرد نظام بانکی شود که در سال‌های اخیر، اکثر بانک‌های ایران با آن مواجه بوده‌اند.

برنانکه و گرتلر[2] (۱۹۹۵) با معرفی کانال اعتباری[3] و تاثیر آن در مخارج خانوارها، نقش بازار مسکن را در افزایش شدت تکانه‌های پولی وهمچنین انتشار این تکانه‌ها نشان دادند. براساس این پژوهش، وجود انواع اصطکاک‌ها در بازار اعتباری شامل اطلاعات ناقص و اجرای پرهزینه قراردادها، نه تنها بر وام‌گیری و مخارج بنگاه‌ها، بلکه بر رفتار خانوارها به ویژه در مورد کالاهای بادوام پرهزینه مثل مسکن و خودرو نیز موثر است. زیربنای مفهوم کانال اعتباری آن است که با افزایش ارزش وثیقه وام، عدم تقارن اطلاعات در بازار اعتبار کاهش یافته و بنگاه‌ها (وخانوارها) می‌توانند اعتبار و وام بیشتری دریافت‌کنند. در این حالت، محدودیت‌های اعتباری وام‌گیرندگان تحت تاثیر قیمت دارایی‌های به وثیقه گذاشته قرار می‌گیرد و به‌طور همزمان این قیمت‌ها تحت تاثیر محدودیت‌های اعتباری واقع می‌شوند (کیوتاکی و مور۱۹۹۷[4]،برنانکه وگرتلر۱۹۹۵ و رامپینی و ویسوانانان [1] ۲۰۱۰ در کنار سایر مطالعات).

1- Feedback Effects
2- Bernanke and Gertler
3- Credit Channel
4- Kiyotaki and Moore

مجموعه این اثرات نشانگر وجود یک فرآیند خودتقویت‌کننده[۲] بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات است. شناخت این رابطه متقابل و سنجش شدت آن، یکی از مهم‌ترین مباحث در ادبیات مسکن طی سال‌های اخیر بوده است. این بخش از ادبیات براساس مفهوم کلیدی اثر وثیقه‌ای به بررسی تجربی و کمی این اثر و رابطه آن با قیمت‌های مسکن پرداخته است. از جمله این مطالعات می‌توان به والورده و فرناندز[۳] (۲۰۱۰)، فاوارا و ایمبس[۴] (۲۰۱۰)، آنندسن و جانسن[۵] (۲۰۱۳)، لوتسکینا و استراهان[۶] (۲۰۱۵)و جاستینیانو و همکاران[۷] (۲۰۱۵) اشاره کرد.

بازار مسکن ایران همانند بسیاری از کشورهای در حال توسعه، نوسانات شدید در قیمت‌های مسکن را تجربه کرده است. مطابق آنچه به آن اشاره شد، مکانیزم شتاب‌دهنده مالی می‌تواند توضیح روشنی را از این نوسانات ارائه کند به طوری که افزایش قیمت مسکن منجر به کاهش توان خرید خانوارها با درآمد کم و متوسط شده و نیاز آن‌ها را برای دریافت وام واعتبارات افزایش می‌دهد. همچنین افزایش در قیمت‌های مسکن، براساس اثر وثیقه‌ای، منجر به افزایش ارزش وثیقه خانوارها شده و امکان دسترسی آن‌ها را به اعتبارات و تسهیلات افزایش می‌دهد. در همان زمان، افزایش دارایی‌های مسکن بانک‌ها، دارایی‌های آن‌ها را کمتر ریسکی ساخته و امکان احتمال نکول بانک‌ها را براساس وام‌های پرداخت شده مبتنی بر وثیقه‌های مسکن خانوارها، کاهش و به‌نوبه خود انگیزه پرداخت بیشتر وام را افزایش می‌دهد. ازاین‌رو، یکی از کلیدی‌ترین مسائل دراقتصاد مسکن ایران، بررسی تعامل بین قیمت‌های مسکن واعتبارات در کوتاه‌مدت وبلندمدت و تعیین رابطه علی بین آن‌ها است. شناخت و تحلیل این رابطه از یک‌سو منجر به درک چرایی و چگونگی نوسانات قیمت مسکن شده و از سوی دیگر، امکان تحلیل رفتار اعتبارات و تسهیلات خانوارها را فراهم می‌آورد.

پرتال جامع علوم انسانی

1- Rampini and Viswanathan
2- Self-reinforcing Process
3- Valverde and Fernández
4- Favara and Imbs
5- Anundsen and Jansen
6- Loutskina and strahan
7- Justiniano and *et. al*

در این راستا این پژوهش با هدف بررسی روابط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات در ایران، انجام‌شده است. این مقاله نخستین پژوهش در ایران است که روابط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات را براساس مکانیزم‌های شتاب مالی و اثر وثیقه‌ای در چارچوب یک مدل هم‌انباشتگی چند متغیره و مدل ساختاری تصحیح خطای برداری مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد. شناسایی الگو براساس سه شناسایی آماری، بلندمدت ساختاری و تجربی کوتاه‌مدت حاصل شده است.

در ادامه این مقاله در بخش دوم، چارچوب نظری تحقیق ارائه می‌شود. بخش سوم به مروری بر ادبیات موضوع اختصاص‌دارد. خلاصه‌ای از تحولات قیمت‌های مسکن و اعتبارات در ایران در بخش چهارم ارائه می‌شود. بخش پنجم به ارائه مدل تحقیق و روابط کوتاه‌مدت وبلند مدت اختصاص یافته است. در بخش ششم توابع عکس العمل تحریک ارائه شده و بخش پایانی به نتیجه‌گیری می‌پردازد.

۲- چارچوب نظری

پیشینه مدل‌سازی مسکن به دهه ۱۹۶۰ و اوایل دهه ۱۹۷۰ برمی‌گردد (لیمر[1]، ۲۰۰۷). این مطالعات بر مدل‌سازی سرمایه‌گذاری در مسکن تاکید داشتند (کچام[2]، ۱۹۵۴ و فیر[3]، ۱۹۷۱). درخصوص نقش اعتبارات در نوسانات قیمت مسکن و بررسی آن به عنوان یک متغیر کلیدی تا اواسط دهه ۱۹۹۰ پژوهش شاخصی انجام نشد و در بیشتر بررسی‌های انجام شده، اعتبارات به عنوان یک متغیر برون‌زا وارد مدل شده و ارتباط متقابل آن با قیمت‌های مسکن تجزیه و تحلیل نشد.

والورده و فرناندز (۲۰۱۰) در بررسی مبانی نظری ارتباط قیمت مسکن واعتبارات، دو رویکرد نظری را تفکیک کرده‌اند؛ رویکرد مالی یا مبتنی بر بازار دارایی و رویکرد کلان اقتصادی. در رویکرد اول که براساس شرایط تعادلی بین‌دوره‌ای است، نواقص بازار مالی حذف، اما چسبندگی های سمت عرضه اقتصاد لحاظ شده است. هدف این گروه مطالعات (براون و همکاران[4]، ۱۹۹۷؛ هالی و جونز[5]، ۱۹۹۷ و آیوسو

1- Leamer
2- Ketchum
3- Fair
4- Brown and *et. al*
5- Holly and Jones

و رستوی[1]، ۲۰۰۷) تعیین رابطه تعادلی نسبت قیمت مسکن به نرخ اجاره مسکن بوده است. این نسبت پاسخی به این پرسش است که آیا نوسانات قیمت مسکن ناشی از حباب‌های سفته بازی است یا خیر. در رویکرد کلان اقتصادی، نوسانات قیمت مسکن، ناشی از عوامل بنیادی بازار مسکن (عرضه و تقاضای مسکن) است. در این رویکرد متغیر اعتبارات در چارچوب عرضه و تقاضای مسکن و به عنوان یکی از متغیرهای سمت تقاضای مسکن تحلیل شد. یکی از شاخص‌ترین مفاهیم در این رویکرد که در اواسط دهه ۱۹۸۰، معرفی‌شده و گسترش یافت مفهوم هزینه‌سرمایه‌کاربر[2] است (به عنوان مثال، پاتربا[3]، ۱۹۸۴؛ هندری[4]، ۱۹۸۴ و مین [5]، ۱۹۸۹؛ ۲۰۰۱ و ۲۰۰۵). در این چارچوب برای مدل‌سازی طرف تقاضای مسکن به بررسی قیمت مسکن و رابطه آن با مطلوبیت خانوار پرداخته‌می‌شود. نکته کلیدی این گونه مدل‌ها، برابری نرخ مطلوبیت حاشیه‌ای مسکن به مطلوبیت حاشیه‌ای سایر کالاهای مصرفی با هزینه سرمایه خرید خانه است و برای بررسی چنین فاکتورهایی باید تغییرات نرخ بهره، مالیات، نرخ تورم، قیمت مسکن، نرخ بهره سایر بازارهای سرمایه و قیمت سایه ای محدودیت اعتباری برای گرفتن وام مسکن را درنظرگرفت.

تمایل خانوار برای مسکن فقط توسط مطلوبیت خانوار تعیین نمی‌شود و محدودیت بودجه‌ای خانوار نیز موثر است؛ برای وارد کردن این محدودیت از حداکثر کردن مطلوبیت خانوار با قید بودجه‌ای استفاده می‌شود که نتیجه آن عبارت است از (رابطه (۱)):

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = \frac{P_h}{P_c} \qquad (۱)$$

جزء دوم معادله را در حالت کلی می‌توان برابر قیمت واقعی مسکن در نظر گرفت؛ این معادله گویای این واقعیت است که میزان تقاضای مسکن خانوار در جایی برابر می‌شود که خرید یک واحد بیشتر از این کالا مطلوبیتی معادل قیمت واقعی آن برای خانوار ایجادکند.

