ارتباط بلند مدت بازار مسکن و تورم در ایران

علی‌اکبر قلی‌زاده[1]
عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

تاریخ دریافت: ۸۸/۱۲/۱۶
تاریخ تأیید: ۸۹/۰۳/۳۱

بهناز کمیاب[2]
دانشجوی دکترای اقتصاد دانشگاه بوعلی سینا

چکیده

در کشورهایی که بخش مسکن از نوسان بالایی برخوردار است، سیاستگذاران با چالش‌های فشار تورمی مواجه‌اند و همزمان به دنبال حداقل رساندن اثرات تورمی هستند. اینکه نوسانات بخش مسکن منجر به نوسان شدید در سطح قیمت کالاها و خدمات خواهد شد و یا اینکه تورم، شوک‌های ادواری قیمت و اجاره مسکن را بدنبال دارد، موضوع بسیار مهم در نظریه‌های اقتصاد مسکن به شمار می‌رود. نظر به اهمیت بخش مسکن در ابعاد تولید، سرمایه‌گذاری، تورم و توزیع درآمد، عدم توجه به ارتباط نوسانات بخش مسکن و نوسانات اقتصادی، دولت و بانک مرکزی را در رسیدن به وظیفه تثبیت اقتصادی و تحقق اهداف اقتصاد کلان ناکام خواهد گذاشت. ارتباط تورم و بخش مسکن به عنوان یکی از بحث‌های مهم مطرح است چرا که این نوسانات بخش مسکن نه تنها محیط اقتصادی را متأثر می‌سازند، بلکه ثبات سیستم مالی را هم تحت تأثیر قرار می‌دهند. در این مطالعه با بکارگیری مدل استیونسن (۲۰۰۰) و استفاده از روش‌های متداول اقتصادسنجی، روابط بین متغیرها در دوره زمانی ۱۳۸۷:۲-۱۳۷۳:۱ استخراج و تجزیه و تحلیل می‌شود. در این مطالعه از مدل‌های OLS و آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجر استفاده می‌شود. هدف آن است ضمن تحلیل اثر کلی تورم بر بخش مسکن، اثرات تورم انتظاری و تورم غیر انتظاری به تفکیک تجزیه و تحلیل و بررسی شود. نتایج نشان می‌دهد تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر اجاره واقعی مسکونی دارد و دارای کشش بالایی است. همچنین تأثیر تورم انتظاری بر اجاره مسکن بیشتر از تورم غیر انتظاری است. به عبارت دیگر مالکان مسکن در افزایش اجاره‌ها، انتظارات تورمی را نیز دخالت داده و این عامل بیشتر از تورم غیرانتظاری برای آن‌ها اهمیت دارد. همچنین آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسون و انگل - گرنجر ارتباط بلند مدت میان این متغیرها را تأیید می‌کنند. علاوه بر آن نتایج آزمون علیت گرنجر نشان می‌دهد، علیت یک طرفه‌ای از سوی انتظارات تورمی به اجاره واقعی مسکن وجود دارد.

واژگان کلیدی: تورم، بازار مسکن، روش حداقل مربعات معمولی، آزمون هم‌انباشتگی، علیت گرنجر
طبقه‌بندی موضوعی: E31,R31,C10

---

1. Email: a.gholizadeh@basu.ac.ir
2. Email: kamyab213@yahoo.com

مقدمه

اهمیت ثبات قیمت‌ها در توسعه اقتصادی کشورهای در حال توسعه توسط بسیاری از برنامه‌ریزان و سیاستگذاران اقتصادی مورد تأکید قرار گرفته، بدلیل آنکه تورم در این کشورها تهدیدی جدی بر علیه نظام اقتصادی و سیاسی تلقی می‌شود. هدف مهم برنامه‌های توسعه بخش مسکن در ایران دستیابی به رشد اقتصادی شتابان همراه با تثبیت قیمت‌ها بوده است اما رشد قابل توجه قیمت‌ها و بالا بودن سطح تورم به یکی از مهم‌ترین اهرم‌های فشار برای اقتصاد ایران تبدیل شده است. رشد مستمر و شتابان سطح قیمت‌ها در اقتصاد ایران از سال‌های اولیه دهه پنجاه، همراه با افزایش چشمگیر درآمدهای نفتی کشور آغاز شده و تا امروز نیز ادامه دارد و به یکی از حادترین مشکلات اقتصادی و اجتماعی ایران تبدیل گردیده است.

نوسانات متغیرهای اقتصادی و به ویژه نوسان بازار دارایی‌ها، پدیده متداول در اغلب کشورها به شمار می رود، به طوری که اقتصاد گاهی به اوج و زمانی به نقطه حضیض می‌رسد. اهمیت روزافزون بازار دارایی‌های در اقتصاد یک کشور، بررسی مداوم این بازار را ضروری می‌سازد. یکی از اجزای مهم بازار دارایی‌ها، بازار مسکن است. در سال‌های اخیر، بازار مسکن همواره با نوسانات سوداگرانه مواجه بوده است و همین موضوع اهمیّت نظارت، سیاستگذاری و کنترل بازار مسکن را مضاعف می‌سازد.

کشورهایی که بخش مسکن از نوسان بالایی برخوردارند، بانک مرکزی و دولت با چالش‌های فشار تورم مواجهند و همزمان به دنبال حداقل رساندن اثرات تورمی هستند. تشکیل، انبساط و فروپاشی حباب‌های قیمتی و نوسان بازار مسکن منجر به نوسان شدید سطح قیمت کالاها و خدمات خواهد شد. عدم توجه به ارتباط نوسانات بخش مسکن و نوسانات اقتصادی، دولت و بانک مرکزی را در رسیدن به وظیفه تثبیت اقتصادی ناکام خواهد گذاشت. وجود نوسانات در بازارهای مختلف یکی از نظریه‌های جدید در حیطه اقتصاد کلان بوده که به دلیل اختلال در فرآیند جاری اطلاعات صحیح در بازار پدید آمده و نادیده گرفتن این عامل، هزینه‌های سنگینی بر اقتصاد ملی تحمیل خواهد کرد. بنابراین اثرات تورم بر بازار مسکن به عنوان یکی از بحث‌های مهم است چرا که نوسانات بازار مسکن نه تنها محیط اقتصادی را متأثر می‌سازند، بلکه ثبات سیستم مالی را هم تحت تأثیر قرار می‌دهند. از این رو سیاستگذاران باید به آن توجه کنند و شاخص‌های اقتصاد کلان را بهبود بخشند.

