فصلنامه سیاست‌های راهبردی و کلان/ سال یکم، شماره سوم، پاییز ۱۳۹۲/ صفحات ۱-۱۵

بررسی اثرات مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران[۱]

محمّدرضا منجذب[۲]، مصطفی مصطفی‌پور[۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۹/۶ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۲/۱۱/۲۸

چکیده

این پژوهش به بررسی تأثیر طرح مسکن مهر بر بازار مسکن در ایران با استفاده از داده‌های پنل و استفاده از مدل ARDL نامتقارن پیشنهاد شده توسط شاین، یو و گرینوود- نیمو (۲۰۱۱) پرداخته است. برای این منظور از داده‌های ۹ استان: تهران، گیلان، مازندران، آذربایجان شرقی، خوزستان، فارس، اصفهان، همدان و زنجان در بازه‌ی زمانی ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ استفاده شده است. متغیّرها از الگوی پوتربا و توبین استخراج شده‌اند و متغیّر در نظر گرفته‌شده برای بررسی تأثیر مسکن مهر بر قیمت مسکن تعداد پروانه‌های ساختمانی صادره است. نتایج بیانگر تأثیر بالای متغیّر تعداد خانوار (جمعیت) و نقدینگی بر قیمت مسکن بوده و همچنین بیانگر این موضوع مهم است که طرح مسکن مهر نتوانسته است کاهشی را در روند افزایش قیمت مسکن ایجاد کرده و مانع رشد بی‌رویه آن شود و فقط اجرای این طرح از طریق تأثیر بر انتظارات آینده‌ی مردم باعث ایجاد رکودی در بخش معاملات مسکن شده که این رکود کاهش نسبی قیمت مسکن را به دنبال داشته است.

طبقه‌بندی JEL: P49

واژگان کلیدی: مدل خودرگرسیون با وقفه‌ی توزیعی، داده‌های تلفیقی، قیمت مسکن.

---

۱. برگرفته شده از پایان‌نامه کارشناسی ارشد

۲. رییس و عضو هیئت علمی دانشگاه علوم اقتصادی **email:** dr_monjazeb@yahoo.com

۳. کارشناس ارشد مهندسی صنایع- سیستم‌های اقتصادی اجتماعی **email:** Mostafa_mostafapour@yahoo.com

مقدمه

امروزه جامعه ایران در مرحله سریعی از تحول اقتصادی و اجتماعی قرار گرفته است. میل به مصرف و دستیابی بر کلیه امکانات رفاهی و تمام مظاهر توسعه خواست هر یک از افراد جامعه ایرانی است. داشتن مسکن خوب و مناسب نیز یکی از خواست‌های جامعه متحول امروزی است. موضوع مسکن به علت ویژگی‌های آن و به سبب ارتباطی که با تمام گروه‌های اجتماعی دارد، پیوسته مورد توجه و علاقه عموم مردم بوده است. مسکن از جمله مسائل اجتماعی است که ابعاد گوناگون دارد که باید با دیدی همه سو نگر به سراغ آن رفت.

طرح مسکن مهر در ابتدا در قالب بند د تبصره ۶ قانون بودجه سال ۱۳۸۶ در ایران آغاز شد و سپس بر مبنای قانون ساماندهی و حمایت از تولید و عرضه مسکن، به صورت پیوسته در دستور کار قرار گرفت. البته ذکر این نکته نیز ضروری است که این طرح که در حقیقت شامل اجاره بلندمدت زمین جهت احداث مسکن است، در طرح جامع مسکن نیز پیشنهاد شده بود. حال پس از گذشت ۶ سال از آغاز این طرح کاهش محسوسی در قیمت مسکن مشاهده نشده است و حتی در برخی از مقاطع شاهد افزایش شدید قیمت مسکن و اجاره آن بوده‌ایم. همچنین عده‌ای بر این عقیده هستند که طرح مسکن مهر چه در قالب مجتمع و چه در قالب انفرادی باعث افزایش تورم در این مقطع شده است، این موضوع باعث شد تا به بررسی وضعیت قیمت مسکن در ایران بپردازیم و میزان تأثیر این سیاست بر قیمت مسکن را مورد ارزیابی قرار دهیم.

۱. پیشینه‌ی تاریخی

در این قسمت مطالعاتی که در این زمینه انجام شده است مورد بررسی قرار می‌گیرد. در پایان نتایج کلی به‌دست آمده برای استفاده و مقایسه با نتایج پژوهش بیان خواهد شد.

علی اکبر قلی‌زاده (۱۳۹۱) در مطالعه‌ای با عنوان "اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران" اثر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن با توجه ویژه بر آخرین شوک اتفاق افتاده در ۱۳۸۵-۱۳۸۶ با استفاده از الگوی خود توضیح برداری با وقفه‌های گسترده[1] و بر مبنای داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰-۱۳۸۶ به این نتایج دست یافت که، رابطه مثبت و معنی‌داری بین تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن و قیمت مسکن هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت وجود دارد و همچنین رابطه علّی یک‌طرفه از طرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرار می‌باشد. کشش‌های برآورد شده حکایت از تفاوت میزان اثرگذاری متغیّرها در دوره‌های افزایش و کاهش قیمت دارد، با این وجود افزایش تقاضا از طریق رشد جمعیت اثر شدیدتری بر قیمت مسکن خواهد داشت و در مقابل مؤثرترین سیاست جهت فایق آمدن بر رکود بخش مسکن توسعه تسهیلات اعتباری می‌باشد.