در بررسی تمایل خانوارها برای خرید مسکن از این واقعیت استفاده می‌شود که اگراین خانوار بخواهد به جای خرید مسکن سرمایه‌گذاری دیگری انجام‌دهد، مثلا سهام

1- Ayuso and Restoy
2- User cost of Capital
3- Poterba
4- Hendry
5- Meen

خریداری کند، بهره‌ای معادل r درصد دریافت می‌کند و θ درصد مالیات این بهره را می‌دهد، اما در مقابل با خرید خانه می‌توانست به اندازه افزایش قیمت مسکن منهای نرخ استهلاک بهره به‌دست آورد. تصریح معادله این تئوری به شکل رابطه (۲) خواهد بود که در آن $P_h(t)$ قیمت حقیقی مسکن، θ نرخ نهایی مالیات بردرآمدخانوار، $r(t)$ نرخ بهره اسمی، δ نرخ استهلاک مسکن، π^e نرخ تورم انتظاری، $\frac{P_h(t)}{P_h(t)}$ عایدی اسمی انتظاری قیمت‌های مسکن و λ_t محدودیت اعتباری است.

$$\frac{\mu_h}{\mu_c} = P_h(t)\left[(1-\theta)r(t) + \delta - \pi^e - \frac{P_h^{\cdot}(t)}{P_h(t)} + \frac{\lambda_t}{\mu_c}\right] \qquad (۲)$$

توجه کنید که در معادله (۲) متغیرهایی وجود دارند که انتزاعی بوده و امکان جمع‌آوری آمار واقعی در موردشان وجود ندارد، اما طبق تئوری یکسان بودن نرخ بازده در بازارهای یکسان[1] می‌توان قیمت اجاره ضمنی واقعی[2] را برابر یک طرف این معادله قرارداد و رابطه (۳) را به‌دست‌آورد.

$$P_h(t) = \frac{R(t)}{\left[(1-\theta)r(t) + \delta - \pi^e - \frac{P_h^{\cdot}(t)}{P_h(t)} + \frac{\lambda_t}{\mu_c}\right]} \qquad (۳)$$

در معادله (۳)، $R(t)$ اجاره ضمنی حقیقی مسکن است. به دلیل غیرقابل مشاهده بودن و فقدان اطلاعات در مورد $R(t)$ از متغیرهای تعیین‌کننده آن مثل درآمدقابل تصرف حقیقی خانوار، ثروت حقیقی خانوار و موجودی سرمایه مسکن استفاده می‌شود. بنابراین، با فرض اینکه انتظارات قیمتی تنها دارای اثرات کوتاه‌مدت روی تقاضای مسکن باشد و همچنین صورتی که محدویت اعتباری مسکن $\frac{\lambda_t}{\mu_c}$ با اعتبارات اعطایی به خانوارها L تقریب شود، تقاضای معکوس مسکن را در تعادل بلندمدت خود می‌توان به صورت $PH = g(Y, H, L, RR)$; $\frac{\partial g}{\partial Y} > ۰, \frac{\partial g}{\partial H} < ۰, \frac{\partial g}{\partial L} > ۰, \frac{\partial g}{\partial RR} <> ۰$ به

1

2- Real Imputed Rental Price

نمایش گذاشت[۱] که در آن PH قیمت حقیقی مسکن، Y درآمد خانوار، H موجودی سرمایه مسکن، L تسهیلات اعطایی به خانوارها و RR نرخ بهره حقیقی وام است.

۳- مروری بر ادبیات تجربی

طی دهه‌های ۱۹۸۰ و ۱۹۹۰، پویایی‌های قیمت مسکن با استفاده از مفهوم هزینه سرمایه کاربر، مورد بررسی قرار گرفت. برخی از مطالعات موثر در این زمینه، پاتربا (۱۹۸۴)، هندری (۱۹۸۴) و مین (۱۹۸۹و۱۹۹۰) هستند. در این مطالعات فرض شده است که اعتبارات یک متغیر سیاستی برون‌زا است که به شکل محدودیت اعتباری وارد معادله هزینه سرمایه کاربر می‌شود و ارتباط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات در نظر گرفته نشده است.

بخش وسیعی از ادبیات، بر پایه پژوهش برنانکه وگرتلر (۱۹۹۵) و کیوتاکی و مور (۱۹۹۷) ارتباط بین بازار مسکن و اعتبارات را با استفاده از مدل‌های DSGE بررسی کرده‌اند. در این گروه از مطالعات، مسکن از طریق قید وثیقه بررسی و مطالعه شده است. برخی از مهم‌ترین پژوهش‌ها در این حوزه شامل لاکوویلو[۲] (۲۰۰۵)، موناچلی[۳] (۲۰۰۹)، کیوتاکی و همکاران[۴] (۲۰۱۱)، گوئریری و لاکوویلو[۵] (۲۰۱۵) و جاستینیانو و همکاران (۲۰۱۵) هستند. در این گروه از مطالعات، عدم تقارن اطلاعات دارای نقش کلیدی است که اهمیت عمده‌ای در بررسی تعامل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات دارد (والورده و فرناندز، ۲۰۱۰). افزایش قیمت مسکن و در نتیجه افزایش ارزش وثیقه وام، منجر

۱- سرمایه‌گذاری در مسکن از کانال موجودی مسکن طبق اتحاد $H = I - \delta H$ (I سرمایه‌گذاری ناخالص مسکونی و $\dot{H}$ افزایش در موجودی مسکن) بر قیمت مسکن اثرگذار است، اما با توجه به آنکه در الگوی ما موجودی مسکن یک متغیر برون‌زای ضعیف است، ازاین‌رو، اثر شوک موجودی مسکن می‌تواند روی قیمت تحلیل شود، بنابراین، مشکلی را از لحاظ الگوسازی ایجاد نخواهد کرد، اما می‌توان اثر عرضه را به طور مستقل (از کانال سرمایه‌گذاری مسکن) الگوسازی کرده، سپس براساس اتحاد ذکر شده به الگوی حاضر اضافه کرد که این کار در دستور کار نویسندگان در مطالعات بعدی است.

2- Lacoviello
3- Monacelli
4- Kiyotaki and *et. al*
5- Guerrieri and Lacoviello

به کاهش عدم تقارن اطلاعات در بازار مسکن شده و دسترسی خانوارها و بنگاه‌ها را به اعتبارات افزایش می‌دهد.

برای بررسی تعامل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات، شاخه دیگری از ادبیات براساس مفهوم پایه‌ای اثر وثیقه‌ای طی دهه گذشته در کشورهای توسعه‌یافته رواج یافته است. این بخش از ادبیات به بررسی تجربی و کمی این اثر و رابطه آن با قیمت‌های مسکن پرداخته است. بیشتر این تحقیقات، رویکرد هم‌انباشتگی و مدل تصحیح خطا را برای تعیین روابط بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت به‌کار برده‌اند. با این وجود، بسیاری از این پژوهش‌ها بر پایه مدل‌های تک معادله‌ای انجام شده‌اند. یکی از نخستین مطالعاتی که با استفاده از رویکرد هم‌انباشتگی چندمتغیره، رابطه بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات را مورد بررسی قرار داده، هافمن[1] (۲۰۰۱) است. در این مطالعه، ارتباط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات به بخش خصوصی برای ۱۶ کشور صنعتی طی دوره زمانی ۱۹۹۸-۱۹۸۰ بررسی شده است. رویکرد به‌کار رفته در این تحقیق مدل خودرگرسیون برداری هم‌انباشتگی است. یافته‌های مقاله نشان می‌دهد که رفتار بلندمدت اعتبارات توسط تغییرات در نرخ بهره حقیقی و تولید ناخالص داخلی توضیح داده نشده و تنها پس از افزودن قیمت حقیقی مسکن در معادله اعتبارات، می‌توان یک رابطه بلندمدت را بین اعتبارات با قیمت حقیقی مسکن، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره حقیقی شناسایی کرد.

والورده و فرناندز (۲۰۱۰) تعامل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات را با استفاده از تحلیل هم‌انباشتگی و بردار تصحیح خطا طی دوره زمانی ۲۰۰۸- ۱۹۸۸ در اسپانیا بررسی کرده و ارتباط دوسویه‌ای را بین قیمت‌های مسکن واعتبار در بلندمدت یافته‌اند.

آنندسن و جانسن (۲۰۱۳) کنش و واکنش بین قیمت‌های مسکن واعتبارات را با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری در نروژ تحلیل کردند. براساس نتایج این مطالعه، یک رابطه متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات حقیقی مشاهده شده و بنابراین اثرات بازخوردی بین این دو متغیردر بلندمدت وجود دارد. همچنین اعتبارات نقش مهمی در پویایی‌های قیمت مسکن دارند در حالی که قیمت‌های مسکن تنها از طریق جزء تصحیح خطا بر اعتبارات اثرگذار است.

1- Hofmann

در برخی از پژوهش‌ها، جهت علیت در کوتاه‌مدت و بلندمدت متفاوت است. تارک[1] (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت حجم اعتبارات متغیر تاثیرگذار بر قیمت‌های مسکن است درحالی که در بلندمدت، محرک اصلی اعتبارات قیمت‌های مسکن است.

شن و همکاران[2] (۲۰۱۶) روابط بین اعتبار و قیمت‌های مسکن را با استفاده از داده‌های ۲۷ استان و ۴ شهر بزرگ در چین طی دوره زمانی ۲۰۱۲-۱۹۹۹، براساس مدل خود تصحیح برداری پانل آزمون کردند. نتایج بیانگر آن است که در دو زیر دوره رونق دوگانه (رونق مسکن و رونق اعتبار) و رکود، رشد قیمت‌های مسکن منجر به رشد اعتبار می‌شود، اما علیت دوسویه بین قیمت‌های مسکن واعتبارات تنها در کل دوره زمانی تحقیق، قابل مشاهده است.

در مرور مطالعات ایران، ملاحظه می‌شود که بیشتر آن‌ها در چارچوب تک معادله ای انجام شده است. همچنین در این تحقیقات یا به بررسی عوامل موثر بر قیمت مسکن در چارچوب عرضه و تقاضا پرداخته شده است و یا تنها اثر یک سویه اعتبارات بر قیمت‌های مسکن تحلیل شده است. تنها تعداد اندکی از پژوهش‌ها رابطه علی بین قیمت‌های مسکن واعتبارات را مورد توجه و بررسی قرار داده‌اند.

نصراللهی وآزاد غلامی (۱۳۹۲) اثر اعتبارات را بر قیمت‌های مسکن با استفاده از رگرسیون سلسله مراتبی بررسی کرده‌اند. نتایج نشان می‌دهد اعتبار، اجاره مسکن، تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نرخ تورم و نرخ بهره به ترتیب اثرگذارترین عواملی هستند که بر قیمت‌های مسکن اثر می‌گذارند.

قلی زاده و بختیاری‌پور (۱۳۹۱) اثر اعتبارات را بر قیمت‌های مسکن با تاکید بر تکانه ۱۳۸۶-۱۳۸۵ در بازار مسکن بررسی کرده‌اند. با استفاده از رویکرد خودرگرسیونی وقفه‌های توزیعی (ARDL)، ارتباط مثبتی بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات هم در کوتاه‌مدت و هم بلندمدت مشاهده شد. همچنین یک علیت یکطرفه از اعتبار به قیمت‌های مسکن وجود دارد.

عسگری و چگنی (۱۳۸۶) عوامل موثر بر سطح قیمت مسکن (بلندمدت) و نوسان‌های آن در کوتاه‌مدت را بین استان‌های کشور طی دوره زمانی ۱۳۸۵-۱۳۷۰ مورد بررسی قرار

1- Turk
2- Shen and *et. al*

دادند. براساس نتایج این تحقیق، در کوتاه‌مدت شاخص قیمت بازار اوراق بهادار، سطح عمومی قیمت‌ها در دوره قبل، قیمت زمین، هزینه ساخت، قیمت نفت، میزان سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، کل مخارج خانوارو نرخ سود وام‌های بانکی بر نوسانات قیمت مسکن موثرند. در بلندمدت نیز قیمت مسکن دوره قبل، تعداد خانوار، شاخص بازار اوراق بهادار، مخارج خانوار، قیمت طلا و زمین عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن هستند.