قیمت و اجاره مسکن می‌تواند تحت تأثیر انتظارات تورمی قرار گیرد و یا اینکه بر آن مؤثر واقع شود. افزایش ثروت از طریق بالا رفتن قیمت می‌تواند انتظارات تورمی را بدنبال داشته باشد. خانوارها با احساس افزایش ثروت از طریق بالا رفتن قیمت مسکن، مصرف خود را بالا می‌برند. بنابراین اگر افزایش عرضه به دلیل محدودیت‌ها و تنگناهای اقتصادی پاسخگوی افزایش تقاضا نباشد، فشارهای

تورمی تشدید می‌شود. افزایش قیمت مسکن به سرعت انتظارات تورمی را در بخش خصوصی بالا می‌برد که در پی تشدید تورم واقعی حاصل می‌شود. در نهایت افزایش قیمت مسکن می‌تواند علامتی به بانک مرکزی ارائه دهد که بخش خصوصی در انتظار تورم بالاتر است. این اطلاعات ممکن است بر انتظارات بانک مرکزی از تورم آینده اثر بگذارد. هنگامی که قیمت مسکن واقعی افزایش می‌یابد و به موجب آن مخارج مصرفی افزایش یافته و تقاضای کل افزایش می‌یابد، فشارهای تورمی تشدیدخواهد شد. در نتیجه هزینه‌های زندگی افزایش یافته و در افزایش سطح قیمت انعکاس می‌یابد. هنگامی که قیمت مسکن واقعی افزایش می‌یابد، ارزش وثیقه‌ای افزایش می‌یابد و با افزایش قیمت دارایی‌ها، عرضه اعتبارات افزایش یافته و نرخ بهره کم می‌شود (Demary and Markus, 2009).

از سوی دیگر ارتقاء انتظارات تورمی می‌تواند این احساس را در تولیدکننده و مصرف کننده مسکن بوجود بیاورد که قیمت مسکن در آینده افزایش خواهد یافت و عکس‌العمل آن‌ها موجب افزایش قیمت مسکن و تشدید آن خواهد شد. زیرا مصرف کنندگان به منظور جلوگیری از زیان افزایش قیمت سریع‌تر اقدام به خرید مسکن می‌کند و تولیدکننده به منظور به دست آوردن سود بیشتر تلاش می‌کند با تأخیر در زمان فروش در دوره اوج‌گیری قیمت مسکن از سود بیشتری برخوردار شوند و باید توجه داشت افراد دارای قیمت انتظاری متفاوتی هستند.

۱- مروری بر مطالعات انجام شده

استیونسن[1] (۲۰۰۰) ارتباط میان شاخص‌های مختلف تورم و بخش مسکن را در ۱۱ بازار منطقه‌ای و بازار ملی انگلستان طی دوره (۱۹۹۷-۱۹۶۸) و با استفاده از از مدل‌های OLS، هم‌انباشتگی و علیت گرنجر مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهد. این مطالعه ابتدا ارتباط میان بازار مسکن و تورم کل و سپس ارتباط میان بازار مسکن و تورم انتظاری و غیر انتظاری را بررسی می‌کند. نتایج نشان می‌دهد این مدل شواهد قوی در خصوص اثرگذاری شاخص‌های تورم بر بازدهی مسکن ارائه نمی‌دهد. سپس ارتباط بلند مدت را از طریق آزمون‌های هم‌انباشتگی و در آخر از علیت گرنجر ارتباط دوطرفه میان این دو متغیر بررسی می‌کند. آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجر بر ارتباط بلند مدت میان تورم و بازار مسکن تأکید بیشتر دارد و حاکی از وجود ارتباط بلند مدت میان این دو متغیر است.

اناری و کلاری[2] (۲۰۰۲) اثرات بلند مدت تورم را بر سهام خانوار با تحلیل ارتباط قیمت مسکن و قیمت کالا و خدمات مصرف کننده بررسی می‌کنند. از آنجایی که محاسبه بازده کل مسکن

1. Stevenson
2. Anari and Kolari

دشوار است، در این مطالعه از قیمت مسکن به عنوان شاخصی برای بازده استفاده شده است. این بررسی از روش ARDL طی دوره (۲۰۰۰-۱۹۷۴) استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که قیمت مسکن ضربه‌گیر تورمی با ثبات در بلند مدت است.

برونمیر و جولیارد[1] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای ارتباط میان تورم و حباب قیمت مسکن را بررسی می‌کنند. برای این بررسی از روش VAR برای دو کشور آمریکا و انگلستان طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۶۶) استفاده می‌کنند. از شاخص نسبت قیمت به اجاره به عنوان معیار اندازه‌گیری حباب مسکن استفاده می‌کنند. نتایج نشان می‌دهد که همبستگی منفی میان قیمت به اجاره با تورم و نرخ بهره اسمی وجود دارد و کاهش تورم و نرخ بهره اسمی سهم بالایی از تغییرات حباب قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. نتایج مطالعه نشان داده است تغییرات تورم عامل اساسی نوسان و حباب مسکن می‌باشد. همچنین کاهش نرخ تورم به قیمت مسکن اصابت می‌کند و سبب شکل‌گیری توهم پولی در بازار مسکن می‌شود و اینکه افراد واحد مسکونی را اجاره کنند و یا اینکه از طریق خرید مسکن سرپناه را تأمین نمایند و مقایسه اقساط و اجاره این مشکل را بوجود می‌آورد. تخمین کمتر از حد هزینه اقساط وام مسکن در آینده موجب می‌شود مصرف کنندگان به خرید مسکن روی آورند و فشار بر بازار مسکن وارد می‌شود و قیمت ها بالا می‌رود. برای بررسی اثر تورم بر قیمت مسکن از طریق توهم پولی در بازار مسکن، در ابتدا جزء تغییرات انتظاری را ناشی از عوامل زیربنایی مثل تغییر هزینه زمین و مصالح را از کل تغییرات قیمت مسکن تفکیک می‌کنند .نتایج نشان داده است تورم و نرخ بهره بخش قابل ملاحظه‌ای از تغییرات بلند مدت قیمت غیر بنیادی مسکن را توضیح می‌دهند. بخش قابل توجهی از افزایش قیمت مسکن در دهه ۱۹۹۰ در امریکا ناشی از کاهش نرخ بهره بوده است.

پادیلا[2] (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای اثرات قیمت نفت، اشتغال، نرخ ارز و نرخ بهره را بر قیمت و اجاره مسکن در کانادا بررسی کرده است. همچنین زمان وقفه بین این متغیرها را تعیین می‌کند. دوره مورد مطالعه سال‌های (۲۰۰۴-۱۹۷۸) بوده و به روش OLS این بررسی انجام شده است. نتایج حاکی از آن است که قیمت نفت واقعی، نرخ ارز، اشتغال و نرخ بهره بیش از ۹۸ درصد تغییرات در قیمت مسکن را توضیح می‌دهند. قیمت نفت با ۷ وقفه فصلی بر قیمت و اجاره مسکن اثر مثبت می‌گذارد. نرخ ارز با ۴ وقفه فصلی بر قیمت و اجاره مسکن اثر مستقیم و منفی و معنی‌داری دارد. اشتغال نیز اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت و اجاره مسکن دارد. نرخ بهره با ۱۰ وقفه فصلی بر قیمت مسکن اثر منفی و معنی‌داری دارد اما بر اجاره مسکن اثری ندارد.