1. ARDL

قلی زاده و کمیاب (۱۳۸۷) در مطالعه‌ای دیگر به بررسی اثر سیاست پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره‌های رونق و رکود در ایران پرداخته‌اند، بر این اساس از روش نسبت قیمت به اجاره برای محاسبه‌ی حباب و از تکنیک $ARDL$ به منظور برآورد مدل براساس داده‌های فصلی ایران طی سال‌های ۱۳۷۱-۱۳۸۵ استفاده شد و نتایج بدین گونه بود که شکل‌گیری حباب‌ها در دوره‌های رونق و رکود متفاوت بوده است و متغیّرهای مؤثر و اثرات نهایی آن‌ها بر حباب یکسان نبوده است.

کنستانتینوس کاتراکلیدیس[1] و دیگران (۲۰۱۲)، در مقاله‌ای تحت عنوان "چه عواملی باعث پویایی‌های قیمت مسکن در یونان شده است؟" شواهد جدیدی از مدل $NARDL$ به‌دست آورد. در این پژوهش با استفاده از متغیّرهای کلان اقتصادی سعی در تعیین عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن شده است. نتایج نشان می‌دهند تغییرات مثبت و منفی متغیّرهای توضیحی تأثیر زیادی بر قیمت مسکن چه در بلندمدت و چه در کوتاه‌مدت می‌گذارند.

اسچکر[2] (۲۰۰۷)؛ در پژوهشی به بررسی وجود حباب قیمت مسکن در شهر هامبولد ایالات متحده می‌پردازد. در این بررسی از روش نسبت قیمت به اجاره (P/E) برای تشخیص حباب در دوره‌ی ۱۹۸۹-۲۰۰۴ استفاده می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که در خلال سه سال از ژانویه ۲۰۰۲ تا دسامبر ۲۰۰۴ متوسط رشد قیمت مسکن ۷۲ درصد معادل ۱۱۳/۷۵۰ دلار افزایش یافته است که در این میان بیشترین سرعت رشد مربوط به سال ۲۰۰۴ می‌باشد. در سال‌های ۲۰۰۳ و ۲۰۰۴ نسبت P/E سه واحد افزایش یافته در حالی که این نسبت از ۱۹۸۹ تا ۲۰۰۲ هرگز بیش از یک واحد کاهش یا افزایش نداشته است. از این مسأله می‌توان نتیجه گرفت که حباب قیمت در بازار مسکن هامبولد وجود دارد.

سوئرنسن[3] (۲۰۰۶)؛ در مطالعه‌ای تحت عنوان "پویایی‌های قیمت مسکن؛ برگرفته از شواهد بین‌المللی" به‌دنبال بررسی علل افزایش جهانی و جنبش جهانی و جنبش کوتاه‌مدت قیمت مسکن می‌باشد. وی بازار مسکن چهار کشور آمریکا، انگلیس، نروژ و هلند را از زمان تولید داده‌ها در هر کشور تا سال ۲۰۰۴، مورد بررسی قرار داده است. برای این امر ابتدا ترکیبی از مدل پوتربا و Q توبین را به‌عنوان مبنای تئوریک مدل انتخاب کرده است و سپس با استفاده از مدل $ARDL$ به تخمین قیمت بنیادی مسکن پرداخته و پسماند مدل را به‌عنوان حباب در نظر گرفته است. در این مطالعه متغیّرهای بنیادی توضیح‌دهنده‌ی قیمت مسکن که از مدل پوتربا و توبین استخراج شده و در مدل وارد شده‌اند عبارتند از درآمد، هزینه‌ی ساخت، اجاره و متغیّرهای جمعیتی (جمعیت بین ۱۵ تا ۳۵ سال به‌عنوان تقریبی از جمعیت خریداران مرتبه‌ی اول مسکن). در مرحله‌ی بعد، وی برای مشاهده‌ی تأثیر قیمت دوره‌ی قبل در روند حبابی و ریسک ترکیدن حباب، متغیّر قیمت اسمی مسکن با یک وقفه را در مدل ECM[4] لحاظ کرده و متغیّرهای مربوط را در قالب یک معادله‌ی رگرسیونی دیگر مورد بررسی قرار می‌دهد.

نتایج فوق نشان می‌دهند که جمعیت یک متغیّر تأثیرگذار بر قیمت مسکن می‌باشد و اعطای تسهیلات تأثیر کمی بر کاهش قیمت مسکن دارد و همچنین متغیّر درآمد تأثیری بر قیمت مسکن در ایران ندارد.

1. Constantinos Katrakilidis 2. Eschaker, E. (2007) 3. Soerensen, J.K. (2006)
4. Erorr Correction Model

۲. روش تحقیق و ساختار مدل ARDL نامتقارن

با توجه به تعریف گرنجر و یوان در سال ۲۰۰۲، ۲ سری زمانی به‌طور نامتقارن هم‌انباشته‌اند هرگاه مؤلفه‌های مثبت و منفی آن‌ها با یکدیگر هم‌انباشته باشند. در این پژوهش یکی از روش‌های تک معادله‌ای[۱] موسوم به الگوی نامتقارن (غیرخطی) خودتوضیح با وقفه‌های توزیع[۲] بهره‌گیری شده است.

