Archive of SID

Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research
Vol. 10, No. 37, January 2020 (131-141)

فصلنامه علمی پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی
سال دهم، شماره سی و هفتم، زمستان ۱۳۹۸ (۱۴۱-۱۳۱)

اثر نااطمینانی تورم و متغیرهای کلان اقتصادی بر قیمت مسکن در ایران

احمد علی اسدپور
گروه علوم اقتصادی، واحد بندر عباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران
(دریافت: ۱۳۹۸/٤/۳۰ پذیرش: ۱۳۹۸/٦/۱۳)

The Effects of Uncertainty in Inflation and Macroeconomic Variables on Housing Prices in Iran

Ahmad Ali Asadpour
Department of Economics Science, Bandar Abbas Branch, Islamic Azad University, Bandar Abbas, Iran
(Received: 21/jul/2019 **Accepted:** 4/sep/2019)

چکیده:

هدف این مقاله بررسی اثر نااطمینانی تورم، تسهیلات بانکی بخش مسکن، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، قیمت سهام، شاخص قیمت و تولید ناخالص داخلی بر قیمت مسکن در ایران است. برای دستیابی به این هدف از داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. الگوی EGARCH(1,1) برآوردی از پسماندهای معادله AR(4) برای تورم به عنوان جانشینی از سنجش نااطمینانی تورم استفاده شده است و مدل کوتاه‌مدت و روابط بلندمدت بین متغیرهای تحقیق برآورده شده است. نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، نقدینگی، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر آنست که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود. به بیانی دیگر، اگر هرگونه شوک یا عدم تعادلی در قیمت مسکن ایجاد شود، پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

واژه‌های کلیدی: مدل ARDL، نااطمینانی تورم، قیمت مسکن، درآمد نفت، ایران.
طبقه‌بندی JEL: G17, H50, C10.

Abstract:

The purpose of this study is to investigate the effect of uncertainty in inflation, Bank finance, bank interest rates, liquidity, stock prices, price index and GDP on housing prices in Iran. In order to achieve this goal, seasonal data has been used during the period 1991 to 2013. EGARCH pattern (1,1) as an estimation of AR (4) residues for inflation is used as a substitute for inflation uncertainty measurement, and a short-term model and long-term relationships between research variables have been set. The results of short-term model and long-run pattern show that uncertainty regarding inflation, interest rate, liquidity, GDP and national income have a positive and significant effect on housing prices. Indeed, stock prices and housing finance have a negative and significant effect on Housing prices. It is noteworthy to state that there are different sensitivities to housing prices in most variables, such as household income per capita, liquidity, and stock price index in the long term and short-term; so that, according to the theory, the elasticity of house prices relative to household income per capita, the volume of money and the stock price index in the long run is more than short-term. The results of the estimation of the error correction model indicate that in each period, about one fourth of the imbalance of dependent variable of its long-term equilibrium values over a period is moderated and eliminated in the subsequent period. In other words, if any shock or equilibrium occurs in housing prices, it will return to equilibrium after four periods.

Keywords: ARDL Model, Uncertainity Regarding Inflation, Housing Prices, Oil Income, Iran.
JEL: G17, H50, C10.

.

*Corresponding Author: Ahmad Ali Asadpour E-mail: Asadpour.a@gmail.com

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

با گذشت بیش از یک قرن از اتکای اقتصاد ایران بر درآمد صادرات نفت و علیرغم طراحی چشم اندازها و اجرای برنامه‌های توسعه با وجود ضعف‌های ساختاری در اقتصاد همچنان تمامی متخصصان اقتصاد کلان بر شکاف های موجود بین جایگاه فعلی اقتصاد کشور و قابلیت دستیابی آن حداقل در منطقه خاورمیانه اذعان دارند. بحران‌های اقتصادی که در دهه های قبل هر بار اقتصاد جهان را با چالشی روبه‌رو ساخته همواره اقتصاد ایران را نیز دچار شوک های متعدد کرده است. با وجود تمامی تأثیرات گوناگون و حتی گاه در جهات مختلف بر اقتصاد ایران در تمامی بحران ها یک عامل مشترک محرز و مشخص است و آن سایه افکندن یک فضای نامطمئن اقتصادی بر فعالیت‌های اقتصادی بوده است. این عدم اطمینان نسبت به شرایط اقتصادی با تلفیق انگیزه‌های سوداگرانه و به کمک درآمدهای هنگفت نفتی هر بار با ورود به بازار دارایی ها و ایجاد حباب قیمت در بازار دارایی ها، جامعه کشور را با چالشی اقتصادی – اجتماعی مواجه کرده است.

به جرأت می‌توان گفت بازار مسکن یکی از داغ‌ترین بازارهای سوداگری در دهه های اخیر در اقتصاد ایران بوده است که از تلفیق درآمدهای نفتی و نااطمینانی اقتصادی به خوبی تغذیه کرده است و به یکی از جذابترین بازارهای سوداگرانه در اقتصاد ایران تبدیل شده است. قیمت مسکن برخلاف تورم از یک روند فزاینده و خطی برخوردار نیست، بلکه منحنی آن دارای یک روند پلکانی است که حول محور تورم نوسان می‌یابد. نتیجه مهم این تحولات در بازار مسکن از سال ۱۳۷۰ تاکنون، تبعیت شاخص قیمت مسکن از شاخص تورم با یک الگوی متفاوت و پلکانی است، به طوری که در بلندمدت شاخص تورم و شاخص قیمت مسکن به طور تقریبی با یکدیگر برابر می شوند. دلیل نقش زیاد این بخش در زندگی و اقتصاد مردم و اینکه سهم هزینه مسکن در سبد هزینه خانوار که بیش از ۳۰ درصد است، دولت می‌تواند با نظارت و اعمال سیاست هایی با کنترل هدفمند از افزایش غیر معقولانه قیمت مسکن خودداری کند.

در کنار تورم‌های مداوم و نااطمینانی‌های حاکم بر فضای فعالیت‌های اقتصادی به جرأت می‌توان ادعا کرد بازار مسکن در ۱۵ سال اخیر یکی از بی‌ثبات‌ترین بخش‌های اقتصاد ایران بوده است و همواره کانون توجه انگیزه‌های سوداگرانه سرمایه‌گذاران فراوانی بوده این در حالی است که ثبات اقتصاد کلان همواره مورد توجه خاص اقتصاددانان بوده و از اهداف مهم سیاستی در هر نظام اقتصادی محسوب می‌شود و اکثر اقتصاددانان معتقدند که عمده‌ترین زیان‌های تورم از طریق ایجاد نااطمینانی عمل می‌کند.

از بین انواع دارایی‌ها، مسکن یکی از مهمترین مؤلفه‌های اجتماعی – اقتصادی در یک کشور محسوب می‌شود که به جرأت می‌توان گفت بیش از سایر دارایی‌ها تأثیر مستقیم و بدون واسطه بر سطح رفاه عمومی دارد. در غالب کشورها، ساختمان بیش از نیمی از تشکیل سرمایه ثابت ناخالص داخلی را شامل می‌شود که در آن، سهم مسکن به تنهایی حدود ۲۰ تا ۵۰ درصد است. سهم مسکن از تولید ناخالص از ۱۰ تا ۲۰ درصد در کشورهای مختلف جهان متفاوت است. بررسی‌ها نشان می‌دهد که فعالیت حدود ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش مسکن است. با این حال با تمام تدابیر صورت گرفته در بخش‌های دولتی و علی رغم سیاست‌گذاری‌های مجدانه دولت در بخش مسکن بی‌شک همچنان مسکن به عنوان یک مشکل ریشه‌ای اقتصادی – اجتماعی در جامعه ایران سالانه با افت و اخیزهای مداوم و ایجاد یک بازار سوداگری، سرمایه‌های عظیمی را بلعیده و بخش تولیدی کشور را از وجود سرمایه‌های مالی بسیاری محروم کرده است. واقعیت جامعه ایران اذعان به نااطمینانی شدید حاکم بر فضای اقتصادی دارد که در این میان نااطمینانی تورم همواره پیشتاز بوده است؛ بنابراین بدلیل اهمیت موضوع و با توجه به کمبود تحقیقات در این زمینه در این پژوهش با مطالعه بخش مسکن، به بررسی و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر بازار مسکن پرداخته شده تا میزان اثرگذاری عوامل کلان اقتصادی بر قیمت این دارایی با نگاه ویژه به نااطمینانی تورم، مشخص شود.