1. Brunnermeier and Julliard
2. Padilla

هین لی و لین جی[1] (۲۰۰۸) در مطالعه‌ای ارتباط تورم را با بازدهی مسکن در شانگهای چین طی دوره (۲۰۰۵-۱۹۹۷) بررسی کرده و مدل فاما و شورات[2] (۱۹۷۷) را بسط می‌دهد. از مدل‌های OLS و آزمون‌های علیت گرنجر و ECM برای بررسی این ارتباط استفاده می‌کند. ابتدا اثر تورم و سپس اثر تورم انتظاری و غیر انتظاری را بر بازدهی مسکن بررسی می‌کند. از مدل ARIMA برای تفکیک تورم استفاده می‌کند. نتایج معادلات رگرسیونی نشان می‌دهد که تورم تنها نسبت کمی از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. بنابراین در کوتاه مدت عدم تعادل از عرضه و تقاضا می‌تواند اثر بزرگ‌تری بر بازدهی مسکن نسبت به تورم داشته باشد. تحلیل‌های بلند مدت نشان می‌دهد که املاک در شانگهای می‌تواند حصار بزرگی در برابر تورم باشد. نتایج ECM حاکی از آن است که نرخ بازده مسکونی و تورم کل ارتباط هم‌انباشتگی با هم دارند و وجود رابطه بلند مدت میان آن‌ها را تأیید می‌کند. نتایج علیت گرنجر نیز نشان می‌دهد که بازدهی مسکن علیت گرنجر تورم می‌باشد.

دماری و مارکوس[3] (۲۰۰۹) در مطالعه‌ای ارتباط میان قیمت واقعی مسکن و متغیرهای کلیدی اقتصاد کلان مانند تورم، تولید و نرخ بهره را برای ده کشور OECD با کاربرد روش PVAR با داده‌های فصلی سال‌های (۲۰۰۵-۱۹۷۰) تحلیل می‌کنند. سیاست پولی انقباضی، قیمت واقعی مسکن را کاهش می‌دهد، به علت اینکه نرخ بهره بالا هزینه تأمین مالی پروژه‌های مسکن را افزایش داده و به موجب آن تقاضای مسکن کم می‌شود. شواهد تجربی نیز این نتایج تأیید می‌کند که شوک سیاست پولی، قیمت واقعی مسکن را در ده کشور منتخب کاهش می‌دهد.

نتایج تابع واکنش ضربه‌ای نشان می‌دهد که شوک تورمی، قیمت واقعی مسکن را در اسپانیا و دانمارک افزایش داده و در هشت کشور دیگر، قیمت مسکن برخلاف انتظار کاهش می‌یابد. همچنین در ژاپن و اسپانیا تورم علیت گرنجر قیمت مسکن می‌باشد. اگر قیمت‌ها افزایش یابند، مقامات پولی باید به آن با افزایش نرخ بهره واکنش دهند و به موجب آن هزینه تأمین پروژه‌های مسکن افزایش می‌یابد. نتایج تابع واکنش ضربه‌ای نشان می‌دهد که بعد از شوک تورمی، نرخ بهره افزایش یافته و در نتیجه قیمت مسکن کاهش می‌یابد. همچنین قیمت واقعی مسکن بعد از شوک تولید در نُه کشور منتخب افزایش می‌یابد.

افزایش قیمت واقعی مسکن منجر به افزایش ثروت خالص خانوارها شده و همچنین باعث افزایش مخارج مصرفی می‌شود. در نتیجه تقاضای کل را تشویق می‌کند. تشویق تقاضای کل منجر به افزایش فشارهای تورمی و تولید شده که در نتیجه بانک مرکزی با سیاست پولی انقباضی به آن واکنش نشان می‌دهد. همچنین قیمت مسکن علیت گرنجر تولید در نیمی از این کشورها می‌باشد. نتایج تابع

1. Hin Li and Lin Ge
2. Fama and Schwert
3. Demary and Markus

واکنش ضربه‌ای، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها را در همه این کشورها بعد از شوک تقاضای مسکن تأیید می‌کند. همچنین در هفت کشور از این ده کشور منتخب، شوک تقاضای مسکن، موجب افزایش تولید و تورم شده است. بانک مرکزی با افزایش حجم پول به شوک‌ها واکنش می‌دهد.

به طور کلی این شواهد نشان می‌دهد که قیمت مسکن عنصر مهمی در کارکرد متغیرهای اقتصاد کلان می‌باشد. در داخل کشور، مطالعه‌ای در خصوص ارتباط تورم و قیمت و یا بازدهی مسکن گزارش نشده است اما در ادامه برخی از مطالعات در خصوص قیمت مسکن گزارش می‌شود.

جعفری صمیمی، علمی و هادی زاده (۱۳۸۶) در مقاله‌ای به بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران می‌پردازند. در این مقاله از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، حجم پول و نرخ تورم به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده گردید. برآورد مدل با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۷۳ تا ۱۳۸۴ اقتصاد ایران و با بکارگیری مدل ARDL با وقفه‌های گسترده انجام شد. نتایج بیانگر این است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند.

قلی زاده (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای رویکردهای مختلف تعریف حباب و اندازه‌گیری و پیش‌بینی شکل‌گیری آن را مدنظر قرار داده و در تخمین مدل‌ها مورد استفاده قرار داده است. برای اندازه‌گیری حباب از سه روش؛ تفکیک قیمت به جزء بنیادی و غیر بنیادی، شاخص نسبت قیمت به اجاره و انجراف معیار متحرک قیمت مسکن استفاده کرده است. در روش جزء بنیادی بعد از تخمین مدل قیمت مسکن، جزء پسماند تخمین مدل به عنوان جزء غیربنیادی یا همان حباب در نظر گرفته شده و سپس بررسی‌های لازم انجام شده است.

از روش الگوی خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) برای این بررسی استفاده کرده است و با پیش‌بینی به این روش شکل‌گیری حباب مسکن را در نقاط شهری کشور و در دوره‌های مختلف تأیید کرده است که نشان دهنده متفاوت بودن شکل‌گیری حباب در دوره‌های مختلف است. همچنین سهم عوامل غیربنیادی در تعیین قیمت مسکن معادل ۱۶ درصد پیش‌بینی شده است. حباب عموماً موضوعی کوتاه مدت است و در بلند مدت جزء بنیادی تعیین کننده قیمت مسکن است.

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای با ارائه مدل اقتصادی ضرورت و نوع واکنش مناسب بانک مرکزی نسبت به حباب قیمت مسکن در ایران تجزیه و تحلیل می‌کنند. در این مطالعه از الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده (ARDL) به منظور برآورد مدل با داده‌های فصلی ایران طی سال‌های (۱۳۸۵-۱۳۷۱) استفاده شده است. به این منظور پس از تخمین مدل

حباب قیمت مسکن، به حداقل رساندن تابع زیان بانک مرکزی با استفاده از سه قاعده سیاست پولی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. در قاعده اول قیمت مسکن در تابع واکنش بانک مرکزی وارد نمی‌شود. قاعده دوم قیمت مسکن را وارد تابع واکنش بانک مرکزی می‌سازد و در قاعده سوم، سیاست پولی به اجزای غیر بنیادی قیمت مسکن که همان حباب‌ها هستند واکنش نشان می‌دهد. سازوکار به حداقل رساندن تابع زیان بانک مرکزی، بهینه بودن واکنش یا عدم واکنش و در عین حال متغیر قیمتی که واکنش نسبت به آن تابع زیان به حداقل می‌شود تعیین می‌گردد. نتایج نشان می‌دهد که سیاست‌های پولی سهم قابل توجهی از نوسانات قیمت مسکن و شکل‌گیری حباب را به خود اختصاص داده است. از این رو مؤثرترین روش کنترل حباب قیمت مسکن بکارگیری سیاست پولی مناسب و تنظیم قواعد سیاست پولی بر مبنای واکنش بهینه نسبت به نوسان قیمت مسکن است. نتایج تخمین حکایت از آن دارد لحاظ قیمت مسکن در قواعد سیاست پولی تابع زیان بانک مرکزی را به حداقل می‌رساند.