از جمله مطالعات انجام شده در ایران که با رویکرد تصحیح خطای برداری انجام شده می‌توان به پژوهش صباغ کرمانی و همکاران (۱۳۸۹) اشاره کرد. براساس یافته‌های این تحقیق در کوتاه‌مدت علیت دو سویه‌ای بین قیمت مسکن با متغیرهای قیمت زمین، شاخص بهای عمده‌فروشی مصالح ساختمانی و قیمت سکه طلا وجود دارد، اما علیت یک طرفه ای میان متوسط درآمد خانوار و سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در مسکن با قیمت مسکن در کوتاه‌مدت وجوددارد.

پژوهش حاضردارای دو تفاوت اساسی با سایر مطالعات انجام شده در ایران است؛ اولا این مقاله نخستین پژوهشی در ایران است که با تکیه بر مکانیزم شتاب مالی و اثر وثیقه‌ای، روابط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات را درچارچوب یک مدل هم‌انباشتگی چند متغیره و مدل ساختاری تصحیح خطای برداری مورد تجزیه‌وتحلیل قرار می‌دهد. دوما در این مطالعه، اثرات پویای تکانه‌های وارد بر قیمت مسکن، اعتبارات و نرخ بهره برسیستم معادلات مورد بررسی واقع شده است.

٤- قیمت‌های مسکن و اعتبارات در ایران

در نمودار (۱)، رفتار قیمت‌های مسکن و اعتبارات حقیقی طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴- ۱۳۶۷:۱ ارائه شده است. همانگونه که مشاهده می‌شود، ارتباط نزدیکی بین این دو متغیر طی دوره زمانی مورد بررسی وجود دارد. بررسی قیمت‌های مسکن در این دوره، نشانگر وجود ۵ دوره رونق در قیمت مسکن است. نقاط اوج متناظر با این دوره‌ها به‌ترتیب در ۱۳۷۱:۱، ۱۳۷۵:۱، ۱۳۸۲:۳،۱۳۸۷:۱ و ۱۳۹۱:۴ هستند. قیمت‌های مسکن، یک فصل پس ازشروع افزایش اعتبارات حقیقی در ۱۳۶۷:۴، شروع به افزایش می‌کنند. اولین رونق قیمت‌های مسکن از فصل اول سال ۱۳۶۸ که همزمان با دوره پس از جنگ ایران و عراق و شروع برنامه اول توسعه است، آغاز می‌شود. این رونق بعد از گذشت سه سال در فصل اول

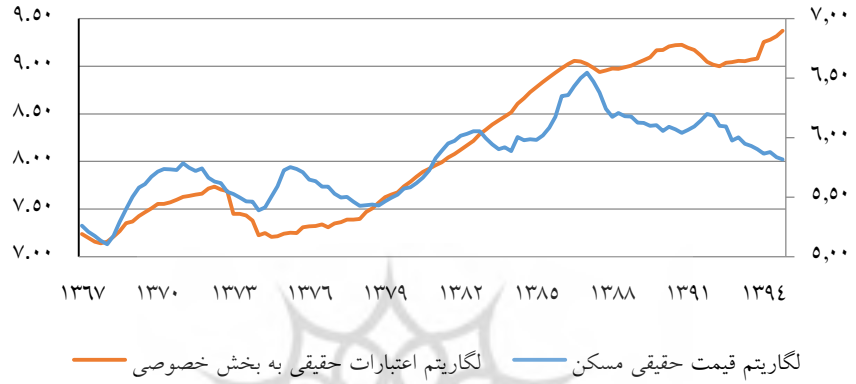
سال ۱۳۷۱ به اوج خود می‌رسد. نخستین رشد اعتبارات حقیقی در فصل دوم سال ۱۳۷۲ به نقطه اوج می‌رسد. در این حالت، نقطه اوج قیمت‌های مسکن، پیش از نقطه اوج اعتبارات است. به بیان دیگر، با وجود اینکه اعتبارات پیش از قیمت‌های مسکن شروع به افزایش می‌کنند، اما قیمت‌های مسکن رشد سریع‌تری نسبت به اعتبارات دارند.

رونق دوم قیمت‌های مسکن که مدت زمان آن یک سال است در فصل اول سال ۱۳۷۴، آغازمی‌شود. پس از دو فصل از شروع رونق دوم مسکن، یعنی در فصل سوم سال ۱۳۷۴، رونق دوم اعتبارات آغاز می‌شود. از این سال تا فصل سوم سال ۱۳۷۸، ارتباط مشخصی بین این دو متغیر مشاهده نمی‌شود، اما از فصل آخر سال ۱۳۷۸، یعنی شروع رونق سوم قیمت‌های مسکن، هر دو متغیر مجدد روند مشابهی را طی می‌کنند. طی این دوره اعتبارات به روند صعودی خود ادامه داده و در ۱۳۸۷:۱ به نقطه اوج می‌رسند. نقطه اوج قیمت‌های مسکن در رونق سوم در فصل سوم سال ۱۳۸۲ است. چهارمین رشد قیمت‌های مسکن در فصل اول سال ۱۳۸۴آغاز شده و در نخستین فصل سال ۱۳۸۷ به اوج خود می‌رسد. مسکن در فصل چهارم سال ۱۳۹۰ وارد رونق پنجم شده و پس از به اوج رسیدن در فصل چهارم سال ۱۳۹۱، وارد دوره رکود می‌شوند. اعتبارات نیز همزمان با شروع رونق پنجم مسکن یعنی در ۱۳۹۰:۴ به نقطه اوج بعدی خود رسیده و پس از آن کاهش می‌یابند. نقطه حضیض اعتبارات در فصل دوم سال ۱۳۹۲ است. از این زمان به بعد تا پایان دوره مورد بررسی، اعتبارات روند افزایشی خود را طی می‌کنند. طولانی‌ترین رونق قیمت مسکن در این دوره مربوط به رونق سوم به مدت ۵ سال و کوتاه‌ترین رونق مربوط به رونق دوم با طول دوره ۲ سال است. بخشی از افزایش قیمت‌های مسکن در این دوره را می‌توان ناشی از افزایش حجم اعتبارات عمرانی دولت و افزایش حجم پول دانست. این افزایش، منجر به رشد سرمایه‌گذاری مسکونی و همچنین افزایش فعالیت‌های سوداگرانه در بخش مسکن و در نتیجه رشد قیمت مسکن می‌شود.

بخش دیگر رشد قیمت‌های مسکن به ویژه پس از آغاز رونق سوم را می‌توان به افزایش قیمت‌های نفت و در نتیجه افزایش تولید ناخالص داخلی وسطح درآمد مرتبط دانست که با افزایش بیشتر حجم پول در کشور همراه خواهد بود (Khiabani,2015). اثر فزاینده حجم پول و اعتبارات بر قیمت‌های مسکن، توسط کانال اثروثیقه تشدید می‌شود به این‌صورت که با افزایش قیمت‌های مسکن ناشی از رشد حجم پول واعتبارات، ارزش وثیقه

مسکن بالا رفته و در نتیجه خانوارها می‌توانند اعتبار و وام بیشتری دریافت کنند که این اثر خود منجر به رشد بالاتر قیمت‌های مسکن می‌شود.

نمودار (۱): لگاریتم قیمت‌های حقیقی مسکن و اعتبارات حقیقی به بخش خصوصی در ایران طی دوره زمانی ۱۳۹٤:٤-۱۳٦۷:۱



۵- تصریح مدل و داده‌های تحقیق

بر اساس ساختار روابط تئوریک ارائه‌شده در بخش قبلی متغیرهای ذکر شده در معادله را می‌توان در چارچوب یک بردار ۵×۱ به صورت رابطه (۴) به نمایش گذاشت که در آن ph_t قیمت حقیقی مسکن، y_t تولید ناخالص داخلی حقیقی، l_t تسهیلات اعطایی حقیقی به بخش خصوصی، h_t موجودی مسکن و rr_t نرخ بهره حقیقی است.

$$X_t' = [Ph_t, y_t, l_t, h_t, rr_t] \qquad (۴)$$

داده‌های مربوط به قیمت مسکن که نشانگر قیمت یک متر مربع واحد مسکونی است، از دفتر برنامه ریزی واقتصاد مسکن وزارت راه و شهرسازی به دست آمده است. در مورد داده‌های تسهیلات، چندین سری زمانی مثل تسهیلات مسکن بانک مسکن و تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی مورد توجه قرار گرفت، اما از آنجا که تسهیلات بانک مسکن، سهم اندکی از تامین منابع مالی بازار مسکن را تشکیل می‌دهد، مطابق انتظار رابطه هم‌سویی را با قیمت مسکن نشان نداد در حالی که براساس نمودار (۱) تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی به صورتی محسوس رابطه تنگاتنگی را با قیمت مسکن طی دوره زمانی موردنظر

به نمایش گذاشته است. ازاین‌رو، اطلاعات مربوط به تسهیلات اعطایی به بخش خصوصی در این تحقیق مورد استفاده واقع شد که منبع این اطلاعات پایگاه داده‌های بانک مرکزی است. نرخ بهره استفاده شده در این تحقیق برابر با میانگین وزنی نرخ‌های بهره تسهیلات اعطا شده به بخش‌های اقتصادی در دوره زمانی مورد بررسی است. وزن‌های به کار گرفته شده براساس میزان تسهیلات اعطایی به بخش‌ها از کل تسهیلات اعطا شده است. آمار و اطلاعات لازم برای محاسبه این متغیر از بانک اطلاعات سری زمانی و نشریه نماگرهای اقتصادی بانک مرکزی استخراج شده است.

خاطرنشان می‌شود که در الگو نرخ تورم واقعی (نرخ وام منهای تورم) در الگو آورده شده است که هزینه فرصت واقعی پول را در معادله بلندمدت اعتبارات در نظر می‌گیرد. آمارهای مربوط به تولید ناخالص داخلی حقیقی با سال پایه ۱۳۸۳ و موجودی مسکن نیز از پایگاه داده‌های بانک مرکزی استخراج شده است. برای حقیقی‌سازی متغیرها از شاخص قیمت مصرف‌کننده سال پایه ۱۳۸۳استفاده شده است. همه متغیرها به‌جز نرخ بهره، تبدیل لگاریتمی شده‌اند. همچنین مدل شامل ۳ متغیر مجازی D۶۷، D۷۴ و D۹۱ است که برای در نظر گرفتن تکانه‌هایی مثل پایان جنگ ایران و عراق، سررسید بدهی‌های خارجی و شوک شدید در بازار ارز و آغاز تحریم‌ها لحاظ شده است.

بردار X_t در چارچوب الگوی VAR با دو وقفه (تعداد وقفه‌ها براساس آماره آکائیک و شوارتز به‌دست آمده است[۱])، یک روند خطی t -که به روابط بلندمدت مقید می‌شود- و بردار متغیرهای مجازی D_t به شکل رابطه (۵) تصریح می‌شود.

$$\Delta X_t = \Gamma \Delta X_{t-1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \alpha\zeta_t + \Phi_1 D_t + \mu_0 + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

در رابطه (۵)، α یک ماتریس $p\times r$ ، x_t' ، r بردار هم‌انباشته، ζ یک بردار $r\times 1$ شامل ضرایب روند و $\perp + 0 = 0$ یک بردار $P\times 1$ شامل عامل ثابت است که در آن 0 عرض از مبدا در رابطه هم‌انباشته و 0 شیب روند خطی را در داده‌ها مشخص می‌کند.