۲- مبانی نظری و پیشینه تحقیق

خلاصه پیشینه تجربی تحقیق در جدول (۱) ارائه شده است.

جدول ۱. پیشینه تجربی تحقیق

محقق، سال	موضوع تحقیق	نتایج
عباسی‌نژاد و یاری (۱۳۸۸: ۵۵)	تأثیر شوک‌های نفتی بر بازار مسکن	اثر شوک‌های مثبت ومنفی نفتی بر رشد قیمت مسکن معنی‌دار و مثبت است.
فرزین‌وش و محسنی زنوزی (۱۳۸۸: ۳۲)	بررسی نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی	شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت سهام و قیمت مسکن و نرخ ارز دارد.
حیدری و	بررسی اثرات	شوک بدهی بانک‌ها به بانک

www.SID.ir

Archive of SID

سوری (۱۳۸۹: ۶۹)	سیاست پولی بر تولید و سطح عمومی قیمت‌ها از راه کانال قیمت مسکن	مرکزی به عنوان ابزار سیاست پولی از راه شاخص قیمت مسکن دست کم در کوتاه مدت می تواند سطح تولید را افزایش و سطح عمومی قیمت‌ها را کاهش دهد.
شهبازی و کلانتری (۱۳۹۰: ۱۸)	بررسی آثارشوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازارمسکن	سیاست‌های پولی و مالی در کوتاه‌مدت ابزارهای مناسبی برای کنترل قیمت مسکن نمی‌باشند.
قلی‌زاده و کمیاب (۱۳۹۲: ۲۸)	غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران	رابطه منفی بین قیمت سهام و نرخ ارز با مخارج دولت و رابطه مثبت قیمت مسکن با مخارج دولت می‌باشد.
گرلاچ[1] (۲۰۰۲: ۲۱)	بررسی رابطه وام‌های بانکی و قیمت دارائی‌ها	جهت تأثیر قیمت املاک از سمت وام‌های بانکی نسبت به سایر متغیرها دیگر بیشتر است
هفمن[2] (۲۰۰۳: ۳۵)	بررسی رابطه بین قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی	یک رابطه دوطرفه بین قیمت مسکن و وام‌های بانکی وجود دارد.
گرلاچ و پنگ[3] (۲۰۰۵: ۴۷۱)	بررسی ارتباط میان قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی	از قیمت دارایی‌ها به وام‌های بانکی یک رابطه یک طرفه وجود دارد و این در حالی است که از وام‌های بانکی به قیمت دارایی‌ها رابطه‌ای وجود ندارد. همچنین رابطه بین نرخ بهره بانکی و قیمت دارایی‌ها به صورت منفی می‌باشد.
چو[4] (۲۰۰۶: ۲۵)	بررسی ارتباط بین رشد اقتصادی، قیمت واقعی دارائی‌ها و سرمایه‌گذاری واقعی دارائی‌ها	بین تولید ناخالص داخلی و سرمایه‌گذاری در بخش املاک رابطه معناداری وجود ندارد.
آیوزو و همکاران (۲۰۰۶: ۳۶)	بررسی رابطه بین قیمت مسکن و نرخ بهره واقعی	مدل‌های قیمت گذاری دارایی نشان دهنده آن هستند که تغییر عامل نزول برات و نرخ بهره واقعی نمی‌تواند به صورت کامل تغییرات قیمت را توجیه کند.
چو[5] (۲۰۰۶: ۲۰)	ارتباط بین نرخ بهره و نرخ تورم از یک طرف و قیمت مسکن در رابطه با قیمت رهن	قیمت نسبی فروش در مقایسه با رهن به نسبت تورم به نرخ واقعی بهره بستگی دارد، قیمت نسبی فروش نسبت به رهن در صورت کاهش نرخ واقعی بهره، افزایش می‌یابد
لیانگ و کو[6] (۲۰۰۷: ۶۵)	بررسی رابطه بین قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی	تولید ناخالص داخلی حقیقی و حجم کل وام‌های بانکی حقیقی اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت دارایی‌ها دارند و نرخ بهره به لحاظ آماری، معنی‌دار بوده و اثری منفی بر قیمت دارایی‌ها گذاشته است
آفانسو و سوزا[7] (۲۰۱۱: ۲۴)	بررسی آثار سیاست مالی بر فعالیت‌های اقتصادی را با تأکید روی بازار دارایی‌ها	شوک مخارج دولت اثری مثبت و دائمی بر قیمت مسکن دارد و شوک درآمدهای دولت در آمریکا و ایتالیا اثر منفی بر قیمت مسکن دارد
ماندل (۲۰۱۱: ۱۰۰)	بررسی رابطه بین وام‌های بانکی و قیمت‌های خانه	رابطه قوی بین قیمت‌های مسکن و وام بانکی وجود دارد رابطه علّیت از قیمت خانه به وام‌های بانکی از لحاظ اماری مورد تأیید قرار نمی‌گیرد.
کریگ و هیا (۲۰۱۱: ۱۰)	مطالعه عوامل تعیین کننده قیمت ملک	سیاست‌ها پولی می‌توانند موجب کاهش سرعت این افزایش قیمت در کوتاه‌مدت شوند، می‌بایست آنها را با اهداف بلندمدت ثبات مالی و خنثی سازی احتکار و زمین خواری هدایت نمود.

در ادبیات اقتصادی، تورم یکی از مهمترین عوامل تأثیرگذار بر تغییرات قیمت دارایی‌ها محسوب می‌شود، اکثر اقتصاددانان معتقد هستند که که عمده‌ترین اثرات تورم بر اقتصاد از کانال نااطمینانی تورم عمل می‌کند. کلاپ[8] (۱۹۹۳) بیان می‌کند که نااطمینانی در مورد تورم دارای دو نوع اثر اقتصادی است و بر رفاه عاملین اقتصادی اثر می‌گذارد. اثر اول مربوط به مرحله تصمیم‌گیری هست؛ بدین معنا که باعث اتخاذ تصمیمات اقتصادی متفاوتی از سوی بنگاه‌ها و مصرف کنندگان در مقایسه با حالت عدم وجود نااطمینانی می‌شود. تحلیلگران این اثرات را به آینده‌نگری[9] تصمیم‌سازان اقتصادی نسبت می‌دهند؛ زیرا عاملین اقتصاد براساس تورم پیش‌بینی شده، تصمیم‌گیری می‌کنند. گروه دوم اثرات اقتصادی مربوط به مرحله بعد از اخذ تصمیم است آنگاه که تورم واقعی متفاوت از تورم پیش‌بینی

1. Gerlach (2002)
2. Hofmann (2003)
3. Gerlach& Peng (2005)
4. Chui (2006)
5. Cho (2006)
6. Liang & Cao (2007)
7. Afonso & Souso (2011)
8. Clapp (1993)
9. Ex-ante

www.SID.ir

Archive of SID

شده باشد که اثر گذشته نگری[1] گفته می‌شود و موجب انتقال منابع بین واحدهای اقتصادی می‌گردد. اثرات آینده‌نگری نااطمینانی تورم از سه کانال می‌تواند عمل کند و بر اقتصاد تأثیر بگذارد.