عاشری (۱۳۸۸) در مطالعه‌ای «تحلیل و تبیین حباب قیمت مسکن در شهر تهران» را مورد بررسی قرار داده است. در این مطالعه با استفاده از داده‌های قیمت مسکن وجود حباب در شهر تهران آزمون و ارزیابی شده است. در مدل اول قیمت مسکن تابع شاخص سهام، نرخ ارز، تورم و نقدینگی بوده و در مدل دوم اثر حباب را بر قیمت مسکن بررسی می‌کند. بعد از تخمین معادله قیمت مسکن به روش ARDL، اجزای پسماند معادله قیمت را به عنوان حباب در نظر گرفته و شکل‌گیری حباب را در تهران در دوره (۱۳۸۵-۱۳۷۰) بررسی می‌کند. هر دو مدل شکل‌گیری حباب در سال ۱۳۸۵ را تأیید نموده و نشان می‌دهد که حباب از عوامل مهم تعیین کننده قیمت مسکن در تهران می‌باشد.

۲- تصریح مدل و روش برآورد مدل

این مطالعه مبتنی بر روش‌شناسی استیونسن[1] (۲۰۰۰) می‌باشد. مدل مورد استفاده در این مطالعه مشتمل بر چهار بخش است. ابتدا اثر تورم بر بازار مسکن بررسی می‌شود. از این رو مدل کاربردی در این مطالعه براساس مطالعه استیونسن و با روش OLS می‌تواند به شرح زیر نوشته شود:

$$R_{jt} = \alpha_t + \beta_j \Delta_t + \varepsilon_{jt} \qquad (۱)$$

R_{jt}: اجاره واقعی مسکن، Δ_t: تورم.

1. Stevenson

مدل دوم براساس مطالعه استیونسن (۲۰۰۰) است که بر مبنای روش‌شناسی فاما و شوارت[1] (۱۹۷۷) و فیشر[2] (۱۹۳۰)، تورم را به دو جزء تورم انتظاری و تورم غیر انتظاری تفکیک کرد و می‌تواند به شرح ذیل نوشته شود:

$$R_{jt} = \alpha_t + \beta_j E(\Delta_t | \varphi_{t-1}) + \gamma_j [\Delta_t - E(\Delta_t | \varphi_{t-1})] + \eta_{jt} \qquad (۲)$$

که در آن: $E(\Delta_t / \varphi_{t-1})$: انتظارات تورمی، $[\Delta_t - E(\Delta_t | \varphi_{t-1})]$: انتظارات غیر تورمی. برای محاسبه انتظارات تورمی در این مطالعه از سه شاخص استفاده می‌شود؛ شاخص اول بر اساس مطالعه فاما و شوارت، نرخ بهره کوتاه مدت با وقفه می‌باشد. شاخص دوم و سوم مطابق مطالعه استیونسن مدل ARIMA می‌باشد که در مطالعه حاضر از ARIMA(2,1,3) و اتو رگرسیو مرتبه اول استفاده شده است.

بر اساس مدل ARIMA تورم انتظاری و غیرانتظاری با استفاده از مدل زیر به دست می‌آید:

$$\Delta_t = \alpha + \beta E(\Delta_t) + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

Δ_t: تورم، $E(\Delta_t)$: تورم انتظاری، ε_t: تورم غیر انتظاری.

در مرحله سوم با استفاده از آزمون هم‌انباشتگی انگل - گرنجر وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای مدل (۱) و (۲) بررسی می‌شود. انگل و گرنجر (۱۹۸۷) یک روشی را برای مدل‌سازی فرآیندهای هم‌انباشته ارائه کرده‌اند. در این روش برای پی بردن به این مطلب که متغیرهای موجود در مدل هم‌انباشته‌اند، استفاده از روش دوربین - واتسن رگرسیون هم‌انباشتگی است. در این آزمون فرضیه صفر ناپایایی جملات پسماند رگرسیون و فرضیه مقابل پایایی جملات اختلال می‌باشد. روش انجام این آزمون به این صورت است که از کمیت آماره دوربین واتسن مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی، برای آزمون اینکه دوربین - واتسن برابر با صفر است استفاده می‌شود. فرضیه‌های صفر و مقابل به صورت زیر قبل بیان است:

H_0=DW=0
H_1=DW>0

کمیت‌های بحرانی مربوط به این آزمون توسط سارگان و بارگاوا[3] محاسبه شده است. بر اساس این آزمون نتیجه زیر قابل استخراج است:

اگر کمیت آماره دوربین - واتسن مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی بزرگ‌تر از مقادیر بحرانی باشد، فرضیه صفر مبنی بر ناپایا بودن جملات اختلال رد می‌شود و بر این اساس می‌توان نتیجه گرفت متغیرهای الگو هم انباشته‌اند (به عبارتی رابطه تعادلی بین آن‌ها در بلند مدت برقرار است).

در مرحله آخر با استفاده از آزمون علیت گرنجر ارتباط بین متغیر تورم و متغیرهای بازار مسکن بررسی می‌شود.

1. Fama and Schwert
2. Fisher
3. Sargan and Bhargava

۳- توضیح داده‌های آماری

در این تحقیق برای بررسی تأثیر تورم بر اجاره مسکن به داده‌های آماری سری زمانی اجاره مسکن، نرخ بهره کوتاه مدت، شاخص قیمت مصرف کننده (CPI)، شاخص قیمت تولید کننده (PPI) نیاز است. متغیر اجاره مسکونی براساس شاخص قیمت مصرف کننده CPI تعدیل گردیده است. منابع داده‌های مربوط به اجاره واحد مسکونی، مرکز آمار ایران می‌باشد که تبدیل به داده‌های فصلی شده است (قلی‌زاده و کمیاب ۱۳۸۸a). داده‌های مربوط به شاخص‌های تورم از بانک مرکزی ایران به دست آمده است. دوره مورد بررسی در این مطالعه از (۱۳۸۷-۱۳۷۳) به صورت داده‌های فصلی می‌باشد.

۴- برآورد مدل و تحلیل نتایج

در این بخش ابتدا آزمون علیت گرنجر و سپس آزمون ریشه واحد و هم‌انباشتگی میان متغیرها بررسی می‌شود و سپس ارتباط متغیرهای تورم و بازار مسکن با روش‌ها و آزمون‌های مختلف بررسی می‌شود. فروض کلاسیک شامل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی و خطای تصریح نیز برای تمامی مدل‌های برآوردی در این مطالعه آزمون شد که همگی حاکی از عدم نقض فروض اساسی رگرسیون در مدل برآوردی می‌باشد.