روند عمومی معادله (۵) می‌تواند به‌صورت رابطه (۶) به نمایش گذاشته شود.

$$X_t = c\sum_{i=1}^{t}(\varepsilon_i + \mu_0) + C^*(L)(\varepsilon_t + \mu_0 + \mu_1 t) + \tilde{x}_0 \qquad (۶)$$

۱- نتایج به‌دست آمده در صورت درخواست، قابل ارائه خواهد بود.

جایی که (رابطه (۷))

$$c=\beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\Gamma\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp}=\tilde{\beta}_{\perp}\alpha'_{\perp} \qquad (۷)$$

و $\alpha_{\perp}$ و $\beta_{\perp}$ ماتریس‌های $P\times P-r$ و مکمل‌های متعامد از ماتریس‌های α و β هستند که روند تصادفی $\sum_{i=1}^{t}(\ )\ _{\perp}'\ (\ _{i})$ و مقدار $\tilde{\beta}_{\perp}$ را توصیف می‌کنند.

۵-۱- آزمون‌های صحت الگو

به منظور احراز کفایت آماری الگو، آزمون‌های خطای تصریح برای کل سیستم و تک تک معادلات در جدول (۱) ارائه شده است. فرضیه عدم وجود همبستگی سریالی برای کل سیستم مورد پذیرش قرار می‌گیرد. همچنین فرضیه نرمالیتی و عدم واریانس ناهمسانی برای تک تک معادلات مورد تایید قرار می‌گیرد. آماره $\bar{R}^2$ در کل برای پنج معادله بالا بوده و نشان می‌دهد که الگو می‌تواند بخش اعظمی از تغییرات داده‌ها را توضیح دهد. در مجموع، الگو، آزمون‌های تشخیصی را با موفقیت پشت سر گذاشته و راه را برای ادامه کار باز می‌کند.

جدول (۱): آزمون‌های صحت الگو

آزمون چند متغیره برای کل سیستم:						
LM(۱)	χ^2(۲۵)	۲۸	p-value	=	۰/۲۹	
LM(۲)	χ^2(۲۵)	۲۷	p-value	=	۰/۳	
Normality	χ^2(۱۰)	۱٤	p-value	=	۰/۱۷	

آزمونهای تک متغیره :	ph_t	l_t	y_t	h_t	rr_t
ARCH(۲)	۳/۱[۰/۲]	۰/۲۷[۰/۸]	٤/۷[۰/۱]	۱/٦[۰/٤]	٦[۰/۰۹]
Normality(۲)	۲/٦[۰/۲۷]	۰/۰۸[۰/۹٦]	۳/٦[۰/۱٦]	۰/۱٤[۰/۹]	۳/٥[۰/۱۷]
$\bar{R}^2$	۰/٥٦	۰/۷۹	۰/۳٤	۰/٦۷	۰/۷۳

(اعداد داخل کروشه نشانگر p-valueآزمون‌ها است)

منبع :محاسبات پژوهشگر

۵-۲- تعیین رتبه هم‌انباشتگی و برون‌زایی ضعیف

برای آزمون هم‌انباشتگی و بررسی اهمیت هر یک از متغیرها در الگو، تحلیل ابتدا با ۵ متغیر کلیدی ذکر شده آغاز می‌شود. در بردار X_t با ۵ متغیر نامبرده، دو رابطه بلندمدت (p-r=۳ و r=۲) مورد تایید قرار می‌گیرد. این امر می‌تواند براساس آزمون اثر و ریشه‌های مشخصه چندجمله‌ای مشخص شود. جدول (۲) نتایج این بررسی را به نمایش می‌گذارد.

جدول (۲): آزمون تشخیص رتبه هم‌انباشتگی

	مدلوس (Modulus)، بزرگ‌ترین ۵ ریشه مشخصه				
غیرمقید VAR(۲)	۱	۰/۹۶	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۷۶
r=۳	۱	۱	۰/۸۷	۰/۷٤	۰/۷٤
r=۲	۱	۱	۱	۰/۷۹	۰/٦۷
مقادیر ویژه λ_i	۰/٦*	۰/۲٤*	۰/۱۱	۰/۰٦	۰/۰۱

*معنی‌دار در سطح ۹۰ درصد. براساس آزمون تریس

منبع: محاسبات پژوهشگر

جدول (۳): آزمون برون‌زایی ضعیف

r	ph_t	l_t	y_t	h_t	rr_t	$\chi^2(r)$
۲	۷/۲	۹/۱	۲/۸	۰/۹۸	۲۵/۲	٦
۳	۱۵	۱۲/۸	۱۷	۱/۵۸	۳۰/۲	۷/۸

منبع: محاسبات پژوهشگر

همان‌طور که از جدول (۲) مشخص است مقایسه r=۳ و r=۲ دلالت بر پذیرش دو رابطه بلندمدت دارد. ریشه سوم در حالت r=۳ بزرگ و نزدیک به یک است. در حالی که بعد از ریشه چهارم مقادیر کاهش‌یافته و از یک فاصله می‌گیرند. همچنین آزمون تریس دو مقدار بزرگ‌تر را مورد تایید قرار می‌دهد.

آزمون برون‌زایی ضعیف برای سیستم I(1) توسط ربک و همکاران[1] (۱۹۹۹) توسعه یافته است. در این قسمت با فرض I(۱) بودن سیستم (۶)، آزمون برون‌زایی ضعیف برای

1- Rebeck and *et. al*

سیستم فوق می‌تواند به صورت ذیل انجام شود. آزمون بـه شـکل $H_0 : \alpha_{ij} = 0, j = 1,....,r$ فرموله می‌شود که توزیع مجانبی آن $\chi^2(r)$ است. در این قسمت با توجه به پـذیرش $I(1)$، آزمون برون‌زایی ضعیف را برای سیستم برای ۲و۳ =r مورد بررسی قرار می‌دهیم. ایـن امـر نه تنها یک تحلیل حساسیت برای انتخاب رتبه هم‌انباشتگی است، بلکه نقـش متغیرهـا را در الگو و اهمیت آن‌ها را نسبت به پارامترهای روابط بلندمدت به نمایش می‌گذارد. در جدول (۳) نتیجه آزمون برون‌زایی ضعیف برای رتبه‌های ۲ و ۳ =r به نمایش گذاشـته شـده اسـت. آزمون برای هر دو رتبه ۲ و ۳ =r، متغیرهای y_t و h_t را با ارزش احتمالی بالا، برون‌زاهـای ضعیف برای β تشخیص می‌دهد. بنابراین X_t می‌تواند به دو بـردار $Y_t = \{Ph_t, l_t, rr_t\}$ و $Z_t = \{y_t, h_t\}$ افراز شود. همچنین سیستم می‌تواند براساس الگوی شرطی x_t بـا فـرض برون‌زایی ضعیف z_t نسبت به پارامتر β تحلیل شود.

۵-۳- آزمون بیش از حد شناسایی روی روابط بلندمدت (کل سیستم)

مطابق با وجود دو بردار هم‌انباشته، $\alpha\beta' y_{t-1}$ در سیستم (۵) را می‌توان به صورت رابطـه (۷) نوشت که در آن β ماتریس مربوط به دو رابطه بلندمدت و α نشانگر ضرائب تصحیح خطـا مرتبط با دو رابطه بلندمدت β در پنج معادله تصحیح خطا هستند.

$$y = \begin{bmatrix} ۱۱ & ۱۲ \\ ۲۱ & ۲۲ \\ ۳۱ & ۳۲ \\ ۴۱ & ۴۲ \\ ۵۱ & ۵۲ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ۱۱ & ۲۱ & ۳۱ & ۴۱ & ۵۱ \\ ۱۲ & ۲۲ & ۳۲ & ۴۲ & ۵۲ \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ph_{t-1} \\ l_{t-1} \\ y_{t-1} \\ h_{t-1} \\ rr_{t-1} \end{bmatrix} \qquad (۷)$$

به منظور ارزیابی تجربی فرضیه‌های اقتصادی که در قسمت قبل ارائـه شـده بـود در ایـن قسـمت ابتـدا آزمـون بـیش از حـد شناسـایی را بـرای تـک تـک روابـط تعـادلی براسـاس فرضـیه‌هـای $\beta = \{H_1 \varphi_1, \phi_1\}$ انجـام مـی‌دهـیم کـه در آن یـک رابطـه مقیـد در فضـای هم‌انباشتگی در کنار یک رابطه غیرمقید دیگر مورد آزمون قرار می‌گیرد[1] (برای چگـونگی

۱- در صورت درخواست ، نتایج آزمونهای انجام شده قابل ارائه خواهد بود.

استخراج آزمون فوق به یوهانسون و یوسلیوس (۱۹۹۲)[1] مراجعه کنید). در این راستا، براساس آزمون فرضیه‌های متعدد انجام شده روی معادلات قیمت مسکن و اعتبارات، دو معادله بلندمدت شناسایی شده را که دارای بیشترین $\chi^2(.)$ و سازگار با تئوری اقتصادی است انتخاب کرده وآزمون بیش از حد شناسایی روی کل سیستم با وجود دو بردار هم‌انباشتگی انجام می‌دهیم. فرضیه برای شناسایی کل سیستم براساس دو رابطه بلندمدت به صورت $H_\beta : \beta = \{H_1\varphi_1, H_2\varphi_2\}$ مشخص می‌شود. توزیع مجانبی برای محدودیت‌های اعمال شده، روی β، $\chi^2(.)$ است. جدول (۴) محدودیت‌های ساختاری تحمیل شده روی هر یک از دو بردار هم‌انباشتگی را به نمایش می‌گذارد. توزیع مجانبی $\chi^2(2) = 0/78$ با ارزش بحرانی ۰/۸۷ است که محدودیت‌های تحمیل شده را به طور همزمان، روی دو بردار مورد پذیرش قرار می‌دهد. همچنین آماره مجانبی t برآوردها در پرانتزهای زیر ضرائب مشخص شده است که همگی بر معنی‌داری و قدرت توضیح‌دهندگی متغیرها در معادلات صحه می‌گذارد.

جدول (٤): آزمون محدودیت‌های بیش از حد شناسایی روی بردارهای هم‌انباشتگی

$$ph_t = 0/35\, l_t + 2/92\,(y_t - h_t)$$

(۸/۲) (-٦/٤)

$$l_t = +1/2\,(y_t + h_t) - 4/4\, rr_t$$

(۸/۱۱) (۱۱/٤)

$$\chi^2(2) = 0/34\,[0/84]$$

توجه: اعداد داخل پرانتز آماره مجانبی t هستند.