روش $ARDL$ توانایی تخمین اجزای کوتاه‌مدت و درازمدت را دارد. این روش همچنین قادر به رفع مشکلات مربوط به حذف متغیّر و خودهمبستگی است و در ضمن به دلیل اینکه این مدل‌ها عموماً عاری از مشکلاتی چون خودهمبستگی سریالی و درون‌زایی هستند، تخمین‌های به‌دست آمده از آن‌ها ناریب و کارا خواهد بود[۳]. فرم عمومی مدل $ARDL$ به‌صورت زیر تعریف می‌شود.

$$\varphi(L) = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \beta'(L) x_{it} + u_t \qquad (۱)$$

که

$$\varphi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \varphi_i L^i \qquad (۲)$$

و

$$\beta(L) = \sum_{j=1}^{\infty} \beta_j L^j \qquad (۳)$$

که در آن:

L عملگر وقفه است و (w_t) بردار متغیّرهای قطعی مانند عرض از مبدأ، متغیّرهای مجازی $(DUMMYV)$، روندهای زمانی و یا سایر متغیّرهای برون‌زاست، x_{it} متغیّر موردنظر در زمان t و در مقطع i و u_t متغیّر خطاست.

مدل $ARDL$ نامتقارن به‌کار رفته در این بخش یک تکنیک جدید برای تشخیص روابط غیرخطی و نامتقارن متغیّرهای اقتصادی در بلندمدت و کوتاه‌مدت است. این تکنیک توسط شاین و دیگران[۴] توسعه یافت و در واقع گسترش‌یافته مدل $ARDL$ خطی است که در بالا ذکر شد[۵].

قبل از توسعه کامل مدل $NARDL$ ($ARDL$ نامتقارن) رابطه بلندمدت نامتقارن زیر را تعریف می‌کنیم:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \qquad (۴)$$

که y_t و x_t متغیّرهای انباشته از مرتبه یک $I(1)$ هستند و

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \qquad (۵)$$

$$x_i^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j, 0)$$

---

۱. روش‌های تک معادله‌ای در مقابل روش‌های سیستمی قرار دارند.

2. NARDL 3. Siddiki (2000) 4. Shin et al. (2011)

5. Pesaran and Shin (1999), Pesaran et al.(2001), Schorderet (2003), Shin et al.(2011).

$$x_i^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j, 0)$$

ترکیب خطی هم‌انباشته مؤلفه‌های مثبت و منفی را در نظر می‌گیریم (اسکوردرت،۲۰۰۳)[1].

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^- y_t^- \qquad (۶)$$

اگر z_t انباشته از مرتبه صفر باشد، در این صورت گوییم x_t و y_t به‌صورت نامتقارن هم‌انباشته‌اند. چنانچه $\beta_0^+ = \beta_0^-$ و $\beta_1^+ = \beta_1^-$ در این صورت هم‌انباشتگی متقارن خواهد بود.

۳. مدل و نتایج تجربی

تمامی متغیّرها براساس مدل پوتربا و توبین در نظر گرفته شده‌اند.

داده‌های استفاده شده در تحلیل تجربی، داده‌های پنل از سال ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۰ می‌باشند.

تجزیه و تحلیل مدل تجربی به‌صورت کلی زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$\ln hp_{it} = f\begin{pmatrix} \ln pop_{it}, \ln liq_{it}, \ln \inf l_{it}, \ln incompos_{it}, \ln incomneg_{it}, \\ \ln bpermitpos_{it}, \ln bpermitneg_{it} \end{pmatrix} \qquad (۷)$$

به‌طوری که در آن $\ln pop_{it}$ لگاریتم طبیعی متغیّر جمعیت در زمان t و در استان i می‌باشد. $\ln liq_{it}$ لگاریتم نقدینگی، $\ln \inf l_{it}$ لگاریتم طبیعی تورم در زمان t و در استان i می‌باشد، $\ln incompos_{it}$ لگاریتم طبیعی شوک مثبت در درآمد، $\ln incomneg_{it}$ لگاریتم طبیعی شوک منفی در درآمد و $\ln bpermitpos_{it}$ و $\ln bpermitneg_{it}$ به‌ترتیب لگاریتم طبیعی افزایش و کاهش در تعداد پروانه‌های ساختمانی است. با توجه به مزیت‌های ذکر شده بخش قبل برای استفاده از مدل $NARDl$ الگوی کلی مدل را برای متغیّرهای ذکر شده به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$\begin{aligned} \Delta \ln hp_{it} = {} & cons + p \ln hp_{it-1} + \theta_1 \ln pop_{it} + \theta_2 \ln liq_{it} \\ & + \theta_3^+ \ln incompos_{it} + \theta_3^- \ln incomneg_{it} \\ & + \theta_4^+ bpermitpos_{it} + \theta_4^- bpermitneg_{it} \\ & + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_j \Delta \ln hp_{it-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \pi_{1j} \Delta \ln pop_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_2} \pi_{2j} \Delta \ln liq_{it-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \pi_{3j}^+ \Delta \ln incompos_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_4} \pi_{3j}^- \Delta \ln incomneg_{it-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \pi_{4j}^+ \Delta \ln bpermitpos_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q_6} \pi_{4j}^- \Delta \ln bpermitneg_{it-j} + e_t \end{aligned} \qquad (۸)$$

1. Schorderet (2003)

که در آن $q_1, q_2, \ldots, q_6$ توسط معیارهای اطلاعات آکایک (AIC)[1] و شوارز بیزین ($SBIC$)[2] و هنان کوئین ($HQIC$)[3] انتخاب می‌شود.