۴-۱- آزمون علیت گرنجر

بخش اول به آزمون علیت گرنجر اختصاص دارد. این آزمون این مسئله را بررسی می‌کند که آیا مسکن علیت گرنجر تورم است یا برعکس.

$$I_t = \sum_{i=1}^{l} \alpha_{2i} R_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_{2i} I_{t-i} + \gamma_2 E_{t-1} + \varepsilon_{2t} \qquad (۴)$$

$$R_t = \sum_{i=1}^{l} \alpha_{1i} R_{t-i} + \sum_{i=1}^{l} \beta_{1i} I_{t-i} + \gamma_1 E_{t-1} + \varepsilon_{1t} \qquad (۵)$$

R و I به ترتیب متغیر بازار مسکن و شاخص‌های تورم است. محدودیت معادلات تنها ارزش تأخیری متغیرهای وابسته است. واژه سوم در معادلات جمله اخلال مدل است و هنگامی که بین متغیرهای مدل رابطه هم‌انباشتگی وجود داشته باشد باید وجود داشته باشد (انگل و گرنجر، ۱۹۸۷). برای آزمون علیت گرنجر ارزیابی‌ها براساس آماره F با تخمین معادلات (۴) و (۵) انجام می‌شود، آماره F عبارت است از:

$$F = \frac{SSE_C - SSE_U / m}{SSE_U / (T - 2m - 1)} \approx \chi^2{}_m \qquad (۶)$$

SSE_C: مجموع مجذور پسماندهای مدل مقید است، SSE_U: مجموع مجذور پسماندهای مدل نامقید است، T: کل مشاهدات، m: تعداد وقفه‌ها می‌باشد. براساس آماره شوارتز وقفه دو برای آزمون علیت گرنجر تعیین می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۱) و (۲) آمده است؛ نتایج جدول (۱) حاکی از آن است که یک ارتباط دو طرفه میان تورم و اجاره واقعی مسکن وجود دارد. این ارتباط دو طرفه با مطالعه استیونسن (۲۰۰۰) سازگار می‌باشد.

جدول(۱): نتایج علیت گرنجر برای تورم کل

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
CPI علیت گرنجر اجاره نیست.	۵/۹۰	۰/۰۰۴
اجاره علیت گرنجر CPI نیست.	۷/۶۳	۰/۰۰۱
PPI علیت گرنجر اجاره نیست.	۴/۸۲	۰/۰۱
اجاره علیت گرنجر PPI نیست.	۷/۲۰	۰/۰۰۱

مأخذ: محاسبات تحقیق با نرم افزار eviews6

جدول (۲): نتایج علیت گرنجر برای تورم انتظاری و غیر انتظاری

فرضیه صفر	آماره F	احتمال
CPI انتظاری (۲) علیت گرنجر اجاره نیست.	۳/۷۴	۰/۰۲
اجاره علیت گرنجر CPI انتظاری (۲) نیست.	۰/۹۹	۰/۳۷
CPI انتظاری (۳) علیت گرنجر اجاره نیست.	۳/۹۶	۰/۰۲
اجاره علیت گرنجر CPI انتظاری (۳) نیست.	۰/۷۲	۰/۴۸
CPI غیر انتظاری (۱) علیت گرنجر اجاره نیست.	۰/۹۹	۰/۳۷
اجاره علیت گرنجر CPI غیر انتظاری (۱) نیست.	۴/۶۲	۰/۰۱
CPI غیر انتظاری (۲) علیت گرنجر اجاره نیست.	۱/۷۶	۰/۱۷
اجاره علیت گرنجر CPI غیر انتظاری (۲) نیست.	۵/۷۲	۰/۰۰۵
CPI غیر انتظاری (۳) علیت گرنجر اجاره نیست.	۱/۳۸	۰/۲۵
اجاره علیت گرنجر CPI غیر انتظاری (۳) نیست.	۵/۳۰	۰/۰۰۷
PPI انتظاری (۱) علیت گرنجر اجاره نیست.	۱/۰۰۹	۰/۳۷
اجاره علیت گرنجر PPI انتظاری (۱) نیست.	۰/۷۶	۰/۴۷
PPI انتظاری (۲) علیت گرنجر اجاره نیست.	۳/۷۷	۰/۰۲
اجاره علیت گرنجر PPI انتظاری (۲) نیست.	۲/۳۸	۰/۱۰
PPI انتظاری (۳) علیت گرنجر اجاره نیست.	۴/۰۸	۰/۰۲
اجاره علیت گرنجر PPI انتظاری (۳) نیست.	۲/۲۷	۰/۱۱
PPI غیر انتظاری (۱) علیت گرنجر اجاره نیست.	۰/۹۸	۰/۳۸
اجاره علیت گرنجر PPI غیر انتظاری (۱) نیست.	۴/۳۲	۰/۰۱
PPI غیر انتظاری (۲) علیت گرنجر اجاره نیست.	۱/۱۸	۰/۳۱
اجاره علیت گرنجر PPI غیر انتظاری (۲) نیست.	۴/۹۵	۰/۰۱
PPI غیر انتظاری (۳) علیت گرنجر اجاره نیست.	۲/۳۸	۰/۱۰
اجاره علیت گرنجر PPI غیر انتظاری (۳) نیست.	۳/۷۴	۰/۰۲

(۱) معیار اول تفکیک تورم (نرخ بهره باوقفه)

(۲) معیار دوم تفکیک تورم ((ar(1))

(۳) معیار سوم تفکیک تورم (ARIMA)

مأخذ: محاسبات تحقیق با نرم افزار eviews6

جدول (۲) نتایج آزمون علیت گرنجر را برای تورم انتظاری و غیر انتظاری با اجاره را نشان می‌دهد. با در نظر گرفتن هر دو شاخص قیمت مصرف کننده و تولید کننده، می‌توان گفت که تورم انتظاری علیت گرنجر اجاره واقعی مسکن می‌باشد و این در حالی است که تورم غیرانتظاری اثر چندانی بر اجاره نداشته و علیت یک طرفه از طرف اجاره به تورم غیر انتظاری وجود دارد. از این رو می‌توان گفت که تغییرات تورم انتظاری عامل مهمی در تغییرات اجاره واقعی مسکونی می‌باشد و این مسئله با تخمین‌های OLS در بخش بعدی نیز سازگار است.

۴-۲- بررسی پایایی متغیرها

قبل از برآورد الگوها ابتدا باید وضعیت پایایی و درجه همجمعی متغیرها بررسی شود. برای بررسی پایایی سری‌ها از آزمون‌های ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌کنیم. نتایج آزمون برای متغیرهای استفاده شده در هر دو الگو و تفاضل مرتبه اول آن‌ها در جدول (۳) و (۴) ارائه شده است.