۱- نااطمینانی تورم بر بازارهای مالی از طریق افزایش نرخ بهره بلندمدت[2] اثر می‌گذارد. نرخ بهره بلندمدت یک متغیر تعیین کننده مهم بازده مورد نیاز سرمایه‌گذاران[3] است. افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش ریسک[4] در تمامی قراردادهایی که در آنها پرداخت‌ها براساس مبالغ اسمی مشخص شده است، می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنی نیستند و افزایش نااطمینانی تورم، ریسک یک نرخ بهره ثابت بلندمدت را افزایش می‌دهد: در نتیجه وام دهندگان برای پوشش این ریسک اضافی، درخواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که این به مفهوم افزایش نرخ بهره بلندمدت است که به سرمایه‌گذاری کمتر تولیدکنندگان در ماشین‌آلات و تجهیزات و مصرف کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد.

۲- نااطمینانی تورم موجب نااطمینانی در مورد متغیرهای مهم در تصمیمات اقتصادی می‌شود. نااطمینانی تورم از طریق ایجاد نااطمینانی در مورد نرخ بهره و سایر متغیرهای اقتصادی بر اقتصاد اثر می‌گذارد. زمانی که پرداخت‌های یک قرارداد با تورم شاخص‌بندی نشوند نااطمینانی تورم باعث می‌شود که ارزش حقیقی[5] پرداخت‌های آتی نامشخص باشد. گسترش نااطمینانی در مورد متغیرهای اقتصادی، اتخاذ تصمیمات آگاهانه توسط تولیدکنندگان و مصرف کنندگان را مختل می‌کند و فعالیت‌های اقتصادی را کاهش دهد. هنگامی که تولیدکنندگان در مورد نرخ دستمزد، مالیات و بهره نامطمئن هستند ممکن است تصمیمات اقتصادی خود را تا زمانی که نااطمینانی برطرف نشده، به تأخیر بیندازند.

۳- نهایتاً اینکه نااطمینانی تورم، تولیدکنندگان را به هزینه کردن منابع مالی برای اجتناب از ریسک‌های مربوط به آن تشویق می‌کند. در شرایط نامطمئن نرخ تورم، عاملین اقتصادی ریسک گریز به منظور کاهش ریسک با صرف منابع در پی پیش‌بینی نرخ تورم آتی بر می‌آیند و بنگاه‌داران برای اجتناب از ریسک‌های ناشی از تورم آتی، منابع مالی خود را خرج می‌کنند.

مثلاً هنگامی‌که تورم بالاست ممکن است منابع بیشتری را برای بهبود بخشیدن به پیش‌بینی در مورد تورم صرف کنند و علاوه بر این برخی بنگاه‌ها ممکن است برای مصون کردن خود در مقابل تورم غیرمنتظره، از ابزار تأمین مالی هیجینگ[6] استفاده کنند. هر دو فعالیت هیجینگ و بهبود بخشیدن به پیش‌بینی‌ها منابع را از اهداف تولیدی دور می‌کند. در حالی که این ابزارها ریسک تورم غیرمنتظره را کاهش می‌دهند اما آنها را به کلی حذف نمی‌کنند (گالوب، ۱۹۹۴: ۵۵).

در میان شاخص‌های اقتصاد کلان، تولید ناخالص داخلی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است؛ زیرا نه تنها به عنوان مهمترین شاخص عملکرد اقتصادی در تجزیه و تحلیل‌ها و ارزیابی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد، بلکه بسیاری از متغیرهای دیگر اقتصاد در محاسبه و برآورد آن نقش دارند. قیمت مسکن با GDP واقعی رابطه مثبت دارد. افزایش رشد GDP، قیمت‌های حقیقی مسکن را افزایش می‌دهد. شکوفایی مسکن همراه با یک دوره رشد بالای GDP و کاهش قیمت آن با رکود رشد GDP همراه است. کاهش (افزایش) GNP متغیرهای بازار مسکن را به طور غیرمستقیم از طریق تغییر متغیرهای اقتصادی واسطه‌ای (درآمد قابل تصرف، اشتغال، سطح قیمت‌ها و...) تحت تأثیر قرار می‌دهد. از لحاظ نظری، افزایش درآمد ناشی از اجرای سیاست‌های مالی انبساطی بر عرضه و تقاضای مسکن اثر می‌گذارد که تغییر عرضه و تقاضای مسکن نیز قیمت تعادلی مسکن را تغییر خواهد داد. همچنین، این عوامل اقتصادی ممکن است برخی متغیرهای جمعیتی را تحت تأثیر قرار دهند که تمایل دارند بر شروع به ساخت ساختمان‌های مسکونی اثر بگذارند. همچنین، سیاست‌گذاران دولتی ممکن است با افزایش یا کاهش مخارج دولت ازطریق پرداخت‌های انتقالی یا خرید کالاها و خدمات بر روی GNP تأثیر بگذارند. با فرض ثابت بودن نرخ‌های مالیات، افزایش (کاهش) مخارج دولت منجر به افزایش (کاهش) GNP خواهد شد. همان‌گونه که قبلاً اشاره شد تغییر GNP ممکن است به تغییر ساختمان‌های مسکونی شروع به کار منجر شود. بدین صورت که با افزایش درآمد انتظار بر این است که سرمایه‌گذاری مسکونی و تعداد واحدهای مسکونی شروع به کار و در نتیجه عرضه مسکن افزایش یابد. همچنین، با افزایش درآمد تقاضای مسکن نیز افزایش می‌یابد، لذا با افزایش عرضه و تقاضای مسکن به دنبال رشد درآمد ملی، قیمت مسکن

1. Ex-post
2. Long-Term Interest Rates
3. Return Required By Investors
4. Risk
5. Real Value
6. Hedge

www.SID.ir

Archive of SID

ممکن است افزایش یا کاهش یابد و یا اینکه ثابت باقی بماند. افزایش قیمت مسکن را می‌توان با نقدینگی بالا در سیستم مالی مرتبط دانست. نقدینگی مجموع پول و شبه پول است. رشد گسترده پول مبتنی بر شوک‌های نقدینگی (مازاد پول یا اعتبار که با ثبات قیمت در بلندمدت سازگار نباشد را شوک نقدینگی می‌نامند)، یکی از فاکتورهای تحریک کننده قیمت مسکن، حوادث ترقی قیمت است که به حباب‌های قیمت مسکن و بی‌ثباتی مالی منجر می‌شود. در این زمینه، به جریان انداختن حجم پول متناسب با نیاز واقعی جامعه و برقراری مطلوب حجم نقدینگی از اهمیت خاصی برخوردار است. مهم‌ترین تئوری در مورد رابطه مثبت بین نقدینگی و قیمت‌های دارایی و به ویژه حباب‌های قیمت دارایی، تئوری پول‌گرایان است (آدالید و دتکن[1]، ۲۰۰۷: ۱۲۷)

افزایش سطح عمومی قیمت‌ها بر تقاضای مؤثر مسکن آثار مختلفی دارد. اثر منفی آن به صورت کاهش قدرت خرید مردم ظاهر می‌شود و اثر مثبت آن بدین ترتیب است که خانوارها به هنگام مشاهده جریان رشد قیمت‌ها به منظور حفظ و تثبیت ارزش دارایی‌های خود، در صورتی که میزان ریسک و نرخ بازگشت سرمایه در سایر فعالیت‌های اقتصادی در حد مطلوب نباشد به سمت احداث و خرید واحدهای مسکونی حرکت می‌کنند. اما تأثیر این افزایش در سطح عمومی قیمت‌ها بر قیمت مسکن بستگی به نوع تورم در سال‌های مختلف دارد. بدین صورت که افزایش یکباره در سطح عمومی قیمت‌ها با افزایش در هزینه تولید مسکن باعث کاهش سرمایه‌گذاری در مسکن و افزایش قیمت مسکن می‌شود، اما یک تورم مزمن و طولانی مدت باعث می‌گردد این اثر کمتر شود (عباسی‌نژاد و یاری، ۱۳۸۸: ۶۲).