منبع : محاسبات پژوهشگر

همانطور که مشخص است، ۶ محدودیت روی دو معادله، یعنی $\beta11 = 1$، $\beta22 = 1$، $\beta51 = 0$، $\beta12 = 1$، $\beta32 = \beta42$ و $\beta31 = -\beta41$ تحمیل شده است[2]. معادله قیمت نشان

1- Johanson and Juselius

۲- محدودیت‌های اعمال شده بر معادله قیمت مسکن براساس نظریه تقاضای مسکن مین (۱۹۹۰،۲۰۰۲ و ۲۰۰۵) و قیود اعمال شده بر معادله اعتبارات براساس نظریه کانال اعتباری و اثر وثیقه ای برنانکه و گرتلر (۱۹۹۵) و برنانکه، گرتلروگیلکریست (۱۹۹۶) است.

می‌دهد که قیمت مسکن در بلندمدت به طور مثبت به تسهیلات و نسبت تولید به موجودی مسکن وابسته است. صفر بودن ضریب نرخ بهره حقیقی در معادله (۷) دلالت بر این نکته دارد که اثر نرخ بهره روی قیمت مسکن به طور غیرمستقیم از کانال تسهیلات و تولید ناخالص داخلی حقیقی منعکس می‌شود. نکته مهم این است که این معادله وجود رابطه بلندمدت بین قیمت مسکن و اعتبارات را مورد تایید قرار می‌دهد، اما رابطه علی آن‌ها در چارچوب اثر وثیقه‌ای و شتاب‌دهنده مالی به غیرصفر بودن ضرایب α در معادلات تصحیح خطا بستگی دارد. معادله دوم تقاضا برای تسهیلات را تابعی از تولید ناخالص داخلی حقیقی، موجودی مسکن و نرخ بهره حقیقی مرتبط می‌سازد.

آزمون برون‌زایی ضعیف دو متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی $\alpha 31 = \beta 32$ و موجودی مسکن $\alpha 41 = -\alpha 42$ با فرض حفظ محدویت‌های اعمال شده روی دو رابطه بلندمدت مورد آزمون قرار گرفت. نتایج این آزمون در جدول (۵) به نمایش گذاشته شده است. توزیع مجانبی $\chi^2(6) = 8/1$ با ارزش بحرانی ۰/۲۳ است که محدودیت‌های تحمیل شده را به طور همزمان، روی دو بردار بلندمدت و برون‌زایی ضعیف موجودی مسکن و درآمد حقیقی مورد پذیرش قرار می‌دهد.

جدول (۵): آزمون محدودیت‌های بیش از حد شناسایی روی بردارهای هم‌انباشتگی با فرض برون‌زایی ضعیف برای موجودی مسکن و درآمد حقیقی

$$ph_t = ۰/۳۲\, l_t + ۱/۲\,(y_t - h_t)$$

(۷/۲) (-۲/۷)

$$l_t = ۱/۱۷\,(y_t + h_t) - ۴/۳\, rr_t$$

(۸/۴) (۱۱/۴)

$$\chi^2(۶) = ۸\ [۰/۲۳]$$

توجه: اعداد داخل پرانتز آماره مجانبی هستند. t

منبع :محاسبات پژوهشگر

مطابق برآوردهای انجام شده کشش قیمت مسکن نسبت به تسهیلات اعطایی ۰/۳۲ برآورد شده است. با وجود معنی‌دار بودن آماری کشش فوق، اثر شتاب‌دهنده مالی در

مقایسه با اثر آن در کشورهای توسعه‌یافته محدود است.[۱] همچنین کشش قیمت مسکن به درآمد و موجودی مسکن ۱/۲ برآورد شده است که دلالت بر این دارد که یک درصد افزایش در درآمد و یا یک درصد کاهش در موجودی مسکن می‌تواند ۱/۲ درصد قیمت را در بلندمدت افزایش‌دهد. همچنین همانطور که پیشتر اشاره شد اثر نرخ بهره می‌تواند به طور غیرمستقیم از کانال اعتبارات روی قیمت مسکن ظاهر شود که معادله دوم به وضوح این امر را به نمایش می‌گذارد.

۵-٤- سیستم جزیی الگوی ساختاری تصحیح خطا

در این قسمت با توجه به برون‌زایی ضعیف متغیرهای تولید حقیقی و موجودی مسکن نسبت به بردار پارامترهای بلندمدت β می‌توانیم $x_t^{'}=[ph_t, y_t, h_t, l_t, rr_t]$ را به دو زیر بردار $Y_t'=\{Ph_t, l_t, rr_t\}$ و $Z_t'=\{y_t, h_t\}$ افرازکنیم. درادامه با پذیرش این افراز به بررسی رفتار کوتاه‌مدت سیستم در چارچوب SVECM می‌پردازیم. در این راستا ابتدا سیستم جزیی در فرم نهایی VECM را به صورت رابطه (۸) به نمایش می‌گذاریم که در آن زیرسیستم مندرج در رابطه (۸) یک فرم تقلیل داده شده از زیرسیستم ساختاری رابطه (۹) است که در آن A ماتریس ضرایب ساختاری همزمان و ε_t خطاهای ساختاری مربوط به سه متغیر $ph_t\ r_t\ r_t\ l_t$ هستند. در این سیستم، معادلات $\Gamma = A^{-1}\Gamma^*\ A\Lambda\ u^{-1}\Lambda^*\ A\Theta\ =^{1}\Theta^*\ A_t = =^{-1}\varepsilon_t$ پارامترهای فرم تقلیل داده شده هستند.

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^{2} D_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \Lambda_i \Delta z_{t-i} + \pi y_{t-1} + \Theta D_t + u_t \qquad (۸)$$

$$A\Delta y_t = \sum_{i=1}^{2} \Gamma^*_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} \Lambda^*_i \Delta z_{t-i} + A\alpha\beta' y_{t-1} + \Theta^* D_t + u_t \qquad (۹)$$

۱- به مقالات ارائه شده در بخش ۴ مراجعه شود.

۵-۵- شناسایی سیستم جزئی (کوتاه‌مدت)

برای شناسایی سیستم جزئی ارائه شده در بخش قبل، رویکرد یوهانسون و یوسلیوس(۱۹۹۴) و هندری[1] (۱۹۹۵) استفاده می‌شود. برخلاف روابط بلندمدت که براساس فروضی مثل محدودیت‌های صفر و همگنی شناسایی می‌شوند در معادلات کوتاه‌مدت، شناسایی بیشتر براساس تحلیل داده‌ها است (خیابانی، ۱۳۸۲)، ازاین‌رو، در آغاز یک مدل VECM در چارچوب سیستم جزئی بخش پیشین، برآورد می‌شود.

در جدول (۶)، نتایج برآورد VECM جزئی نامقید، دو بردار همگرایی متقابل بلندمدت و ماتریس همبستگی بین پسماندها، ارائه شده است. براساس نتایج ارائه شده، تنها تعداد اندکی از ضرایب این مدل معنادار است. علاوه برآن، تفسیر علامت ضرایب در این الگو بسیار مشکل است. نکته قابل توجه دیگر ماتریس همبستگی بین پسماندها است. براساس این ماتریس، بیشترین همبستگی بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات به میزان ۰/۳۳ و کمترین آن به میزان ۰/۲۱- بین نرخ بهره حقیقی و اعتبارات است. با در نظر گرفتن نکات مطرح شده در این بخش می‌توان گفت که به منظور شناسایی ساختار، تفسیر اقتصادی ضرایب کوتاه‌مدت و تصریح دقیق‌تر اثرات همزمانی، نیاز به مدل‌سازی مجدد الگوی سیستم جزئی است.

جدول (۶): برآورد VECM جزئی نامقید

عرض از مبدا	C_{l_t}	C_{ph_t}	Dh_{t-1}	Dh_t	Dy_{t-1}	Dy_t	Drr_{t-1}	Dl_{t-1}	Dph_{t-1}	Drr_t	Dl_t	Dph_t
۰/۹۳	۰/۰۱	-۰/۱۳	۱/۴۸	۰/۷۱	-۰/۱۶	۰/۴۴	-۰/۰۹	-۰/۰۳	۰/۵۳	۰	۰	-۱
(۰/۲۳)	(۰/۰۰۵)	(-۰/۰۳)	(۱/۹۹)	(۱/۸)	(۰/۱۵)	(۰/۱۵)	(۰/۱۷)	(۰/۱۱)	(۰/۰۸)			
۰/۱۶	-۰/۰۱	-۰/۰۹	۶/۴۴	-۴/۱۴	۰/۰۸	۰/۱۴	۰/۲۵	-۰/۲۱	۰۸ .۰	۰	-۱	۰
(۰/۱۹)	(۰/۰۰۴)	(۰/۰۳)	(۱/۶)	(۱/۵)	(۰/۱۲)	(۰/۱۲)	(۰/۱۴)	(۰/۰۹)	(۰/۰۷)			
-۰/۴	-۰/۰۱	۰/۰۲	-۰/۰۶	-۱/۴۴	-۰/۰۰۷	-۰/۰۷	-۰/۰۳	۰/۱۴	۰/۰۵	-۱	۰	۰
(۰/۱۳)	(۰/۰۰۳)	(۰/۰۲)	(۱/۱۷)	(۱/۱)	(۰/۰۸)	(۰/۰۹)	(۰/۱)	(۰/۰۶)	(۰/۰۵)			

$$(y_{t-1} - h_{t-1})1/2 - l_{t-1}0/32 = ph_{t-1} - C_{ph}$$

$$R = \begin{bmatrix} Dph_t & 1 & & \\ Dl_t & 0.33 & 1 & \\ Drr_t & -0.21 & -0.3 & 1 \end{bmatrix}$$

$$rr_{t-1} + 4/3(y_{t-1} + h_{t-1})1/17l_{t-1} - C_l$$

توجه: درجدول فوق، متغیرهای مجازی آورده نشده است.