جدول (۳): آزمون دیکی فولر در سطح متغیرها

متغیر	ADF	مقدار بحرانی ۱٪
CPI	-۲/۱۱	-۴/۱۳
PPI	-۳/۲	-۴/۱۳
اجاره	-۲/۱۶	-۴/۱۳
CPI غیر انتظاری شاخص اول	-۴/۰۹	-۴/۱۳
CPI غیر انتظاری شاخص دوم	-۴/۳۱	-۴/۱۳
CPI انتظاری شاخص اول	-۱/۹۹	-۴/۱۳
CPI انتظاری شاخص دوم	-۳/۴۷	-۴/۱۳
PPI غیر انتظاری شاخص اول	-۲/۱۳	-۴/۱۳
PPI غیر انتظاری شاخص دوم	-۲/۸۷	-۴/۱۳
PPI انتظاری شاخص اول	-۱/۹۸	-۴/۱۳
PPI انتظاری شاخص دوم	-۳/۸۷	-۴/۱۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

نتایج نشان می‌دهد که تمامی متغیرها در سطح پایا نیستند و با تفاضل اول پایا می‌شوند.

جدول (۴): آزمون دیکی فولر در تفاضل متغیرها

متغیر	ADF	مقدار بحرانی ۱٪
CPI	-۴/۴۲	-۴/۱۳
PPI	-۶/۶۷	-۴/۱۳
اجاره	-۷/۸	-۴/۱۳
CPI غیر انتظاری شاخص اول	-۸/۷۶	-۴/۱۳
CPI غیر انتظاری شاخص دوم	-۹/۳۴	-۴/۱۳
CPI انتظاری شاخص اول	-۵/۴۳	-۴/۱۳
CPI انتظاری شاخص دوم	-۶/۴	-۴/۱۳
PPI غیر انتظاری شاخص اول	-۱۱/۴	-۴/۱۳
PPI غیر انتظاری شاخص دوم	-۹/۸	-۴/۱۳
PPI انتظاری شاخص اول	-۴/۸۶	-۴/۱۳
PPI انتظاری شاخص دوم	-۸/۷	-۴/۱۳

مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۳- تعیین تعداد بردارهای همجمعی

برای بررسی امکان وجود بردارهای همجمعی بلند مدت از روش همجمعی جوهانسن - جوسیلیوس استفاده می‌شود. به علت تعدد معادلات برازش شده و به تبع آن فراوانی جداول آزمون‌های همجمعی، از آوردن آن‌ها خودداری می‌شود و فقط نتایج آن‌ها گزارش می‌شود که در تمامی معادلات برازش شده وجود رابطه همجمعی میان متغیرها بررسی شد و نتایج حاکی از وجود بردارهای هم‌انباشتگی بوده و رابطه بلند مدت میان متغیرها تأیید می‌شود.

۴-۴- برآورد مدل اول

با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های (۱۳۸۷-۱۳۷۳) و با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی پارامترهای معادله (۱) برای اجاره مسکن برآورد می‌گردد. فروض کلاسیک شامل ناهمسانی واریانس (آزمون آرچ LM) و خودهمبستگی (آزمون B-G) و خطای تصریح (آزمون رست رمزی) نیز برای تمامی مدل‌های برآوردی در این مطالعه آزمون شد که همگی حاکی از عدم نقض فروض اساسی رگرسیون در مدل برآوردی می‌باشد. جدول (۵) نتایج برآورد معادله (۱) را نشان می‌دهد:

جدول (۵): برآورد مدل اول

متغیر	معادله اول: CPI	معادله دوم: PPI
عرض ازمبدأ	۱۳۰۱۴/۰۳ (۳/۶۵)×	۱۲۳۳۵/۵ (۳/۰۱)×
شاخص تورم	۱۱۷/۹ (۸/۶)×	۱۱۸/۱ (۷/۷)×
Ar(1)	۰/۸۵ (۶/۳)×	۰/۸۷ (۶/۵)×
Ar(2)	-۰/۱۱ (-۰/۸)	-۰/۱۱ (-۰/۹۲)
R^2	۰/۹۴	۰/۹۴
D-W	۱/۹۰	۱/۹۰
F	۳۲۵	۳۱۲
آزمون آرچ LM	۰/۱۶ (۰/۸۵)	۰/۰۷ (۰/۹۳)
آزمون B-G	۰/۷۷ (۰/۴۶)	۰/۸۳ (۰/۴۴)
آزمون رست رمزی	۲/۴۰ (۰/۱۰)	۲/۶ (۰/۰۷)
کشش شاخص تورم	۰/۶۳	۰/۶۵

× در سطح ۱٪

-متغیر وابسته: اجاره واقعی مسکن

-اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t پارامترها می‌باشد.

نتایج جدول (۵) حاکی از آن است که هر دو شاخص اندازه‌گیری تورم مطابق انتظار اثر مثبت و معنی‌داری بر اجاره واقعی مسکن دارند. به عبارت دیگر می‌توان گفت در دوره مورد مطالعه افزایش تورم منجر به افزایش اجاره واقعی مسکن شده است. همچنین ضریب تورم دارای کشش بالایی است.

مقدار ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون و سایر آزمون‌ها حاکی از صحت مدل برازش شده و عدم همبستگی میان متغیرهای توضیحی در مدل می‌باشد. در مطالعه استیونسن (۲۰۰۰) شاخص قیمت تولیدکننده دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بوده است.

۴-۵- برآورد مدل دوم با تفکیک تورم به دو جزء انتظاری و غیر انتظاری

در این بخش با استفاده از روش OLS پارامترهای معادله (۲) آزمون می‌شود. با استفاده از سه شاخصی که در بخش قبلی گفته شد، تورم به دو جزء تورم انتظاری و غیرانتظاری تفکیک می‌شود و اثر آن‌ها به طور مجزا بر بازار مسکن بررسی می‌شود. نتایج برآورد مدل (۲) در جدول (۶) آمده است.

جدول (۶): برآورد مدل دوم با شاخص قیمت مصرف کننده

متغیر	معیار اول- نرخ بهره کوتاه مدت با وقفه	معیار دوم- ar(1)	معیار سوم- ARIMA
عرض از مبدأ	۱۵۷۸۸/۶ (۳/۹)×	۱۱۷۶۹ (۲/۸)×	۱۲۷۵۵ (۳/۴)
تورم انتظاری	۱۰۲/۳ (۵/۵۹)×	۱۲۳/۲ (۷/۷۴)×	۱۱۹/۰۶ (۸/۳)×
تورم غیر انتظاری	۱۲۵/۴ (۸/۵۷)×	۲۳/۸ (۰/۲۵)	۸۶/۳ (۱/۱۰)
Ar(1)	۰/۸۴ (۶/۳)×	۰/۸۳ (۶/۱)×	۰/۸۴ (۶/۲)×
Ar(2)	-۰/۱۳ (-۱/۰۶)	-۰/۰۷ (-۰/۵۸)	-۰/۱۰ (-۰/۸۱)
R^2	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۹۴
DW	۱/۹۱	۱/۹۰	۱/۹۰
F	۲۴۴/۹	۲۴۴	۲۴۰
آزمون آرچ LM	۰/۱۸ (۰/۸۳)	۰/۰۷(۰/۹۳)	۰/۱۲(۰/۸۸)
آزمون B-G	۰/۴۷(۰/۶۲)	۰/۸۵(۰/۴۳)	۰/۷۷(۰/۴۶)
آزمون رست رمزی	۱/۷۵(۰/۱۸)	۱/۸(۰/۱۵)	۲/۴(۰/۰۹)

-متغیر وابسته: اجاره واقعی مسکن

-اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t می باشد.