زمانی که خانوارها وام مسکن می‌گیرند این وام از طریق دو کانال بالقوه بر تقاضا کار تأثیر می‌گذارد. در کانال اول، نه تنها نرخ بهره واقعی بلکه نرخ بهره اسمی نیز می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. نرخ‌های اسمی بالاتر حتی اگر نرخ بهره واقعی بدون تغییر باقی بماند جریان جاری پول نقد (تفاوت بین درآمدها و مخارج) را کاهش می‌دهد. این کاهش به نوبه خود تقاضا برای مسکن را کاهش می‌دهد، زیرا در اثر تورم انتظاری بالاتر، جریان پرداخت‌های بهره به زمان حال منحرف می‌شود. کاهش جریان پول نقد اندازه رهنی که خانوارها در مقابل وام می‌توانند تهیه کنند را کاهش می‌دهد. بنابراین، اندازه خانه‌ای که آنها می‌توانند بخرند کوچک‌تر از قبل می‌شود (قبل از کاهش جریان پول نقد) در چارچوب نئوکلاسیکی، تنها نرخ بهره بلندمدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد و مهم نیست خانوارها نرخ متغیر یا ثابت رهن را داشته باشند، زیرا نرخ بهره مربوط به هزینه استفاده از سرمایه هنوز نرخ بهره بلندمدت است به این دلیل که نرخ بهره متغیر در واقع میانگین انتظارات نرخ بهره متغیر در طول دوره مالکیت خانه است. کانال دوم نشان می‌دهد که اگر خانوارها فشار وام را تحت کنترل داشته باشند در این صورت مهم است که خانوارها نرخ متغیر رهن را داشته باشند. در این حالت تغییرات در نرخ‌های بهره کوتاه‌مدت می‌تواند تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. اگر نسبت بالایی از خانوارها با نرخ متغیر خانه بخرند در این صورت افزایش در نرخ‌های کوتاه‌مدت حتی اگر نرخ‌های بلندمدت بدون تغییر باشند یا افزایش اندکی داشته باشند می‌تواند بصورت معناداری تقاضای مسکن را تحت تأثیر قرار دهد. با توجه به اینکه نرخ‌های متغیر رهن‌ها تمایل دارند با نرخ‌های کوتاه‌مدت حرکت کنند، سیاست‌گذاران پولی از نرخ‌های متغیر به عنوان ابزار سیاستی استفاده می‌کنند. بنابراین، در کشورهایی که نسبت بیشتری از خانوارها از نرخ متغیر رهن استفاده می‌کنند واکنش بیشتری به تغییرات سیاست پولی نشان می‌دهند (میشکین، ۲۰۰۷: ۹۸).

قیمت نفت و درآمدهای نفت کشور ارتباط بسیار نزدیکی با هم دارند. درآمد نفت حاصل ضرب قیمت و صادارت نفت است. با فرض ثابت بودن مقدار صادارت نفت، درآمد نفت متأثر از قیمت نفت خواهد بود. برای ثابت بودن صادرات نفت لازم است تولید کل و مصرف داخلی ثابت باشد یا اینکه افزایش تولید به میزان افزایش مصرف داخلی در نظر گرفته شود. با توجه به مطالبی که از نظر گذشت و فرض ثابت بودن صادرات نفت، افزایش قیمت نفت چند اثر مهم بر قیمت مسکن خواهد داشت؛ نخست اثرگذاری بر قدرت خرید مسکن. از آنجا که درآمد نفت سهم بالایی در دریافتی‌های دولت دارد و همچنین سهم دریافتی ناشی از فروش نفت قابل توجه است، افزایش قیمت نفت موجب افزایش قدرت خرید مسکن می‌شود و کاهش آن تقلیل قدرت خرید مسکن را بدنبال خواهد داشت که خود موجب افزایش یا کاهش قیمت مسکن خواهد شد.

۳- روش شناسی تحقیق

با توجه به اینکه متغیرهای مورد استفاده از نظر مانایی درجات مختلفی دارند، برای تخمین مدل در این حالت استفاده از روش

1. Adalid & Detkan (2007)

www.SID.ir

Archive of SID

خود بازگشت با وقفه‌های توزیعی[1] (ARDL) مناسب‌تر است. در این روش برای آزمون وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو از آماره $t = \frac{\sum_{i=1}^{2} \ddot{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}i}}$ استفاده می‌شود. شرط وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو، این است که قدرمطلق آماره فوق از کمیت ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[2] (۱۹۹۸) بزرگ‌تر باشد. برای بررسی رابطه بلندمدت می‌توان از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت[3] (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) شامل رابطه پویا و رابطه تعادلی بلندمدت نیز استفاده کرد. در این روش وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها تحت بررسی، توسط محاسبه آماره F مربوط به معناداری سطوح با وقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا آزمون می‌شود. باید توجه داشت که توزیع F غیر استاندارد است. اگر آماره F محاسباتی در خارج از این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن اینکه متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. در این صورت اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار بگیرد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد می‌شود و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور رد نمی‌شود. بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت در مدل می‌توان مدل ARDL را با استفاده از وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین تعیین می‌شود، برآورد کرد.

٤- برآورد مدل

با توجه به مطالعات صورت گرفته می‌توان قیمت مسکن را تابع نااطمینانی تورم، تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت، نقدینگی، تورم، نرخ بهره بانکی و میزان تحصیلات اعطایی به بخش مسکن دانست. لذا بر اساس مبانی نظری معادله قیمت مسکن در این تحقیق به صورت زیر است:

$P_H = f(Y, I, VAM, U, oil, P_S, M, CPI)$

P_H قیمت مسکن، Y تولید ناخالص داخلی، I نرخ بهره بانکی، VAM تسهیلات بانکی در بخش مسکن، OIL درآمد نفتی، P_S قیمت سهام، M حجم نقدینگی، CPI شاخص قیمت مصرف کننده، U نااطمینانی تورم است. داده‌های مربوط به هر یک از متغیرهای تحقیق به صورت فصلی از سری زمانی بانک مرکزی، نماگرهای اقتصادی و نماگرهای بورس برای دوره زمانی (۱۳۹۲-۱۳۷۰) استخراج شده است.

برای محاسبه نااطمینانی تورم، ابتدا مانایی نرخ تورم بررسی شده و سپس با برآورد الگوی مناسب از خانواده ARCH به عنوان جانشینی مناسب برای سنجش نااطمینانی تورم برآورد گردید. براساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته، آماره آزمون بدون وجود روند (۱۰/۷۹-) و با وجود روند (۱۰/۴۱-) در سطح ۱ درصد معنادار است. بنابراین، متغیر تورم در سطح ایستا است. لذا جهت برآورد الگوهای ARCH در ابتدا فرآیند خود توضیح مرتبه kام (AR(K)) برای تورم تا ۸ وقفه برآورد شده است نتایج این برآورد در جدول (۲) نشان داده شده است.