در ابتدا لازم است مرتبه انباشتگی متغیّرها را بررسی کنیم تا مطمئن شویم هیچ‌کدام از متغیّرها $I(2)$ نیستند، چنانچه این امر رعایت نشود استفاده از مدل نامعتبر خواهد بود (Ouattarat, 2004).

برای بررسی این مهم از آزمون ریشه واحد Dickey and Fuller (1979) استفاده خواهیم کرد. نتایج جدول (۱) نشان می‌دهد که هیچ‌کدام از متغیّرها $I(2)$ نیستند بنابراین ما مجاز به استفاده از مدل $ARDL$ هستیم.

جدول-۱. بررسی مانایی سایر متغیّرها

متغیّر	*Levin,lin & chut*	*Im,Pesaran & chi-s*	*ADF-Fisher chi-s*	مانایی
$\ln pop$	۰/۰۰۰۲	۱/۰۰۰	۰/۸۴۱۹	$I(0)$
$\ln liq$	۰/۰۰۰۷	۰/۹۳۹۹	۰/۹۹۷۱	$I(0)$
$\ln incompos$	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$I(1)$
$\ln incomneg$	۰/۰۰۹۳	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$I(1)$
$\ln infl$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۱۳	۰/۰۰۷	$I(0)$
$\ln bpermitpos$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$I(0)$
$\ln bpermitneg$	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	$I(0)$

مأخذ: یافته‌های تحقیق

به منظور استفاده از مدل $ARDL$ بایستی وجود هم‌انباشتگی پنهان بین متغیّرها ثابت شود بدین منظور مراحل زیر را در پیش می‌گیریم:

ابتدا با استفاده از آزمون والد[4] محدودیت: $c_2 = c_3 = c_4 = c_5 = c_6 = c_7 = c_8 = 0$[5] را آزمون میکنیم، نتایج آزمون به شرح ذیل می‌باشد:

1. Akaike (1974) Information Criterion
2. Schwarz (1978) Bayesian Information Criterion
3. Hannan-Quinn Information Criterion
4. Wald's Test
5. $c_2 = \rho, c_3 = \theta_1, c_4 = \theta_2, c_5 = \theta_3^+, c_6 = \theta_3^-, c_7 = \theta_4^+, c_8 = \theta_4^-$

جدول-۲. آزمون والد

Test Statistic	***Value***	***df***	***Probability***
F-statistic	۹/۲۶۵۴۶۷	(۷/۷۳)	۰/۰۰۰۰
Chi-square	۶۴/۸۵۸۲۷	۷	۰/۰۰۰۰
Null Hypothesis: $c(۲)=c(۳)=c(۴)=c(۵)=c(۶)=c(۷)=c(۸)=۰$			
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction $(=۰)$		***Value***	***Std.Err.***
$C(۲)$		-۰/۳۳۰۸۰۲	۰/۰۷۳۹۹۹
$C(۳)$		۰/۰۸۰۱۱۲	۰/۰۳۷۶۵۴
$C(۴)$		۰/۴۰۴۸۳۴	۰/۰۷۵۴۰۱
$C(۵)$		۰/۰۵۶۳۶۸	۰/۱۱۳۴۵۹
$C(۶)$		۰/۰۰۵۱۱۴	۰/۰۱۵۶۶۰
$C(۷)$		۰/۰۰۹۶۸۷	۰/۰۱۶۱۴۹
$C(۸)$		-۰/۴۳۱۱۱۳	۰/۰۹۷۶۶۳
Restriction are linear coefficients.			

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مقدار F محاسبه شده توسط آزمون والد ۹/۲۶۵۴۶۷ است و مقدار بحرانی محاسبه شده توسط پسران برای $k=۷$ در سطح ۱٪ (با عرض از مبدأ محدود و بدون روند)[1] برابر ۳/۹۰ است، که مقدار به‌دست آمده توسط آزمون والد بیشتر از این مقدار می‌باشد و این بیانگر وجود هم‌انباشتگی بین متغیّرهای مذکور می‌باشد. بنابراین وجود هم‌انباشتگی نامتقارن تأیید می‌شود.

۱-۳. برآورد مدل

با استفاده از معیار اطلاعات آکایک Akaike Information Criterion (1981) تعداد وقفه‌ها تعیین شدند، حال مدلی به‌صورت زیر را تخمین می‌زنیم:

1. M. Hashem Pesaran,Yongcheol Shin and Richard J.Smith(2001).” Bound’s Testing Approches to the Analysis of Level Relationship”, Jornnnal of Applied Econometrics.

$$\begin{aligned}\Delta \ln hp_{it} = {} & cons + p \ln hp_{it-1} + \theta_1 \ln pop_{it} + \theta_2 \ln liq_{it} \\ & + \theta_3^{+} \ln incompos_{it} + \theta_3^{-} \ln incomneg_{it} \\ & + \theta_4^{+} bpermitpos_{it} + \theta_4^{-} bpermitneg_{it} \\ & + \sum_{j=1}^{7} \varphi_j \Delta \ln hp_{it-j} + \sum_{j=0}^{5} \pi_{1j} \Delta \ln pop_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{1} \pi_{2j} \Delta \ln liq_{it-j} + \sum_{j=0}^{2} \pi_{3j}^{+} \Delta \ln incompos_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{2} \pi_{3j}^{-} \Delta \ln incomneg_{it-j} + \sum_{j=0}^{5} \pi_{4j}^{+} \Delta \ln bpermitpos_{it-j} \\ & + \sum_{j=0}^{5} \pi_{4j}^{-} \Delta \ln bpermitneg_{it-j} + e_t\end{aligned} \qquad (۹)$$