× در سطح ۱٪ ؛ ××در سطح ۵٪؛ ×××در سطح ۱۰٪

مأخذ: محاسبات تحقیق

جدول (۶) مربوط به برآورد مدل دوم با متغیر مستقل CPI می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که انتظارات تورمی بیشترین تأثیر را بر اجاره واقعی مسکن دارد. به نظر می‌رسد که معیار اول نسبت به دو شاخص دیگر کارایی بیشتری داشته و مناسب‌تر است و تأثیر قوی‌تری بر اجاره مسکن دارد. با این شاخص، تورم انتظاری (t=5/5) و غیر انتظاری (t=8/5) دارای اثر مثبت و قوی‌تری بر بازدهی مسکن دارد. مقدار ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون و سایر آزمون‌ها حاکی از قدرت توضیح دهندگی بالای مدل و عدم همبستگی میان متغیرهای مستقل و عدم نقض فروض کلاسیک در سطح ۹۵٪ در مدل می‌باشد.

جدول (۷) مربوط به برآورد مدل دوم با متغیر مستقل شاخص قیمت تولید کننده می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد که با معیار دوم و سوم، انتظارات تورمی دارای اثر مثبت و قوی‌تری بر اجاره واقعی مسکن می‌باشد. به عبارت دیگر مالکان در افزایش اجاره‌ها، انتظارات تورمی را نیز دخالت داده و این عامل بیشتر از تورم غیرانتظاری برای آن‌ها اهمیت دارد.

جدول (۷): برآورد مدل دوم با شاخص قیمت تولیدکننده

متغیر	معیار اول- نرخ بهره کوتاه مدت با وقفه	معیار دوم- ar(1)	معیار سوم- ARIMA
عرض از مبدأ	۱۵۲۷۶/۷ (۳/۴۹)×	۲۴۱۰۵ (۵/۷)×	۱۲۳۳۷ (۲/۹)×
تورم انتظاری	۱۰۱/۹ (۵/۲)×	۲۳۵/۱ (۵/۴)×	۱۱۸/۱ (۷/۶)×
تورم غیر انتظاری	۱۲۵/۹ (۷/۹۰)×	-۱۵/۸ (-۰/۱۱)	۱۱۸/۳ (۱/۳۲)
Ar(1)	۰/۸۷ (۶/۵)×	۰/۷۶ (۵/۶)×	۰/۸۷ (۶/۴)×
Ar(2)	-۰/۱۳ (-۱/۰۹)	-۰/۱۳ (-۰/۰۱)	-۰/۱۱ (-۰/۹۱)
t	-۹۴۴/۲	-	-
R^2	۰/۹۴	۰/۹۵	۰/۹۴
DW	۱/۹۱	۱/۹۵	۱/۹۰
F	۲۳۵	۲۰۰	۲۳۰
آزمون آرچ LM	۰/۰۹(۰/۹۱)	۱/۱۳(۰/۳۲)	۰/۰۷(۰/۹۳)
آزمون B-G	۰/۵۱(۰/۶۰)	۰/۸۲(۰/۴۴)	۰/۸۱(۰/۴۴)
آزمون رست رمزی	۲/۰۱(۰/۱۴)	۱/۸(۰/۱۴)	۲/۵(۰/۰۶)

-متغیر وابسته: اجاره واقعی مسکن
× در سطح ۱٪ ؛ ××در سطح ۵٪
-اعداد داخل پرانتز نشانگر آماره t می باشد.
مأخذ: محاسبات تحقیق

۴-۶- آزمون هم‌انباشتگی انگل -گرنجر

در اغلب متغیرهای سری زمانی گرایش به حرکت هم جهت وجود دارد و این به دلیل وجود روند مشترکی است که در غالب آن‌ها مشترک است. به طور کلی متغیرهای اقتصادی که خصوصیات آماری آن‌ها تابعی از زمان نباشد، متغیرهای ناپایا هستند. در این بخش وجود رابطه بلند مدت بین شاخص‌های مختلف تورم و اجاره مسکن بررسی می‌شود. نتایج برآورد مدل در جدول (۹) آمده است.

جدول (۸): مقادیر بحرانی آزمون هم‌انباشتگی انگل -گرنجر

	٪۱	٪۵	٪۱۰
مقادیر بحرانی سارگان و بارگاوا برای دوربین- واتسن	۰،۵۱	۰،۳۸	۰،۳۲

جدول (۹) نتایج آزمون هم‌انباشتگی را برای متغیرهای مدل (۲) بررسی می‌کند. مقدار آماره دوربین - واتسن حاکی از آن است که در تمامی معادلات مربوط به مدل (۲) با اطمینان ۹۹٪ نمی‌توان فرضیه صفر را رد کرد، یعنی جملات پسماند حاصل از رگرسیون پایا هستند در نتیجه وجود رابطه بلند مدت بین شاخص‌های مختلف تورم و اجاره مسکن تأیید می‌شود. این نتایج مطابق مطالعه استیونسن (۲۰۰۰)، هین لی و لین جی (۲۰۰۸) می‌باشد.

جدول (۹): آزمون هم‌انباشتگی انگل - گرنجر برای معادله (۱) و (۲)

شاخص تفکیک تورم به دو جزء انتظاری و غیر انتظاری		D-W
CPI	معادله (۲)- نرخ بهره کوتاه مدت	۰/۴۱ ××
	معادله (۲)- AR(1)	۰/۴۶ ××
	معادله (۲)- ARIMA	۰/۴۶ ××
	معادله (۱)	۰/۴۲ ××
PPI	معادله (۲)- نرخ بهره کوتاه مدت	۰/۳۹ ××
	معادله (۲)- AR(1)	۰/۳۹ ××
	معادله (۲)- ARIMA	۰/۴۷ ××
	معادله (۱)	۰/۴۳ ××

× در سطح ۱٪- ×× در سطح ۵٪

مأخذ: محاسبات تحقیق با نرم افزار microfit

نتیجه‌گیری

در کشورهایی که بخش مسکن از نوسان بالایی برخوردار است، سیاستگذاران با چالش‌های فشار تورمی مواجه‌اند و همزمان به دنبال حداقل رساندن اثرات تورمی هستند. اینکه نوسانات بخش مسکن منجر به نوسان شدید در سطح قیمت کالاها و خدمات خواهد شد و یا اینکه تورم شوک‌های ادواری قیمت و اجاره مسکن را بدنبال دارد، موضوع بسیار مهم در نظریه‌های اقتصاد مسکن به شمار می‌رود. نظر به اهمیت بخش مسکن در ابعاد تولید، سرمایه‌گذاری، تورم و توزیع درآمد، عدم توجه به ارتباط نوسانات بخش مسکن و نوسانات اقتصادی، دولت و بانک مرکزی را در رسیدن به وظیفه تثبیت اقتصادی و تحقق اهداف اقتصاد کلان ناکام خواهد گذاشت. ارتباط تورم و بخش مسکن به عنوان یکی از بحث‌های مهم مطرح است چرا که این نوسانات بخش مسکن نه تنها محیط اقتصادی را متأثر می‌سازند، بلکه ثبات سیستم مالی را هم تحت تأثیر قرار می‌دهند. در این مطالعه با

بکارگیری مدل استیونسن (۲۰۰۰) و استفاده از روش‌های متداول اقتصادسنجی، روابط بین متغیرها در دوره زمانی ۱۳۸۷:۲-۱۳۷۳:۱را استخراج و تجزیه و تحلیل می‌شود. برای این بررسی از مدل‌های OLS و آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجر استفاده می‌شود.