جدول ۲. تعیین وقفه بهینه فرایند خود توضیح نرخ تورم

وقفه	AIC	BIC	وقفه	AIC	BIC
۱	۲۰۱/۰۱	۲۰۹/۴۱	۵	۱۹۰/۲۲	۱۹۴/۴۸
۲	۱۷۲/۴۱	۱۷۴/۰۹	۶	۱۸۹/۶۵	۱۹۲/۲۳
۳	۱۶۸/۹۸	۱۷۱/۳۸	۷	۳۰۲/۱۴	۳۱۸/۰۸
۴	۱۶۴/۷۴*	۱۶۶/۵۴*	۸	۱۸۷/۱۵	۱۹۳/۴۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

* نشان دهنده وقفه بهینه است

همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، بر اساس هر دو معیار AIC و SBC با افزایش تعداد وقفه‌ها در فرآیند خود توضیح نرخ تورم، برابر ۴ است و الگوی AR(4) به عنوان معادله میانگین شرطی نرخ تورم انتخاب شده است. قبل از برآورد مدل‌های مختلفی از الگوهای ARCH جهت حصول اطمینان از وجود اثر ARCH در پسماندهای معادله میانگین شرطی نرخ تورم، آزمون اثر ARCH در پسماندهای معادله میانگین شرطی انجام و نتایج در جدول (۳) آورده شده است.

جدول ۳. نتایج آزمون وجود اثر ARCH

$AR(4)$ $EGARCH(1,1)$	آماره F	آماره X^2
نرخ تورم	۲/۶۹۱۳**	۱۷/۱۵۸۶۴*

ترتیب *، ** و نشان دهنده معناداری آماره آزمون در سطح ۱و ۵ درصد است.

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون اثر ARCH نشان می‌دهد که ناهمسانی واریانس در پسماندهای معادله میانگین شرطی وجود دارد، بنابراین فرض ناهمسانی واریانس برقرار است. بعد از حصول اطمینانی

1. Auto Regressive Distributed Lag Method (ARDL).
2. Banerjee, Dolado & Mestre (1998)
3. Pesaran, Shin and Smith (2001)

www.SID.ir

Archive of SID

از وجود اثر ARCH، مدل‌های مختلفی از الگوهای ARCH برآورد شده است که از میان آنها، تنها ۳ فرایند دارای شروط لازم (شروط غیرمنفی بودن و مامانی فرایند) هستند در جدول (۴) گزارش شده است.

جدول ۴. تعیین وقفه بهینه معادلات واریانس شرطی

مدل	واریانس شرطی	AIC	BIC
۱	$ARCH$ (۱)	۱۶۶/۰۴۸۸	۲۰۲/۹۸۷۴
۲	$GARCH^{(1،1)}$	۱۴۶/۵۳۲۲	۲۰۱/۸۸۳
۳	$EGARCH^{(1،1)}$	۱۶۲/۷۲۲۹	۱۹۹/۲۸۶۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هر دو معیار AIC و BIC نشان می‌دهند که مدل (۱،۱) $EGARCH$ مناسب‌ترین مدل برای سنجش واریانس شرطی است. بنابراین از این مدل برای محاسبه نااطمینانی تورم استفاده شده است.

جهت جلوگیری از بروز رگرسیون کاذب باید اطمینان حاصل شود که تمامی متغیرهای مورد استفاده در این مطالعه از شرط مانایی برخوردار باشند. به این منظور از آزمون دیکی–فولر تعمیم یافته استفاده شده است. جدول (۵) نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته را برای تمام متغیرها نشان می‌دهد.

جدول ۵. نتایج آزمون دیکی – فولر تعمیم یافته

متغیر	ADF متغیرها در سطح			تفاضل مرتبه اول متغیرها	ADF در تفاضل مرتبه اول متغیرها			نتیجه نهایی
	C	C&T	نتیجه		C	C&T	نتیجه	
P_H	-۴/۱۸	-۴/۶۶	مانا					I(0)
U	-۴/۵۲	-۴/۷۵	مانا					I(0)
VAM	۲/۳۴	-۳/۶۱	نامانا	$DVAM$	۱۹/۱۵	۱۷/۹۰	مانا	I(1)
I	-۱/۳۴	-۱/۷۴	نامانا	DI	۹/۸۳	۱۶/۶۲	مانا	I(1)
M	۱/۵۹	-۲/۸۱	نامانا	DM	۴/۳۲	۵/۲۱	مانا	I(1)
P_s	-۱/۵۹	-۱/۴۳	نامانا	DP_s	۳/۳۱	۵/۵۹	مانا	I(1)
y	-۳/۸۱	-۴/۶۰	مانا					I(0)
CPI	-۴/۴۶	-۵/۱۲	مانا					I(0)
OIL	-۳/۷۱	-۴/۵۱	مانا					I(0)

مأخذ: یافته‌های تحقیق

$$dPH_t = = a + \beta_t + \sum_{i=1}^{2} dPH_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dY_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dI_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dVAM_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dU_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dOIL_{t-i}$$
$$+ \sum_{i=0}^{2} dPS_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dM_{t-i} + \sum_{i=0}^{2} dCPI_{t-i} + \varphi_1 PH_{t-1} + \varphi_2 Y_{t-1} + \varphi_3 I_{t-1}$$
$$+ \varphi_4 VAM_{t-1} + \varphi_5 U_{t-1} + \varphi_6 OIL_{t-1} + \varphi_7 PS_{t-1} + \varphi_8 M_{t-1} + \varphi_9 CPI_{t-1} + \varepsilon_t$$

همان‌طور که در جدول (۵) مشاهده می‌شود، متغیرهای VAM، I، M و P_s در سطح نامانا هستند بنابراین در مرحله بعد آزمون مانایی بر روی تفاضل مرتبه اول این متغیرها انجام شده است. تفاضل مرتبه اول این متغیرها مانا است، یعنی فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح مانا نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول مانا هستند. با توجه به نتایج حاصل از آزمون مانایی، چون متغیرهای مورد استفاده برخی در سطح مانا هستند یعنی I(0) و برخی با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند یعنی I(1) هستند از روش خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) برای برآورد مدل استفاده می‌شود.

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت مدل از آزمون کرانه‌های

www.SID.ir

Archive of SID

پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر رویکرد UECM استفاده می‌شود.

معادله تصحیح خطای غیر مقید متغیرها مانند بالا است: که در آن d عملگر تفاضل و p طول وقفه بهینه است.

براساس معیار شوارتز- بیزین و برای حالتی که عرض از مبدأ مقید و بدون روند باشد، طول وقفه بهینه با توجه به جدول (۶) دو است.

جدول ۶. تعیین وقفه بهینه

وقفه	۱	۲	۳
آماره شوارتز – بیزین	۲۲/۵۷۷	۵۲/۸۵۹*	۲۲/۴۳۱

* نشان دهنده وقفه بهینه است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با استناد به جدول بالا، طول وقفه بهینه دو است. معادله (۲) با استفاده از نرم افزار ماکروفیت[1] و روش OLS برآورد شده است.

پس از برآورد رگرسیون (۲) برای حصول اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، قید (۳) اعمال می‌شود.