منبع: محاسبات پژوهشگر

1- D.F. Hendry

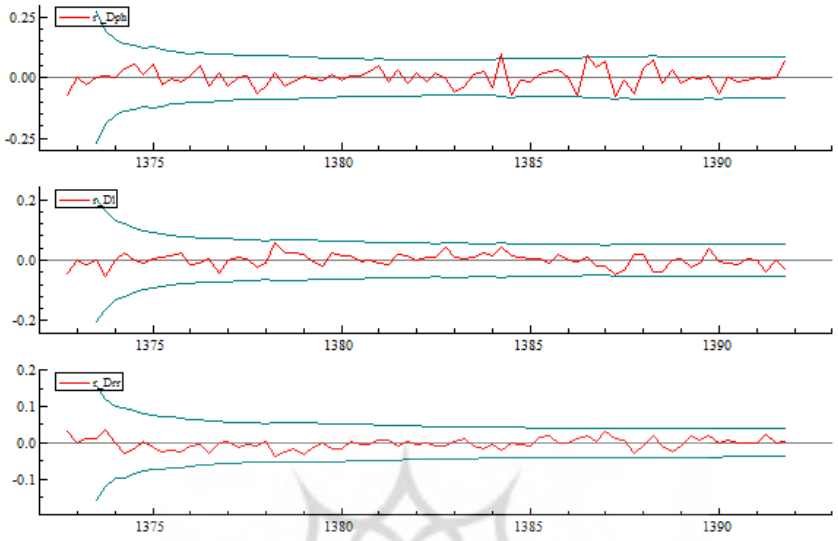
۵-۶- سیستم تصحیح خطای ساختاری (معادلات همزمان)

براساس اعمال محدودیت‌های بیش ازحد مشخص برمعادلات و همچنین در نظر گرفتن اثر همزمانی بین متغیرهای درون‌زای مدل، سیستم جزئی معادلات به روش حداکثر راست‌نمایی با اطلاعات کامل (FIML) در جدول (۷) ارائه شده است. آزمون محدودیت بیش از حد مشخص $\chi^2(۳) = ۳/۲۴(۰/۳۵)$ نشانگر شناسایی صحیح ساختار الگو است. برای بررسی سازگاری پارامترهای سیستم جزئی از برآوردگر FIML عطفی که توسط هندری و دورنیک[1] (۱۹۹۴) ارائه شده، استفاده شده است. آزمون‌های سازگاری برای معادلات سیستم جزئی و برای کل سیستم، درنمودارهای ۲و۳ نشان داده شده است. در نمودار۲ پسماندهای عطفی با دو دامنه انحراف از صفر $(\pm ۲\ ۰)$ رسم شده که علائمی از بی‌ثباتی و ناسازگاری در الگو را نشان نمی‌دهد. در نمودار (۳) آزمون شکست- نقطه‌ای چاو، ارائه شده است. براساس این نمودار، سیستم فاقد شکست ساختاری در سطح ۵ درصد است. بنابراین، سازگاری برای سیستم جزئی رد نمی‌شود که این امرحاکی از عدم تغییر پارامترهای الگوی سیستم جزئی (الگوی شرطی) در مقابل تغییر در پارامترهای مدل نهایی است. ازاین‌رو، سیستم معادلات جزئی جدول (۷)، نمایانگر تقریبی مناسب از فرایند تولید داده‌ها[2] بوده و امکان تفسیر را میسر می‌سازد.

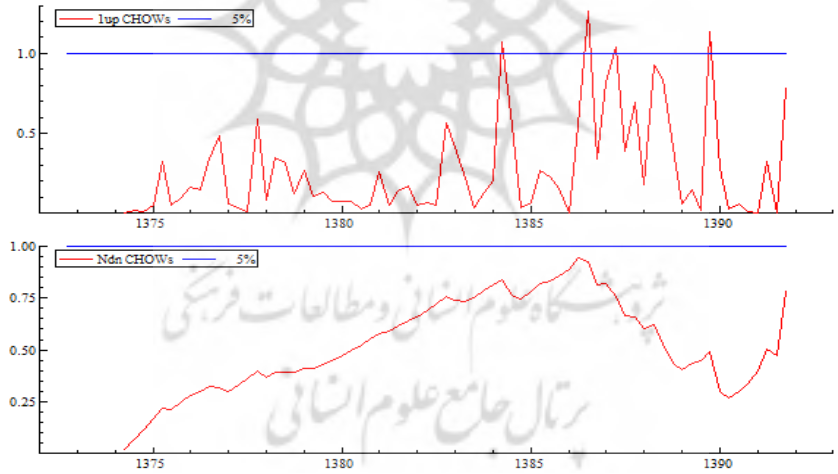
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Hendry and Doornik
2- Data Generating Process

نمودار (۲): آزمون بی‌ثباتی براساس پسماندهای عطفی با دو دامنه انحراف از صفر



نمودار (۳): آزمون سیستمی شکست-نقطه‌ای و پیش‌بینی چاو



براساس معادله قیمت مسکن کوتاه‌مدت ارائه شده در جدول (۷)، یک درصد افزایش تولید ناخالص داخلی حقیقی منجر به افزایش ۱/۲۷ درصد در قیمت حقیقی مسکن می‌شود. ضریب تصحیح خطای قیمت مسکن دارای علامت مورد انتظار و معنادار بوده و نشان می‌دهد که در صورت انحراف قیمت حقیقی مسکن از مقادیر تعادلی بلندمدت خود

به میزان ۱ درصد، قیمت حقیقی مسکن به میزان ۱۳ درصد کاهش یافته و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود حرکت می‌کند. در حالی که ضریب تعدیل قیمت حقیقی مسکن نسبت به تغییر میزان اعتبارات اندک است.

در معادله اعتبارات، همه ضرایب به‌جز ضرایب تغییر در قیمت حقیقی مسکن با یک وقفه (Dph_{t-1}) و تغییر در نرخ بهره حقیقی با یک وقفه(Drr_{t-1}) معنادار هستند. در این معادله، ضریب تعدیل اعتبارات معنادار و دارای علامت مورد انتظار است. مقدار این ضریب نشانگر آن است که در صورت هرگونه انحراف اعتبارات از مقدار بلندمدت خود، مجدد این متغیر به سمت مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. همچنین افزایش قیمت مسکن در دوره جاری، منجر به افزایش میزان اعتبارات در کوتاه‌مدت می‌شود که این اثر، تاییدی بر نقش وثیقه‌ای مسکن در رشد اعتبارات است. افزایش در موجودی مسکن در دوره جاری، منجر به کاهش میزان اعتبارات می‌شود که این اثر ناشی از تاثیر کاهنده رشد موجودی مسکن بر قیمت مسکن است که درنهایت منجر به کاهش سطح اعتبارات می‌شود، اما باید توجه کرد که اثر باوقفه تغییر در موجودی مسکن بر تغییر اعتبارات مثبت است.

در معادله نرخ بهره حقیقی، اثر افزایش حجم اعتبارات حقیقی بر تغییر نرخ بهره معنادار و منفی است. همچنین ضریب جمله خطای اعتبارات، معنادار و دارای علامت مورد انتظار بوده و نشانگر آن است که نرخ بهره به عدم تعادل ایجاد شده در میزان اعتبارات واکنش نشان می‌دهد.

جدول (۷): برآورد معادلات همزمان به روش FIML

$$Dph_t = \underset{(۰/۷۷)}{۰/۴۸۱}Dph_{t-1} + \underset{(۰/۱۳)}{۰/۱۹}Dl_{t-1} + \underset{(۰/۲۸)}{۰/۶۶}Dy_t + \underset{(۱/۱۹)}{۲/۱۸}Dh_{t-1} - \underset{(۰/۰۳)}{۰/۱۳}Cph_{t-1} - \underset{(۰/۰۰۵)}{۰/۰۰۹}Cl_{t-1} + \underset{(۰/۲)}{۰/۴۷}$$

$$Dl_t = \underset{(۰/۱۱)}{۰/۳}Dph_t - \underset{(۰/۰۸)}{۰/۰۹}Dph_{t-1} - \underset{(۱/۱۵)}{۳/۳۵}Dh_t + \underset{(۱/۳۸)}{۴/۰۳}Dh_{t-1} + \underset{(۰/۱۲)}{۰/۰۷}Drr_{t-1} - \underset{(۰/۰۰۰۱)}{۰/۰۰۸۸}Cl_{t-1} - \underset{(۰/۰۸)}{/۳۷۸}$$

$$Drr_t = \underset{(۰/۰۵)}{-۰/۰۳}Drr_{t-1} - \underset{(۰/۰۸)}{۰/۳۵}Dl_t - \underset{(۰/۰۲)}{۰/۰۳}Dph_{t-1} - \underset{(۰/۵۲)}{۰/۶}Dh_{t-1} - \underset{(۰/۰۰۲)}{۰/۰۲}Cl_{t-1} - \underset{(۰/۰٤)}{۰/۴۵}$$

$$C_{ph_t} = C_{ph_{t-1}} + Dph_t - \underset{}{۰/۳۲}Dl_t - \underset{}{۱/۲}(Dy_t - Dh_t)$$

$$C_{lt} = C_{lt-1} + Dl_t - \underset{}{۱/۱۷}(Dy_t + Dh_t) + \underset{}{۴/۳}Drr_t$$

LR Test of over-Identifying restriction: $\chi^2(۳) = ۳/۲۴(۰/۳۵)$

توجه: ۱- اعداد داخل پرانتز انحراف معیار ضرایب هستند. ۲- متغیرهای مجازی در این جدول آورده نشده‌اند.

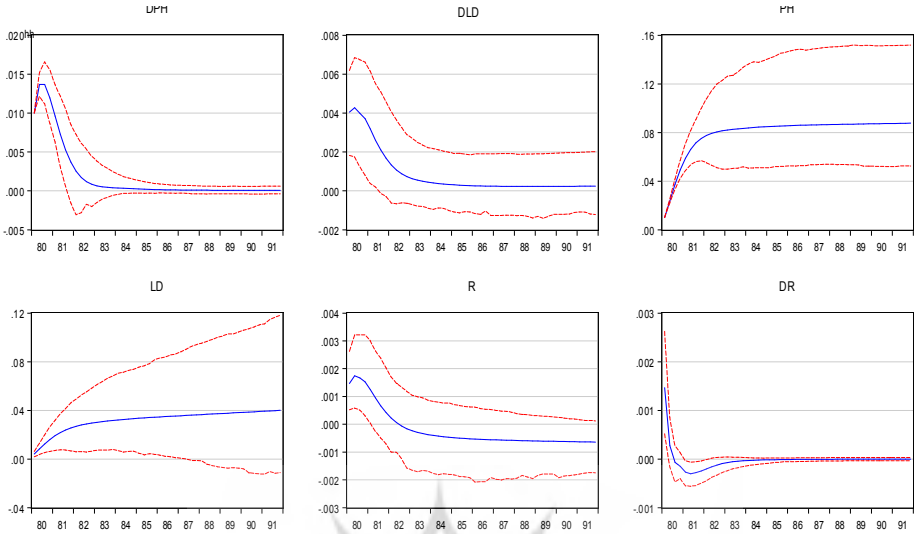
٦- اثرات پویای تکانه‌ها

این بخش از مقاله به بررسی اثرات پویای تکانه‌های وارد بر قیمت مسکن، اعتبارات و نرخ بهره حقیقی بر سیستم معادلات اختصاص یافته است. این تکانه‌ها به پسماندهای هر معادله در مدل وارد می‌شود و برسیستم معادلات اثر می‌گذارد. توابع عکس‌العمل تحریک ناشی از تکانه‌های خارجی به سیستم با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو، ارائه شده و مورد تحلیل و بررسی واقع می‌شوند. این شبیه‌سازی‌ها با استفاده از ۱۰۰۰ تکرار آماری مونت‌کارلو انجام شده‌اند و فواصل اطمینان ۹۵ درصد همراه با مسیر واکنش شبیه‌سازی شده، ارائه شده‌اند.