ابتدا اثر کل تورم و سپس با تفکیک تورم به دو جزء تورم انتظاری و غیر انتظاری اثر آن‌ها را به طور مجزا بر بازار مسکن ارزیابی می‌شود. برای محاسبه انتظارات تورمی در این مطالعه از سه شاخص استفاده می‌شود؛ شاخص اول بر اساس مطالعه فاما و شوارت، نرخ بهره کوتاه مدت با وقفه می‌باشد. شاخص دوم و سوم براساس مطالعه استیونسن مدل اتورگرسیو مرتبه اول و مدل ARIMA می‌باشد. نتایج نشان می‌دهد تورم تأثیر مثبت و معنی‌داری بر اجاره مسکن دارد و تأثیر انتظارات تورمی بیشتر از تورم غیر انتظاری است. همچنین معیار اول تفکیک تورم و سپس معیار سوم و دوم کارایی بالایی دارند. در تمام معادلات برازش شده انتظارات تورمی اثر مهم و معنی‌داری و همیشه مثبتی بر اجاره واقعی مسکونی دارد. به عبارت دیگر، مالکان در افزایش اجاره‌ها، انتظارات تورمی را نیز دخالت داده و این عامل بیشتر از تورم غیرانتظاری برای آن‌ها اهمیت دارد.

همچنین آزمون‌های هم‌انباشتگی جوهانسون و انگل - گرنجر ارتباط بلند مدت میان این متغیرها را تأیید می‌کند. همچنین نتایج نشان می‌دهد که یک رابطه گرنجری دوطرفه میان قیمت مسکن و شاخص CPI وجود دارد. به عبارت دیگر تغییرات تورم و قیمت مسکن برهم اثر می‌گذارند. و نتایج آزمون علیت گرنجر تأثیر تورم انتظاری را بر اجاره واقعی بیشتر از تورم غیر انتظاری برآورد کرد. مقدار ضریب تعیین و آماره دوربین واتسون و سایر آزمون‌ها نیز در تمام معادلات حاکی از اعتبار مدل برازش شده و عدم همبستگی میان متغیرهای توضیحی در مدل می‌باشد. نتایج این مطالعه مطابق مطالعه استیونسن (۲۰۰۰) و هین لی و لین جی (۲۰۰۸) می‌باشد.

منابع

الف- فارسی

۱. بابایی سمیرمی، محمدرضا؛ **بررسی وجود حباب‌های تورمی عقلایی، مطالعه موردی اقتصاد ایران؛ (۱۳۸۲-۱۳۴۰)**، رساله کارشناسی ارشد رشته اقتصاد دانشگاه مازندران، ۱۳۸۴.

۲. جعفری صمیمی؛ احمد و زهرا (میلا) علمی و آرش هادی‌زاده؛ (۱۳۸۶). **عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران**، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۶، سال نهم، شماره ۳۲.

۳. شیرین‌بخش، شمس‌الله؛ زهرا، خونساری؛ ***کاربرد Eviews در اقتصادسنجی***، تهران، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، ۱۳۸۴.

۴. عاشری، مصطفی، **تبیین حباب قیمت مسکن در تهران**، رساله کارشناسی ارشد، دانشگاه بوعلی سینا، ۱۳۸۸.

۵. قلی‌زاده، علی اکبر؛ ***نظریه قیمت مسکن در ایران***، همدان، انتشارات نور علم، ۱۳۸۷.

۶. قلی‌زاده، علی اکبر؛ **حباب قیمت مسکن و عوامل تعیین کننده آن در ایران**، فصلنامه اقتصاد مسکن، ۱۳۸۸، شماره ۴۶.

۷. قلی‌زاده، علی اکبر و کمیاب، بهناز؛ **بررسی واکنش سیاست پولی نسبت به حباب قیمت مسکن در ایران**، فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران، ۱۳۸۸، شماره بعدی.

۸. گجراتی، دامودار، ***مبانی اقتصادسنجی***، ابریشمی، حمید، جلد دوم، تهران، مؤسسه انتشارات و چاپ دانشگاه تهران، چاپ پنجم، ۱۳۸۷.

۹. مرکز آمار ایران، نشریه قیمت و اجاره بهای مسکن در شهرهای منتخب (۱۳۸۷-۱۳۷۱).

ب- لاتین

10. Anari, Ali and Kolari James, ***House price and inflation***, Real state economic, v30 1, 2002, pp. 67-74.
11. Brunnermeier, Markus K. and Julliard, Christian, ***Housing Prices and Inflation What Fuels Housing Bubbles***, Department of Economics Princeton University. www.google.com, 2005.
12. Chu, Y.Q. and Sing, T.F, "**Inflation hedging characteristics of the Chinese real estate market**", Journal of Real Estate Portfolio Management, Vol. 10, 2004, No. 2, pp. 145-54.
13. Demary, Markus, **The Link Between Output, Inflation, Monetary Policy and Housing Price Dynamics**, MPRA Paper No. 15978, posted 30. June 2009.
14. Dickey, D. A, and Fuller, W. A, **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, J. Amer. Statist, Assoc, 1979, 74, 427-431.
15. Dickey, D. A, and Fuller, W. A, **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**, 1981, Econometrica 49, 1057-1072.
16. Engle, R., and Granger, C. W. J, **Co-integration and an Error Correction: Representation, Estimation and Testing**, 1987, Econometrica 55, 251-276.
17. Fama, E. F., and Schwert, G. W, **Asset Returns and Inflation**, J. Finan, 1977, Econ. 5, 115-146.
18. Fisher, I, ***The Theory of Interest***. New York: Macmillan, 1930.
19. Hin Li, Ling and Lin Ge, Cha, **Inflation and housing market in Shanghai**, Property Management, Vol. 26, 2008, No. 4, pp. 273-288.
20. Stevenson, S. and Murray, L, **An Examination of The Inflation Hedging Ability of Irish Real Estate**, J. Real Estate Portfol. Manage, 1999, 5, 59-69.
21. Stevenson, Simon, **A Long-Term Analysis of Regional Housing Markets and Inflation**, Journal of Housing Economics, 2000, 9, 24–39.
22. Padilla, Mercedes A, **The effects of oil prices and other economic indicators on housing prices in Calgary**, Canada. Depatment of Architecture, 2005, August 5.