(۱)

$$H_0: \varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = \varphi_4 = \varphi_5 = \varphi_6 = \varphi_7 = \varphi_8 = \varphi_9 = 0$$

آماره آزمون به دست آمده از اعمال قید فوق بر مدل ۴/۲۹ است. بدون توجه به اینکه متغیرهای مذکور I(0) یا I(1) هستند، آماره مذکور دارای توزیع نرمال نیست. از این رو، با مقادیر بحرانی ارائه شده توسط پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مقایسه می‌شود. همان‌طور که در جدول (۷) مشاهد می‌شود، در شرایطی که تعداد رگرسورها برابر با نه و مدل دارای عرض از مبدأ باشد، حد بالا و پایین مقادیر بحرانی در سطح ۹۵ درصد در بازه ۴/۸۸-۲/۸۶ قرار می‌گیرد.

جدول ۷. نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت

Fآماره	در سطح ۹۵ درصد		در سطح ۹۰ درصد	
	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
۴/۹۵	۴/۸۸	۲/۸۶	۴/۵۶	۲/۵۷

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به اینکه قدرمطلق آماره آزمون بیشتر از مقادیر بحرانی ارائه شده در جدول بالا است، فرضیه عدم وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای الگو رد می‌شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، مدل پویای ARDL با وقفه‌هایی که توسط شوارتز- بیزین به وسیله سیستم تعیین می‌شود، تخمین زده شد. مدل ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0) به عنوان بهترین مدل برآوردی انتخاب شده است. خلاصه نتایج این مدل در جدول (۸) ارائه شده است.

جدول ۸. مدل کوتاه‌مدت ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
C	۱/۱۱۷	۰/۰۳۰۵	*۵۵/۳۵۲
$P_{H_{t-1}}$	۰/۲۵۱	۰/۱۰۳	**۱/۹۸۳
$P_{H_{t-2}}$	۰/۰۹۹	۰/۰۲۹	*۳/۲۶۹
U_t	۰/۲۷۵	۰/۰۰۴	*۲/۶۶۸
VAM_t	-۰/۰۶۶	۰/۱۸۱	**-۲/۲۳
VAM_{t-1}	-۰/۰۱۰	۰/۰۶۲	**-۲/۲۴۲
I_t	۰/۵۹۰	۰/۱۴۳	*۳/۲۵۱
M_t	۰/۱۶۵	۰/۰۰۵	*۲/۲۶۲
P_{s_t}	-۰/۵۶۹	۰/۰۳۲	*-۳/۹۶۸
y_t	۰/۰۱۲	۰/۱۳۸	**۲/۰۷۹
oil_t	۰/۰۹۰	۰,۰۳۵	**۲/۵۳۸
oil_{t-1}	۰/۱۳۳	۰/۰۲۸	*۴/۰۷۸
oil_{t-2}	۰/۴۱۸	۰/۰۳۰	*۳/۰۱۰
cpi_t	۰/۰۵۸	۰/۱۰۳	**۲/۰۶۵

* و ** به ترتیب نشان دهنده معناداری آماره آزمون در سطح ۱ و ۵ درصد است

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طوری که مشاهده می‌شود متغیر وابسته با ۲ بار وقفه در سمت راست معادله ظاهر شده‌است. اگر ضرایب بدست آمده از برآورد در مدل جایگزین شود، مدل کوتاه‌مدت برآورد شده بصورت زیر درمی‌آید: ضریب $P_{H_{t-1}}$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت است. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در قیمت مسکن سال قبل باعث افزایش قیمت مسکن سال بعد می‌شود. توجه به ضریب $P_{H_{t-2}}$ از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان دهنده این موضوع است که ۱ درصد افزایش قیمت دو سال قبل مسکن باعث افزایش قیمت فعلی مسکن می‌شود، ضریب y_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان دهنده این موضوع است که افزایش در تولید ناخالص داخلی باعث افزایش قیمت مسکن

1. Microfit

www.SID.ir

Archive of SID

می‌شود.ضریب I_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در نرخ بهره بانکی، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب VAM_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در تسهیلات بانکی، سبب کاهش قیمت مسکن می‌شود. ضریب VAM_{t-1} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی است. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در تسهیلات بانکی یک سال قبل، سبب کاهش قیمت مسکن سال بعد می‌شود.. ضریب oil_t، oil_{t-1} و oil_{t-2} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در قیمت نفت، سبب افزایش قیمت مسکن در سه دوره متوالی می‌شود. ضریب P_{s_t} از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت منفی می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در شاخص قیمت سهام، سبب کاهش قیمت مسکن می‌شود. ضریب M_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که افزایش در حجم نقدینگی، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب cpi_t از لحاظ آماری معنی‌دار بوده و دارای جهت مثبت می‌باشد. این نشان‌دهنده این موضوع است که یک درصد افزایش در شاخص قیمت، سبب افزایش قیمت مسکن می‌شود. ضریب تعیین مدل برابر است با (۰/۹۹۷۶) که نشان از قدرت توضیح‌دهندگی بالای مدل دارد. همچنین از آنجایی که ضریب تعیین و ضریب تعیین تعدیل شده به یکدیگر خیلی نزدیک هستند، می‌توان نتیجه گرفت که مدل با مشکل ورود متغیر زائد روبه‌رو نیست.

جدول ۹. مدل بلندمدت ARDL(2,0,1,0,0,0,0,2,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معنی‌داری
C	۰/۲۶۱	۰/۰۹۹	۲/۶۲۳	۰/۰۰۸۶
U	۰/۱۰۵	۰/۰۳۱	۳/۳۱۳	۰/۰۰۰۹
VAM	−۰/۱۴۲	۰/۰۶۹	−۲/۲۶۲	۰/۰۲۳۶
I	۰/۱۲۲	۰/۰۴۰	۳/۰۵۸	۰/۰۰۲۲
M	۰/۲۸۳	۰/۰۷۶	۳/۶۸۸	۰/۰۰۰۲
P_s	−۰/۶۷۳	۰/۲۰۲	−۳/۳۳۰	۰/۰۰۰۸
y	۰/۴۲۷	۰/۱۷۳	۲/۴۷۳	۰/۰۱۳
oil	۰/۳۶۱	۰/۱۶۱	۲/۲۴۴	۰/۰۲۴
cpi	۰/۳۸۰	۰/۱۶۴	۲/۳۰۷	۰/۰۲۱۰

مأخذ: یافته‌های تحقیق

حال بلافاصله بعد از تخمین معادله پویا باید قبل از بحث درباره رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای موجود در الگو، آزمون وجود همجمعی در بین متغیرهای موجود انجام شود. چون قدر مطلق آماره به دست آمده (۴/۸۷) از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر (۴/۱۵) بزرگ‌تر است، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود و الگوی پویا به سمت الگوی تعادلی بلندمدت گرایش خواهد یافت. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (۹) ارائه شده است.