٦-١- اثرات پویای تکانه وارد بر قیمت مسکن

در نمودار (۴)، اثر پویای تکانه برون‌زا وارد بر پسماند معادله قیمت مسکن برنرخ‌های رشد قیمت مسکن، اعتبارات و نرخ بهره و همچنین بر سطح این متغیرها ارائه شده است. براساس این نمودار، اثر یک تکانه مثبت برون‌زا بر نرخ رشد قیمت مسکن به میزان یک درصد، منجر به افزایش قیمت مسکن در یک دوره پس از وقوع تکانه می‌شود. پس از ۴ دوره، اثر این شوک از بین می‌رود. اثر این تکانه منجر به افزایش اعتبارات در همان دوره به دلیل اثر وثیقه‌ای مسکن می‌شود. بالاترین تاثیر این تکانه برنرخ رشد اعتبارات دریک دوره پس از وقوع آن است. افزایش اعتبارات، منجر به افزایش بیشتر در قیمت مسکن می‌شود. این اثر پس از ۱۷ دوره از بین می‌رود. همچنین این تکانه، نرخ بهره را به طور همزمان کاهش می‌دهد که این واکنش نیزاز طریق افزایش تقاضای اعتبارات، اثر مثبتی بر نرخ رشد قیمت مسکن خواهدداشت. در اثروقوع این تکانه، نرخ بهره از سطح تعادلی خود کاهش یافته و پس از پنج دوره به سطح حداقل خود می‌رسد و پس از آن مجدد به سطح بلندمدت خود بازمی‌گردد. اثر این تکانه در بلندمدت، افزایش سطح قیمت مسکن به میزان ۸/۸ درصد و اعتبارات به میزان ۴ درصد بالاتر از سطوح قبلی است. سطح تعادلی نرخ بهره دراثر این تکانه به میزان ۰/۰۶ درصد کمتر از سطوح قبلی آن است.

نمودار (٤): اثرات تکانه وارد بر قیمت مسکن



٦-٢- اثرات پویای تکانه وارد بر اعتبارات

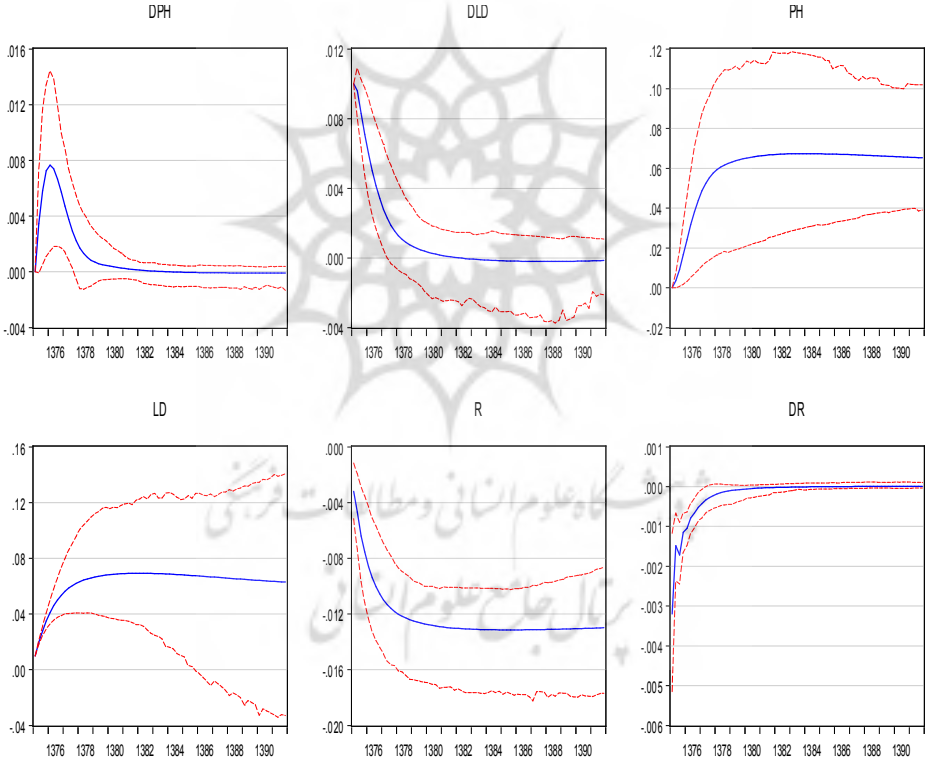
اثرات پویای تکانه وارد بر اعتبارات در نمودار (٥) مشخص شده است. براساس این نمودار، اثر این تکانه بر اعتبارات در همان دوره آشکار می‌شود، اما اثر آن بر قیمت مسکن با یک دوره وقفه نمایان می‌شود. بالاترین اثر این تکانه بر قیمت مسکن، چهار دوره پس از وقوع آن بوده و پس از ١٩ دوره، نرخ رشد قیمت مسکن به سطح اولیه خود برمی‌گردد. این افزایش در قیمت مسکن از طریق بالا بردن ارزش دارایی (ارزش وثیقه) منجر به افزایش اعتبارات در بلندمدت می‌شود. اثر این تکانه بر نرخ بهره منجر به افزایش آن در همان دوره شده که پس از چند دوره اثر تکانه از بین می‌رود. این عکس‌العمل مقداری از افزایش قیمت مسکن را در نتیجه کاهش اعتبارات، خنثی می‌کند. تکانه اعتبارات در بلندمدت منجر به افزایش ۶/۶ درصد در اعتبارات و قیمت مسکن و کاهش ۱/۳ درصد در نرخ بهره می‌شود.

٦-٣- اثرات پویای تکانه وارد برنرخ بهره

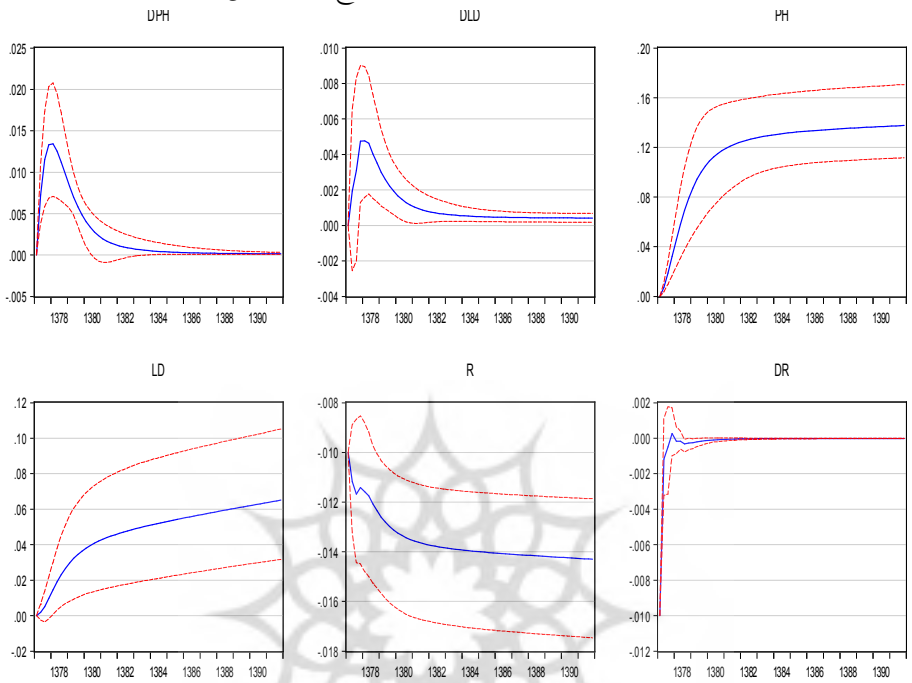
در نمودار (۶)، اثر تکانه وارد برنرخ بهره ارائه شده است. این تکانه در همان دوره باعث افزایش نرخ بهره می‌شود، اما پس از سه دوره این اثر ازبین رفته و نرخ رشد این متغیر صفر

می‌شود. اثر بلندمدت این تکانه بر نرخ بهره منجر به کاهش آن به‌میزان ۱/۴ درصد کمتر از سطوح قبلی می‌شود. این تکانه منجر به افزایش قیمت مسکن در دوره بعد می‌شود. بالاترین اثر این تکانه بر نرخ رشد قیمت مسکن، چهار دوره پس از وقوع آن بوده که این اثر پس از ۱۲ دوره از بین می‌رود. در بلندمدت قیمت مسکن به میزان ۱۴ درصد بالاتر از سطح اولیه خود قرار می‌گیرد. افزایش نرخ بهره در کوتاه‌مدت منجر به افزایش سطح اعتبارات در دوره پس از وقوع تکانه می‌شود. این اثر در چهار دوره پس از وقوع تکانه به بالاترین حد خود می‌رسد. پس از ۱۰ دوره، نرخ رشد اعتبارات به سطح قبلی خود برمی‌گردد. سطح اعتبارات در بلندمدت به میزان ۶ درصد افزایش می‌یابد. می‌توان گفت کاهش بلندمدت نرخ بهره منجر به افزایش تقاضا برای اعتبارات و در نتیجه افزایش قیمت مسکن می‌شود.

نمودار (۵): اثرات تکانه وارد بر اعتبارات



نمودار (٦): اثرات تکانه وارد بر نرخ بهره حقیقی



۷- نتیجه‌گیری

این مقاله با تمرکز بر مفهوم شتاب‌دهنده مالی (توسعه‌یافته توسط برنانکه و گرتلر(۱۹۹۹)) به تحلیل همبستگی کوتاه‌مدت و بلندمدت بین قیمت مسکن و اعتبارات در ایران می‌پردازد. برای این منظور یک مدل تصحیح خطای برداری ساختاری طی دوره زمانی ۱۳۹۳:۴-۱۳۶۷:۱ طراحی شده است. متغیرهای تحقیق شامل قیمت حقیقی مسکن، تولید ناخالص داخلی حقیقی، تسهیلات اعطایی حقیقی بانک‌ها و موسسات اعتباری به بخش خصوصی، موجودی مسکن و نرخ بهره حقیقی است. برای تحلیل ارتباط متقابل بین قیمت‌های مسکن و اعتبارات در ابتدا یک مدل خود رگرسیون برداری(VAR) با دو وقفه برآورد شد.

گام بعدی در بررسی روابط بلندمدت، محاسبه تعداد بردارهای هم‌انباشتگی است. براساس آزمون اثر و ریشه‌های مشخصه چندجمله ای، دو بردار هم‌انباشتگی به‌دست آمد. در ادامه براساس نتایج به‌دست آمده از آزمون برون‌زایی ضعیف، دو متغیر تولید ناخالص داخلی حقیقی و موجودی مسکن برون‌زای ضعیف تشخیص داده شدند. با اعمال محدودیت‌های بیش از حد شناسایی روی بردارهای هم‌انباشتگی و با فرض برون‌زا بودن تولید ناخالص داخلی حقیقی و موجودی مسکن، دو رابطه بلندمدت برای قیمت‌های مسکن و اعتبارات به‌دست آمد.

در ادامه روابط کوتاه‌مدت بین متغیرها مورد بررسی واقع شد. برای برآورد مدل کوتاه‌مدت از روش FIML استفاده شد. ضریب تصحیح خطای قیمت مسکن دارای علامت مورد انتظار و معنادار بوده و نشان می‌دهد که در صورت انحراف قیمت حقیقی مسکن از مقادیرتعادلی بلندمدت خود به میزان ۱ درصد، قیمت حقیقی مسکن به میزان ۱۳ درصد کاهش یافته و به سمت مقدار تعادلی بلندمدت خود حرکت می‌کند در حالی که ضریب تعدیل قیمت حقیقی مسکن نسبت به تغییر میزان اعتبارات اندک است.