نتایج نهایی پس از انجام آزمون‌های آماری در جدول (۳) نشان داده شده است. به جهت بررسی تـأثیر طرح مسکن مهر بر قیمت مسکن از متغیّر مجازی استفاده کرده‌ایم که مقدار این متغیّر از مقطع پرداخت تسهیلات تا سال ۱۳۹۰، یک، و در سال‌های دیگر مقدار صفر را اختیار کرده است. این متغیّـر مجـازی را $D1$ نامیده و نتایج به‌دست آمده به شرح جدول زیر است:

جدول-۳. نتایج تخمین مدل

Dependent Variable: DLNHP
Method: Panel EGLS (*Cross-section SUR*)
Sample (*adjusted*): ۱۳۹۰-۱۳۷۸
Periods included: ۱۳
Cross-sections included: ۹
Total panel (*balanced*) *observations*: ۱۱۷
Linear estimation after one-step weighting matrix

Prob.	***t-Statistic***	***Std. Error***	***Coefficient***	***Variable***
۰/۰۰۰۰	-۵/۲۰۵۹۳۹	۰/۷۲۳۷۸۳	-۳/۷۶۷۹۷۰	*C*
۰/۰۰۰۰	-۴/۴۷۰۳۶۸	۰/۰۷۳۹۹۹	-۰/۳۳۰۸۰۲	*LNHP* (-۱)
۰/۰۳۶۸	۲/۱۲۷۵۶۶	۰/۰۳۷۶۵۴	۰/۰۸۰۱۱۲	*LNPOP*
۰/۰۰۰۰	۵/۳۶۹۱۰۰	۰/۰۷۵۴۰۱	۰/۴۰۴۸۳۴	*LNLIQ*
۰/۶۲۰۸	۰/۴۹۶۸۱۲	۰/۱۱۳۴۵۹	۰/۰۵۶۳۶۸	*LNINFL*
۰/۷۴۴۹	۰/۳۲۶۵۷۷	۰/۰۱۵۶۶۰	۰/۰۰۵۱۱۴	*LNINCOMPOS*
۰/۵۵۰۵	۰/۵۹۹۸۶۲	۰/۰۱۶۱۴۹	۰/۰۰۹۶۸۷	*LNINCOMNEG*
۰/۰۰۰۰	-۴/۴۱۴۲۹۳	۰/۰۹۷۶۶۳	-۰/۴۳۱۱۱۳	*D*۱
۰/۰۶۶۴	۱/۸۶۳۷۲۸	۰/۰۰۴۳۳۲	۰/۰۰۸۰۷۵	*D*۱***LNBPERMITPOS*
۰/۲۱۲۲	-۱/۲۵۸۶۸۸	۰/۰۳۹۱۱۰	-۰/۰۴۹۲۲۷	*LNBPERMITPOS*
۰/۲۵۸۱	-۱/۱۳۹۶۹۰	۰/۰۳۹۱۳۵	-۰/۰۴۴۶۰۲	*LNBPERMITNEG*
		Weighted Statistics		
۱/۱۹۴۰۲۸	*Mean dependent var*		۰/۸۴۱۱۷۶	*R-squared*
۲/۸۳۴۹۵۴	*S.D. dependent var*		۰/۷۴۷۶۲۲	*Adjusted R-squared*
۹۴/۶۵۸۹۴	*Sum squared resid*		۱/۱۳۸۷۲۶	*S.E. of regression*
۲/۲۰۶۶۳۲	*Durbin-Watson stat*		۸/۹۹۱۳۵۴	*F-statistic*
			۰/۰۰۰۰۰۰	*Prob*(*F-statistic*)
		Unweighted Statistics		
۰/۱۷۸۰۶۰	*Mean dependent var*		۰/۶۳۶۴۹۶	*R-squared*
۲/۳۶۳۳۹۷	*Durbin-Watson stat*		۱/۶۵۹۰۵۹	*Sum squared resid*

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون نشان می‌دهند که متغیّر مجازی در سطح ۰/۹۵ معنادار است. یعنی تغییراتی در این مقطع رخ داده است. از طرفی مقدار متغیّر مجازی منفی است و این نشانگر آن است که عرض از مبدأ مدل کاهش یافته است.