با توجه به یافته‌های جدول (۹) می‌توان گفت که در بلندمدت، متغیرهای تولید ناخالص داخلی، درآمد نفت، نرخ بهره بانکی، نقدینگی (حجم پول) و تورم (شاخص قیمت‌ها) از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت و میزان تسهیلات اعطایی به بخش مسکن و شاخص قیمت سهام نیز، معنی‌دار و تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. نااطمینانی تورم اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد. البته این کاملاً مطابق انتظار هست چرا که افزایش نااطمینانی تورم باعث افزایش ریسک[1] در تمامی قراردادهایی که در آنها پرداخت‌ها براساس مبالغ اسمی مشخص شده، منجر می‌شود. وام‌های بلندمدت نیز از این قضیه مستثنی نیستند (باید توجه داشت که بخش قابل ملاحظه‌ای از بازار مسکن در ایران نظیر مسکن مهر غالباً از طریق وام‌های بلندمدت تغذیه می‌شوند) و افزایش نااطمینانی تورم، ریسک یک نرخ بهره ثابت بلندمدت را افزایش می‌دهد: در نتیجه وام دهندگان برای پوشش این ریسک اضافی، در خواست یک نرخ بهره بالاتری می‌کنند که این به مفهوم افزایش نرخ بهره بلندمدت است که به سرمایه‌گذاری کمتر تولیدکنندگان در ماشین‌آلات و تجهیزات و مصرف کنندگان در مسکن و سایر کالاهای بادوام می‌انجامد و نهایتاً تأثیر منفی بر سرمایه‌گذاری بر جای می‌گذارد. با کاهش سرمایه‌گذاری در بخش مسکن، کاهش عرضه و افزایش قیمت مسکن منجر می‌گردد. از طرف تقاضاکنندگان مسکن نیز این کانال فعال است به طوری‌که مطابق با دیدگاه فریدمن با افزایش نااطمینانی تورم که در اثر فراریت تورم رخ می‌دهد غالبا باعث افزایش نرخ تورم آتی می‌گردد. اگر یک مدل انتظارات عقلایی در نظر گرفته شود طبیعی است که در دوره‌هایی که نااطمینانی تورم بالاست، طرف تقاضا کننده مسکن با هدف جلوگیری از کاهش ارزش حقیقی ثروت خود ترجیح می‌دهند که به جای پول نقد یا دلار سایر دارایی‌ها مثل مسکن (که در اقتصاد ایران) همواره روند قیمتی فزاینده‌ای طی کرده است نگهداری کنند که این نیز به

1. Risk

www.SID.ir

Archive of SID

نوبه خود با افزایش تقاضای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود.

تولید ناخالص داخلی اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد که این نتیجه با یافته‌های سایر محقیقین همسو هست. دور از انتظار نیست که افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر در بازار مسکن شود. این سرمایه‌گذاری هم بخش عرضه بازار و هم بخش تقاضای این بازار را متاثر بسازد. در بخش عرضه یا افزایش سرمایه‌گذاری و افزایش عرضه به افزایش قیمت مسکن منجر گردد و از طرف تقاضا نیز افزایش درآمد ملی (به فرض ثبات سایر شرایط) به معنای افزایش قدرت خرید مردم هست که با افزایش تقاضای مسکن به افزایش قیمت مسکن منجر گردد.

درآمد نفت اثر مثبت معناداری بر قیمت مسکن دارد. در کشورهایی که اقتصاد آنها متکی بر صادرات مواد خام نظیر نفت است در دورهایی که درآمد نفتی آنها افزایش می‌یابد اقتصاد آنها دوره‌های تورمی را تجربه می‌کند، چرا که با سرازیر شدن دلارهای نفتی به سمت اقتصاد، به دلیل کمبودها و مشکلات ساختاری و زیربنایی در بخش‌های تولیدی اقتصاد معمولا بخش عرضه اقتصاد ظرفیت کافی برای پاسخگویی طرف تقاضا ندارد و از طرفی سرمایه‌گذاری و عرضه کالا از طرف بخش داخلی اقتصاد فرایندی زمانبر هست لذا بخشی از تقاضای سرریز شده از طرف خارجی اقتصاد جذب می‌گردد و قسمتی نیز که بخش داخلی اقتصاد (نظیر بخش مسکن) توان پاسخگویی به آن را ندارد از طریق افزایش قیمت، فشار وارده بر طرف عرضه اقتصاد تخلیه می‌گردد. نرخ بهره بانکی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارد. سرمایه‌گذاری بر بخش‌های نظیر مسکن به وسیله وام‌های بانکی انجام می‌شود طبیعی هست که افزایش نرخ بهره بانکی به معنای افزایش هزینه‌های سرمایه‌گذاری و افزایش بهای تمام شده مسکن است که برای پوشش هزینه‌های سرمایه‌گذاران به قیمت بالاتری در بخش مسکن نیاز است و این به افزایش قیمت مسکن منجر می‌شود.

نقدینگی (حجم پول) نیز اثر مثبت و معناداری بر بخش مسکن است. با افزایش نقدینگی در جامعه، سوداگران این نقدینگی افزایش یافته را به سمت بخش‌های غیر مولد و دلالگری سوق می‌دهند که معمولا سودهای هنگفتی برای آنها دارد، این نقدینگی در اقتصاد کشورهایی نظیر ایران بیشتر جذب دارایی‌ها می‌شود که به ایجاد حباب قیمت در بازار دارایی‌ها می‌انجامد. تأثیر تورم (شاخص قیمت‌ها) از لحاظ آماری معنی‌دار و دارای تأثیر مثبت و میزان تسهیلات اعطایی به بخش مسکن اثرمنفی معناداری بر قیمت مسکن دارد که کاملاً بدیهی است. شاخص قیمت سهام نیز، معنی‌دار و تأثیر منفی بر قیمت مسکن دارند. انواع دارایی‌ها نظیر دلار، سهام، پول نقد، مسکن و ... در سبد پرتفوی افراد وجود دارد و با افزایش قیمت یک کالا و هجوم افراد به سمت کالایی که قیمت آن افزایش یافته در بلندمدت قطعاً کاهش قیمت برای کالای دیگر رخ می‌دهد.

نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. واکنش متفاوت قیمت مسکن به تغییر در متغیرهایی چون حجم پول و شاخص قیمت سهام، در بلندمدت و کوتاه‌مدت، کاملاً مطابق با تئوری‌های اقتصادی است. زیرا از دید تئوری، چند دوره طول می‌کشد تا تغییر حجم پول، بر دیگر شاخص‌ها از جمله شاخص قیمت مسکن، اثر بگذارد. از طرف دیگر، به نظر می‌رسد که به دلیل شفاف و رقابتی نبودن بازارهای بورس و مسکن، جابجایی سرمایه‌ها بین این دو بازار زمان بر باشد. آنچه در مدل تصحیح خطا، بیش از همه حائز اهمیت است، ضریب جمله تصحیح خطاست. که نشان دهنده سرعت تعدیل فرآیند عدم تعادل به سمت تعادل در بلندمدت است.

جدول ۱۰. نتایج ضریب تصحیح خطای مدل

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T
ECM(-1)	-۰/۲۴۷	۰/۰۶۹	-۳/۵۷۹

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در جدول (۱۰) ملاحظه می‌شود، این ضریب معنی‌دار و دارای علامت منفی است، چون ضریب ECM، بین صفر و منفی یک و معنی‌دار است، وجود رابطه‌ی هم‌جمعی (بلندمدت) بین متغیرها از این روش تأیید می‌شود. همچنین با توجه به اینکه ضریب جمله تصحیح خطا برابر (۰/۲۴۷-) برآورد شده است، می‌توان نتیجه گرفت که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود و پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

www.SID.ir

Archive of SID

۵- بحث و نتیجه‌گیری

نتایج برآورد الگوی کوتاه‌مدت و الگوی بلندمدت نشان می‌دهد که نااطمینانی تورم، نرخ بهره بانکی، نقدینگی، تولید ناخالص داخلی و درآمد ملی اثر مثبت و معناداری بر قیمت مسکن دارند و قیمت سهام و تسهیلات بانکی بخش مسکن اثر منفی و معناداری بر قیمت مسکن دارند. نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، نقدینگی، شاخص قیمت سهام در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نتایج برآورد الگوی تصحیح خطا بیانگر آنست که در هر دوره حدود یک چهارم از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دوره بعد تعدیل شده و از بین می‌رود. به بیانی دیگر، اگر هرگونه شوک یاعدم تعادلی در قیمت مسکن ایجاد شود، پس از چهار دوره دوباره به تعادل برخواهد گشت.