در معادله اعتبارات، ضریب تعدیل اعتبارات معنادار ودارای علامت مورد انتظار است. مقدار این ضریب نشانگر آن است که در صورت هر گونه انحراف اعتبارات از مقدار بلندمدت خود، مجدد این متغیر به سمت مقدار بلندمدت خود همگرا می‌شود. همچنین افزایش قیمت مسکن در دوره جاری، منجر به افزایش میزان اعتبارات در کوتاه‌مدت می‌شود که این اثر، تاییدی بر نقش وثیقه‌ای مسکن در رشد اعتبارات است. افزایش در موجودی مسکن در دوره جاری منجر به کاهش میزان اعتبارات می‌شود که این اثر ناشی از تاثیر کاهنده رشد موجودی مسکن بر قیمت مسکن است که در نهایت منجر به کاهش سطح اعتبارات می‌شود.

در معادله نرخ بهره حقیقی، اثر افزایش حجم اعتبارات حقیقی بر تغییر نرخ بهره معنادار و منفی است. همچنین ضریب جمله خطای اعتبارات، معنادار و دارای علامت مورد انتظار بوده و نشانگر آن است که نرخ بهره به عدم تعادل ایجاد شده در میزان اعتبارات واکنش نشان می‌دهد.

در پایان اثرات پویای تکانه‌های وارد بر قیمت مسکن، اعتبارات و نرخ بهره مورد بررسی واقع شد. یافته‌های تحقیق نشان می‌دهد که اثر یک تکانه مثبت برون‌زا بر نرخ

رشد قیمت مسکن به میزان یک درصد منجر به افزایش قیمت مسکن در یک دوره پس از وقوع تکانه می‌شود. پس از ۴ دوره، اثر این شوک از بین می‌رود. اثر این تکانه منجر به افزایش اعتبارات در همان دوره به دلیل اثر وثیقه‌ای مسکن می‌شود. همچنین نرخ بهره را به طور همزمان افزایش می‌دهد. در بلندمدت اثر تکانه بر نرخ رشد متغیرها از بین می‌رود، اما قیمت مسکن و اعتبارات هر یک به ترتیب به میزان ۸/۸ درصد و ۴ درصد بالاتر از سطوح قبلی خود قرار می‌گیرند. اثر تکانه اعتبارات بر خود این متغیر در همان دوره آشکار می‌شود، اما اثر آن بر قیمت مسکن با یک دوره وقفه نمایان شده و در بلندمدت منجر به افزایش قیمت مسکن می‌شود. این افزایش در قیمت مسکن از طریق بالا بردن ارزش دارایی منجر به افزایش اعتبارات شده و منجر به افزایش سطح بلندمدت اعتبارات می‌شود. اثر این تکانه بر نرخ بهره منجر به افزایش آن در همان دوره شده که پس از چند دوره اثر تکانه از بین رفته و در نهایت منجر به کاهش سطح بلندمدت نرخ بهره می‌شود. تکانه اعتبارات در بلندمدت منجر به افزایش ۶/۶ درصد در اعتبارات و قیمت مسکن و کاهش ۱/۳ درصد در نرخ بهره می‌شود.

تکانه وارد بر نرخ بهره در همان دوره باعث افزایش این متغیر می‌شود، اما پس از ۳ دوره این اثر از بین رفته و نرخ رشد این متغیر صفر می‌شود. اثر بلندمدت این تکانه بر نرخ بهره منجر به کاهش آن به میزان ۱/۳ درصد کمتر از سطوح قبلی می‌شود. این تکانه منجر به افزایش قیمت مسکن در دوره بعد می‌شود که این اثر پس از چند دوره از بین می‌رود. در بلندمدت قیمت مسکن به میزان ۱۴ درصد بالاتر از سطح اولیه خود قرار می‌گیرد. افزایش نرخ بهره در کوتاه‌مدت منجر به افزایش سطح اعتبارات در دوره پس از وقوع تکانه می‌شود. این افزایش پس از چند دوره از بین رفته و سطح اعتبارات در بلندمدت به میزان ۳/۳ درصد افزایش می‌یابد. با بررسی یافته‌های این‌مقاله می‌توان نتیجه‌گیری کرد که با وجود اینکه شواهدی از اثر وثیقه‌ای در بازار مسکن ایران قابل مشاهده است، اما این اثر در مقایسه با نقش وثیقه‌ای مسکن در کشورهای با بازارهای مالی و رهنی توسعه‌یافته محدود و اندک است.

منابع

الف- فارسی

خیابانی، ناصر (۱۳۸۲)، *الگوی کلان اقتصادی پویا برای ایران: رویکرد نوین اقتصاد سنجی*، چاپ اول، پژوهشکده پولی و بانکی بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

صباغ کرمانی، مجید، خالد احمدزاده و هادی موسوی نیک (۱۳۸۹)، «عوامل تعیین‌کننده قیمت مسکن با رویکرد روابط علیتی در مدل تصحیح خطای برداری: مطالعه موردی تهران»، *فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی*، ۱۰(۳۷)، صص ۲۹۳-۲۶۷.

عسگری، حشمت اله و علی چگنی (۱۳۸۶)، «تعیین عوامل موثر بر قیمت مسکن در مناطق شهری کشور به روش داده‌های تابلویی (طی سال‌های ۸۵-۷۰)»، *فصلنامه اقتصاد مسکن*، شماره ۴۰،صص ۳۶-۱۹.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و سمیرا بختیاری (۱۳۹۱)، «اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران»، *فصلنامه علمی-پژوهشی مطالعات اقتصادی کاربردی در ایران*، سال اول، شماره۳، پاییز۱۳۹۱، صص ۱۸۰-۱۶۱.

نصرالهی، خدیجه و اعظم آزادغلامی (۱۳۹۲)، «تحلیل تاثیر تسهیلات بانکی بر قیمت مسکن در کلان‌شهرهای ایران»، *فصلنامه روند*، سال بیستم، شماره‌های ۶۳ و ۶۴، صص ۳۸-۱۵.

ب- انگلیسی

Anundsen, A. and Jansen, E. (2013)و "Self-Reinforcing Effects between Housing Prices and Credit", *Journal of Housing Economics*, No:22(3), pp. 192-212 .

Ayuso, J. and Restoy ,F. (2007), "House prices and rents in Spain: Does the Discount Factor Matter?", *Journal of Housing Economics* ,No:16, 291–308.

Bernanke, B. and Gertler ,M. (1995), "Inside the Black box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission", *Journal of Economic Perspectives* ,No:9(4), pp. 27-48.

Brown, J. P. , Song, H. and McGillivray , A. (1997), "Forecasting UK House Prices: A Time Varying Coefficient Approach", *Economic Modeling*,No:14, PP. 529-548.

Case, K. , Quigley, J Shiller, R. (2001)" Comparing Wealth Effects: The Stock Market Versus the Housing Market*". NBER Working Paper Series*, No: 8606 .

Fair, Ray (1971), "Disequilibrium in Housing Models: Econometric Research Program", No:132, PP. 207-221

Favara,G. and Imbs, J. (2010), "Credit Supply and the Price of Housing (8129)", *Technical report*, C. E. P. R. Discussion Papers

Guerrieri, L. and Iacoviello, M. (2013), "Collateral Constraints and Macroeconomic Asymmetries", *International Finance Discussion Papers*, No: 1082

David F. Hendry, "Econometric Modelling of House Prices in the United Kingdom",In David F Hendry ed. , Kenneth F Wallis ed. (1984), *Econometrics and Quantitative Economics,* Oxford and New York: Blackwell .

Hendry, D. F. and Doornik , J. A. (1994), "Modeling Linear Dynamic Econometric Systems", *Scottish Journal of Political Economy*, No: 41,PP. 1-33.

Hendry, D. F. (1995), "On the Interactions of Unit Roots and Exogeneity", *Econometric Reviews*, Vol (14),PP. 383-419.

Hofmann, B. (2001), "The Determinants of Private Sector Credit in Industrialized Countries: Do Property Prices Matter?", *BIS Working Papers*, No:108.

Johansen, S. and Juselius, K. (1992), "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics* ,vol(53),PP. 211-244.

Johansen, S. and Juselius, K. (1994), "Dentification of the Long-run and the Short-run Structure an Application to the ISLM Model", *Journal of econometrics,* No: 63(1).

Juselius, K. (2006), The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications, Oxford University Press.

Justiniano, A., Primiceri, G. and Tambalotti ,A. (2015), "Credit Supply and the Housing Boom", *Staff Report*, Federal Reserve Bank of New York, No: 709, PP. 7-10.

Ketchum, Marshall D. (1954), "Forecasting Capital Formation in Residential Housing", *The Journal of business*, 27(1) ,PP. 32-40.

Khiabani. (2015), "Oil Inflows and Housing Market Fluctuations in an Oil-exporting Country: Evidence from Iran", *Journal of Housing Economics*, vol. 30, PP. 59-76.

Kiyotaki,N. and Moore ,J. (1997), "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 2, PP. 240-245.

Kiyotaki, N. , Michaelides, A. and Nikolov, K. (2011), "Winners and Losers in Housing Markets", *Journal of Money, credit and banking*,vol. 43,No. 2-3,PP. 255-296.

Meen, G. (1989), "The Ending of Mortgage Rationing and its Effects on the Housing Market: A Simulation Study", *Urban Studies*, No:26,PP. 240-52.

Meen, G. (2001), *Modeling Spatial Housing Markets: Theory, Analysis and Policy,* Kluwer Academic Publishers .

Meen, G. (2005), "On the Economics of the Barker Review of Housing Supply", *Housing studies*, 20(6), PP. 949-971

Monacelli,T, T. (2009), "New Keynesian Models, Durable Goods, and Collateral Constraints", *Journal of Monetary Economics,* 56(2), PP. 242-254.

Poterba, JM (1984), "Tax Subsidies to Owner-occupied Housing: An Asset-market Approach", *The quarterly journal of economics*, Vol: 99, No: 4, PP. 729-752.

Lacoviello, M. (2005), "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review*, 95(3), PP. 739-764.

Leamer, Edward (2007), "Housing is the Business Cycle", NBER Working Paper, No. 13428. PP. 150-153.

Loutskina,E. and Strahan, P. (2014), "Financial Integration, Housing and Economic Volatility", Boston College, *Wharton Financial Institutions Center & NBER*, PP. 28-32.

Rampini A. and Viswanathan, S. (2010), "Collateral, Risk Management, and the Distribution of Debt Capacity", *the Journal of Finance* ,65(6), PP. 21-24.

Shen, c., Y, Hsien Lee, M. and Wuand N. Guo (2016), "Does Housing Boom Lead to Credit Boom or is it the Other way Around? The Case of China", *International Review of Economics and Finance*, Vol. (42),PP. 349-367.

Turk, R. (2015), "Housing Price and Household debt Interaction in Sweden", IMF working paper, 15/276.

Valverde, S and Fernandez, F. (2010), "The Relationship between Mortgage Markets and House Prices: Does Financial Instability Make the Difference?", CenFIS Working Paper, No:10-02, PP. 3-6.