ضریب متغیّر جمعیت برابر ۰/۲۱ محاسبه می‌شود[1]، از طرفی این متغیّر در سطح ۰/۹۵ معنادار است و این بدان معناست که یک درصد تغییر در جمعیت در ایران در طی دوره‌ی مورد بررسی توانسته است ۰/۲۱ درصد تغییر در قیمت مسکن را منجر شود، از طرفی این تغییر در بلندمدت ایجاد شده است و بیانگر این موضوع مهم است که هیچ‌گاه افزایش در میزان عرضه نتوانسته است تأثیر افزایش ناشی از جمعیت را بر قیمت مسکن کاهش دهد، ضریب متغیّر تغییرات لگاریتمی جمعیت (*Dlnpop*) نیز به لحاظ آماری در سطح ۰/۹۵ معنادار می‌باشد که این بدان معناست که تغییرات تعداد خانوار در کوتاه‌مدت (تغییرات لحظه‌ای) بر تغییر در قیمت مسکن مؤثر می‌باشد و این در واقع همان تقاضای مؤثر در کوتاه‌مدت است که در ایران با افزایش تعداد خانوارها اتفاق می‌افتد. بنابراین در ایران هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت متغیّر جمعیت (تعداد خانوار) تأثیر زیادی بر قیمت مسکن داشته است. در صورتی که تأثیرات جمعیت بر قیمت مسکن بایستی در کوتاه‌مدت فقط صورت پذیرد چرا که افزایش تقاضا در بلندمدت به واکنش عرضه بستگی دارد. با مقایسه‌ی ضریب متغیّر جمعیت (تعداد خانوار) در کوتاه‌مدت (۰/۲۷) و در بلندمدت (۰/۲۱) به این نتیجه می‌رسیم که در بلندمدت افزایش میزان عرضه به میزان (۰/۰۶) توانسته است تأثیر ناشی از افزایش جمعیت را کاهش دهد. ضریب متغیّر نقدینگی برابر ۱/۲۱ محاسبه می‌شود و همچنین این متغیّر معنادار است، این بیانگر وجود اثر بالای نقدینگی بر قیمت مسکن است. نقدینگی مهم‌ترین متغیّر برون‌بخشی اثرگذار بر نوسانات قیمت مسکن تلقی می‌شود. یعنی یک واحد تغییر در نقدینگی می‌تواند ۱/۲۱ درصد واحد تغییر در قیمت مسکن ایجاد کند. ضریب تورم در سطح ۰/۹ معنادار می‌باشد، و مقدار ضریب این متغیّر ۰/۱۵ محاسبه شده است. منفی بودن ضریب متغیّر مجازی $D1$ در جدول (۳) باعث کاهش عرض از مبدأ مدل شده است و از طرفی شیب افزایش قیمت مسکن در مقطع پرداخت تسهیلات کمتر از مقطع قبل از آن شده است و این نتیجه بیانگر این مهم است که این طرح باعث کاهش تقاضای مسکن در این مقطع شده است و متقاضیان مسکن همگی به امید کاهش قیمت مسکن دست از خرید مسکن کشیدند. نتایج به‌دست آمده حاکی از آن است که شوک‌های درآمدی و شوک وارده بر افزایش ساخت و ساز در این مقطع هیچ تأثیری بر قیمت مسکن نداشته و نتیجه با توجه به شرایط موجود سازگار است. متغیّر مجازی را برای متغیّر تغییرات لگاریتمی تعداد پروانه‌های ساخت (*DLNBPERMITPOS*) که بیانگر تأثیرات کوتاه‌مدت عرضه بر قیمت مسکن است در نظر می‌گیریم. سال شروع طرح مسکن مهر ۱۳۸۶ می‌باشد اما از آنجا که میانگین زمان مورد انتظار برای ساخت یک واحد مسکونی دو سال است (مدت زمان مشارکت در ساخت)؛ لذا بایستی تأثیر این طرح بعد از گذشت دو سال بر قیمت مسکن باشد. نتایج به شرح جدول زیر است:

1. $c_2 = -\dfrac{\ln pop}{\ln hp(-1)}$

جدول-۴. متغیّر مجازی برای تعداد پروانه‌های ساخت در کوتاه‌مدت

Dependent Variable: DLNHP
Method: Panel EGLS (Cross-section SUR)