منابع

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، تحولات پولی و اعتباری کشور، سنوات مختلف.

برازنده، محمد (۱۳۷۶). "*اثر متغیرهای کلان اقتصادی بر شاخص قیمت سهام*". پایان نامه کارشناسی ارشد اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی.

برانسون، ویلیام اچ (۱۳۸۶). "*تئوری و سیاست های اقتصاد کلان*". ترجمه: عباس شاکری، چاپ یازدهم، تهران: نشرنی.

بهشتی، محمدباقر و محسنی زنوزی، فخری سادات (۱۳۸۹). "بررسی بازار مسکن در مکانیزم انتقال پولی". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۱، ۲۰۵-۱۸۷.

پهلوانی، مصیب و دهمرده، نظر (۱۳۸۶). "تخمین توابع تقاضای واردات و صادرات در اقتصاد ایران با استفاده از روش همگرایARDL". *فصلنامه بررسی‌های اقتصادی*، شماره ۳، ۱۲۰-۱۱۰.

تشکینی، احمد (۱۳۸۴). "اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit". *مؤسسه فرهنگی هنری* دیباگران، تهران.

حیدری، حسن و سوری، امیررضا (۱۳۸۹). "بررسی رابطه نرخ سود سپرده های بانکی و قیمت مسکن در ایران". *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره ۹۲، ۹۲-۶۵.

حیدری، محمود (۱۳۸۷). "*تأثیر نوسانات تولید و قیمت‌ها بر شاخص قیمت سهام*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

سازمان برنامه و بودجه: *مجموعه اطلاعات سری زمانی آمارهای حساب‌های ملی، پولی و مالی*، دفتر اقتصاد کلان، سال‌های مختلف.

شریفی رنانی، حسین؛ قبادی، سارا؛ امراللهی، فرزانه و هنرور، نغمه (۱۳۹۰). "بررسی کانال قیمت دارایی‌ها در اثرگذاری سیاست پولی در ایران، مطالعه موردی شاخص قیمت مسکن". *فصلنامه تحقیقات مدلسازی اقتصادی*، شماره ۳، ۴۳-۲۹.

شهبازی، کیومرث و کلانتری، زهرا (۱۳۹۱). "اثرات شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی بر متغیرهای بازار مسکن در ایران: رهیافت SVAR ". فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی، سال بیستم، شماره ۶۱، ۲۳-۱۰.

طاهری فرد، احسان (۱۳۷۸). "*تأثیر تغییرات درآمدهای نفتی بر نرخ و اقعی ارز، مورد ایران (۱۳۷۵-۱۳۶۰)*". پایان نامهٔ کارشناسی ارشد، بخش اقتصاد دانشگاه شیراز. عباسی‌نژاد، حسین و یاری، حمید (۱۳۸۸). "تأثیر شوک‌های نفتی بر قیمت مسکن در ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره ۹، ۷۷-۵۹.

عزیزی، فیروزه (۱۳۸۳). "آزمون تجربی رابطه تورم و بازده سهام در بورس اوراق بهادار تهران". *فصلنامه پژوهش های اقتصادی*، شماره ۱۱، ۱۰۴-۸۷.

فرزین وش، اسداله و محسنی زنوزی، سیدجمال الدین (۱۳۸۸). "نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی ایران". *نامه مفید (نامه اقتصادی)*، شماره ۷۲، ۳۲-۳.

قالیباف اصل، حسن (۱۳۸۱). "*بررسی اثر نرخ ارز بر روی ارزش شرکت در ایران*". پایان نامه کارشناسی ارشد مدیریت، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

قلی‌زاده، علی‌اکبر و کمیاب، بهناز (۱۳۹۲). "غرامت‌های بیکاری منطقه‌ای در بازار مسکن استان‌های ایران". فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، سال پانزدهم، شماره سوم، ۳۲-۲۲.

www.SID.ir

Archive of SID

کریم زاده، مصطفی (۱۳۸۵). "بررسی رابطه بلندمدت شاخص قیمت سهام بورس با متغیرهای کلان پولی با استفاده از روش همجمعی در اقتصاد ایران". *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۲۶، ۵۸-۴۹.

مهدوی عادلی، محمدحسن و نوروزی، روح‌الله (۱۳۸۸). "نقش سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بر صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران". *مجله دانش و توسعه*، شماره ۲۷، ۶۸-۸۵.

موسایی، میثم (۱۳۸۹). "رابطه بازار سهام و متغیرهای کلان اقتصادی در ایران". *فصلنامه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، سال هجدهم، شماره ۵۴، ۹۴-۷۳.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸). "*ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی*". چاپ اول، تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

یوسفی، داود (۱۳۷۹). "*بررسی و برآورد تابع تقاضای واردات کل ایران به وسیله تکنیک همگرایی*". پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، دانشگاه شهید بهشتی.

Afonso, A. & Souso R. M. (2009). "The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy". Working Paper, No. 991, Available at www.ecb.europa.eu. 20-42.

Ayuso, J., Blanco, R & Restoy, F. (2006). "*House Prices and Real International Rates in Spain*". Banco DE Espana Publication, PP. 8-38.

Bahmani-Oskooee, M. & Nasir, A. (2004). "ARDL Approach to Test the Productivity BiasHypothesis". *Review of Development Economics*, 8(3), 484-488.

Banerjee, A., Dolado, J. & Mestre, R. (1998). "Error-Correction Mechanism Tests for co -Integration in a Single-Equation Framework". *Journal of Time Series Analysis*, 19(2), 267–283.

Cho, D. (2006). "*Interest Rate, Inflation, and Housing Price: With an Emphasis on Chonsei Price in Korea*". URL: http://www.nber.org/chapters/c10147. 18-32.

Chui, L. & Chau, K. W. (2005). "An Empirical Study of the Relationship between Economic Growth, Real Estate Prices and Real Estate Investments in Hong Kong". *Surveying and Built Environment,* 16(2), 19-32.

Clapp, J. & Giacotto, C. (1993). "The Influence of Economic variables on House Price Dynamics". Journal of Urban Economics, 36, 83-116.

Craig, R. S. & Hua, Ch. (2011). "Determinants of Property Prices in Hong Kong SAR: Implications for Policy". *International Monetary Fund,* 11(1), 1-12.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55(3), 251-276.

Gerlach, S. & Peng, W. S. (2005). "Bank lending and property prices in Hong Kong". *Journal of Banking and Finance*, 29(2), 461-481.

Gerlach, S. (2002). "*Bank Lending and Property Prices in Hong Kong*". papers.ssrn.com/sol3 /papers.cfm?abstract_id=1009153. 15-21.

Hofmann, B. (2003). "Bank lending and Property Prices: Some International Evidence". *The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper*, 22(3), 34-47.

Liang, Qi. & Hua Cao, H. (2007). "Property Prices and Bank Lending in China". *Journal of Asian Economics*, 18(2), 63-75.

Mandell, S. (2011). "*Bank Lending and House Prices in Sweden 1992-2010*". .eres. scix.net/cgi-bin/works/Show? eres2011_91-104.

Mishkin, S. F. (2007). "*Housing and the Monetary Transmission Mechanism*". Prepared for Federal Reserve Bank of City´s.

Pesaran, H., Shin, Y. & Smith, R. (2001). "Bound Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometric,* 16, 289-326.

www.SID.ir