Prob.	t-Statistic	Std. Error	Coefficient	Variable
۰/۸۳۱۷	۰/۲۱۴۱۴۶	۱/۲۲۴۲۳۷	۰/۲۶۲۱۶۵	*C*
۰/۳۲۴۳	-۰/۹۹۹۸۲۸	۰/۰۹۲۶۷۴	-۰/۰۹۲۶۵۸	*LNHP*(-۱)
۰/۳۹۶۰	۰/۸۵۹۳۶۲	۰/۰۵۶۲۹۹	۰/۰۴۸۳۸۱	*LNPOP*
۰/۴۶۵۶	-۰/۷۳۷۸۰۲	۰/۱۲۰۸۰۱	-۰/۰۸۹۱۲۷	*LNLIQ*
۰/۴۸۷۶	۰/۷۰۱۴۸۳	۰/۱۲۴۰۲۴	۰/۰۸۷۰۰۱	*LNINFL*
۰/۵۳۹۴	۰/۶۱۹۷۴۴	۰/۱۰۸۴۰۹	۰/۰۶۷۱۸۶	*LNINCOMPOS*
۰/۵۴۹۶	۰/۶۰۴۱۷۹	۰/۱۰۹۲۷۸	۰/۰۶۶۰۲۳	*LNINCOMNEG*
۰/۴۱۹۴	-۰/۸۱۷۰۵۳	۰/۰۴۹۵۶۰	-۰/۰۴۰۴۹۳	*LNBPERMITPOS*
۰/۶۳۶۹	-۰/۴۷۶۲۰۸	۰/۰۴۹۸۲۸	-۰/۰۲۳۷۲۸	*LNBPERMITNEG*
۰/۱۹۹۷	۱/۳۰۷۱۴۲	۰/۱۰۲۴۳۹	۰/۱۳۳۹۰۲	*DLNHP*(-۱)
۰/۰۳۱۱	۲/۲۴۶۱۱۷	۰/۰۸۸۱۹۵	۰/۱۹۸۰۹۷	*DLNINFL*
۰/۳۸۵۶	۰/۸۷۸۵۵۴	۰/۳۴۴۸۴۵	۰/۳۰۲۹۶۵	*DLNPOP*
۰/۵۳۳۳	-۰/۶۲۹۱۷۴	۰/۱۰۷۹۳۸	-۰/۰۶۷۹۱۲	*DLNINCOMPOS*
۰/۵۰۶۹	-۰/۶۷۰۵۹۹	۰/۱۰۸۷۱۴	-۰/۰۷۲۹۰۳	*DLNINCOMNEG*
۰/۴۶۶۸	۰/۷۳۵۷۹۶	۰/۳۱۸۹۲۲	۰/۲۳۴۶۶۱	*DLNLIQ*
۰/۰۴۶۹	۰/۰۶۷۰۲۲	۰/۰۹۶۵۰۸	۰/۰۰۶۴۶۸	*D*۱
۰/۰۰۰۱	۴/۴۸۸۰۵۳	۰/۰۰۵۸۷۰	-۰/۰۲۶۳۴۴	*D*۱***DLNBPERMITPOS*
۰/۰۱۱۶	-۲/۶۶۳۴۱۳	۰/۰۸۶۱۰۵	-۰/۲۲۹۳۳۲	*DLNBPERMITPOS*
۰/۰۰۸۸	-۲/۷۷۶۷۳۰	۰/۰۸۷۷۲	-۰/۲۴۳۵۹۵	*DLNBPERMITNEG*
		Weighted Statistics		
۲/۶۳۲۷۸۷	*Mean dependent var*		۰/۹۱۹۲۳۴	*R-squared*
۳/۵۲۶۱۸۲	*S.D. dependent var*		۰/۸۲۰۰۰۸	*Adjusted R-squared*
۵۷/۴۶۹۸۶	*Sum squared resid*		۱/۲۸۱۴۰۴	*S.E. of regression*
۱/۹۸۱۳۲۸	*Durbin-Watson stat*		۹/۲۶۳۹۹۸	*F-statistic*
			۰/۰۰۰۰۰۰	*Prob*(*F-statistic*)
		Unweighted Statistics		
۰/۱۷۵۳۹۷	*Mean dependent var*		۰/۷۶۱۸۸۰	*R-squared*
۲/۱۶۲۹۵۹	*Durbin-Watson stat*		۰/۷۸۳۹۳۰	*Sum squared resid*

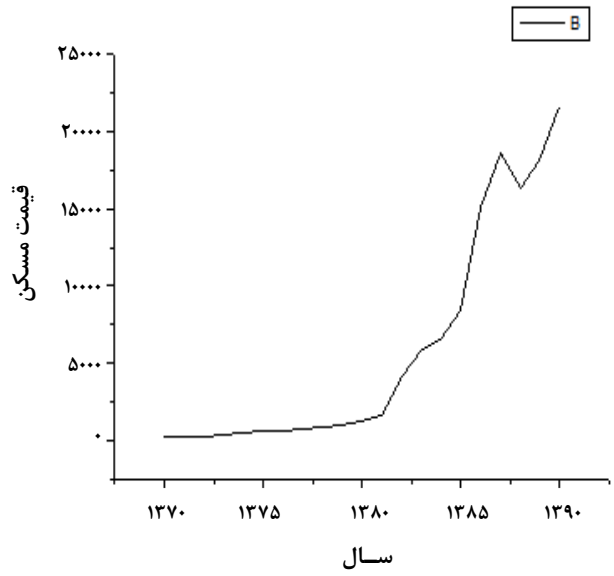
مأخذ: یافته‌های تحقیق

ضریب متغیّر مجازی (در سال ۱۳۸۷ و ۱۳۸۸ مقدار آن یک و در سایر سال‌ها صفر در نظر گرفته شده است) بیانگر آن است که تغییرات این دوره معنادار می‌باشد و نیز معنادار بودن ضریب متغیّر d۱*dlnbpermitpos تأثیر کاهنده بر قیمت مسکن به میزان ۰/۰۲ را در کوتاه‌مدت نشان می‌دهد.

بنابراین افزایش ساخت وساز در ایران تنها باعث کاهش موقتی قیمت مسکن شده است و بعد از گذشت یک دوره قیمت مسکن سیر صعودی خود را در پیش گرفته است.

به‌عنوان نمونه، نمودار زیر قیمت مسکن در تهران را نشان می‌دهد. در نمودار مشاهده می‌شود که قیمت مسکن بعد از یک دوره از آغاز طرح در سال ۱۳۸۸ کاهش یافته و دوباره در سال ۱۳۸۹ سیر صعودی خود را در پیش می‌گیرد.

نمودار-۱. روند قیمت مسکن در تهران



مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴. نتایج

نتایج آزمون‌ها نشان می‌دهند که متغیّرهایی که تأثیر زیادی بر قیمت مسکن دارند متغیّرهای تعداد خانوار، نقدینگی و مقداری کمتر از آن‌ها تورم می‌باشد و متغیّرهایی نظیر درآمد و تعداد پروانه‌های ساخت هیچ تأثیری بر تغییرات قیمت مسکن در ایران نداشته‌اند و همچنین نتایج به طریق اولی بیانگر این حقیقت هستند که طرح مسکن مهر فقط توانسته است رکودی در بخش مسکن ایجاد کند که این رکود

برخاسته از انتظارات مردم در جهت کاهش قیمت‌ها در آینده می‌باشد و نتوانسته است باعث کاهش روند قیمت در بخش مسکن شود و حکایت از تأثیر فزاینده‌ی نقدینگی بر قیمت مسکن دارد.

تولید مسکن از طریق کاهش سهم هزینه زمین از قیمت نهایی مسکن و ارایه تسهیلات قرض‌الحسنه ساخت مسکن و تبدیل واسطه‌های مالکیتی به مدیریتی، ارزان‌ترین شیوه تولید مسکن است. زیرا در شرایط فعلی در بسیاری از پروژه‌های احداث شده اقساط پرداختی از قیمت اجاره بهای واحد مسکونی کمتر است و این اقساط در سال‌های آتی افزایش پیدا نمی‌کند ولی اجاره بها هر ساله افزایش پیدا می‌کند ولیکن نمی‌توان صرفاً با افزایش تولید مسکن بازار مسکن را کنترل کرد و ضروری است رفتارهای سوداگرانه نیز در این بازار کنترل شود. بنابراین دولت در کنار حمایت از سیاست‌های تولید و عرضه پایدار مسکن در کشور که مسکن مهر یکی از آن سیاست‌هاست، باید توجه ویژه‌ای به سیاست‌های کنترلی و تنظیم بازار داشته باشد که مالیات مهم‌ترین ابزار اجرایی این سیاست است. از طرفی به جهت تأمین مالی بخش مسکن استقراض از بانک مرکزی و دخالت بانک مرکزی در جهت تأمین مالی بخش مسکن باعث افزایش تورم و افزایش حجم نقدینگی خواهد شد که به جهت رفع این مشکل و تأمین مالی بخش مسکن می‌توان از ابزارهای نوین بانکی همانند انتشار اوراق مشارکت رهنی استفاده کرد. همچنین کنترل نقدینگی هم‌زمان با افزایش خط اعتباری را می‌توان به‌عنوان پیشنهاد مطرح کرد.

منابع

بانک مرکزی. www.cbi.ir

بانک مسکن. bank-maskan.ir

رفعتی، پریسا (۱۳۸۲) . **"نقش سیاست‌های اعتباری بانکی بر روی رشد و گسترش بخش مسکن شهری"**. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد*، دانشکده‌ی علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهرا (س).

سوری، علی (۱۳۹۱) . **"اقتصادسنجی کاربردی همراه با کاربرد Eviews ۷"**. تهران، نشر فرهنگ‌شناسی.

قلی‌زاده، علی اکبر و ابراهیم احمدزاده (۱۳۸۶) . **"بررسی تأثیرگذاری اعتبارات اعطایی بانک مسکن بر قیمت مسکن"**. بانک مسکن، مرکز پژوهش و توسعه، اردیبهشت ۱۳۸۶.

قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۹) . **"بررسی اثر سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری"**. *مجله‌ی تحقیقات اقتصادی*، شماره ۴۵.

قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز کمیاب (۱۳۸۹) . **"بررسی واکنش سیاست پولی به حباب قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۵)"**. *مجله‌ی پژوهش‌های اقتصادی ایران*، شماره ۴۲.

قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۷) . **"نظریه قیمت مسکن در ایران: به زبان ساده"**. انتشارات نورعلم همدان.

قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۹۱) . **"اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران"**. *فصلنامه‌ی علمی- پژوهشی مطالعات اقتصادیِ کاربردی در ایران.*

مرکز آمار ایران./www.amar.org.ir

Adams, Z, Fuss, R.(2010)**."Macroeconomic determinants of international housing markets"**. *Journal of Housing Economics* 19,38-50.

Akaike , H., .(1981). **"Likelihood of a model and information criteria"**. *Journal of Econometrics* 16, 3–14.

Apergis , N., Rezitis , A.,(2003). **"Housing prices and macroeconomic factors: prospects within the European Monetary Union"**. *Applied Economic Letters* 10, 799–804.

Baffoe-Bonnie, J., (1998). **"The dynamic impact of macroeconomic aggregates on housing. prices and stock of houses: a national and regional analysis"**. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 17, 179–197.

Balke,N.S., Fomby, T.B.,(1997). **"Threshold cointegration"**. *International Economic Review* 38 ,627–645.

Brissimis, S.N., Vlassopoulos, T.,(2008). **"The interaction between mortgage financing and housing prices in Greece"**. *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 38, 146–164.

Chen, M., Tsai, C., Chang, C.,(2007). **"House prices and household income: do they move apart? Evidence from Taiwan"**. *Habitat International* 31, 243–256.

Constantinos Katrakilidis. (2012). **"What Drives Housing Price Dynamics in Greece: New Evidence from Asymmetric ARDL Cointegration"**. *Economic Modelling*, Vol. 29, No. 4, p. 1064-1069.

Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1979). **"Distribution of the estimators for autoregressive timeseries with a unit root"**. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–431.

Égert, B., Mihaljek, D., (2007). **"Determinants of house prices in central and eastern Europe"**. *Comparative Economic Studies* 49, 367–388.

Falk, B.(1986). **"Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle"**. *Journal of Political Economy* 94, 1069–1109.

Feldstein, M.S., (1992). **"Comment on James M. Poterba's paper, tax reform and the housing market in the late 1980s: who knew what, and when did they know it?"** *Real Estate and Credit Crunch*, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series,36, pp. 252–257.

Granger, C.W., Yoon, G.,(2002). **"Hidden cointegration"**. University of California, *Working Paper* 2002–02.

Soerensen, J.K. (2006) **."The Dynamics of House Prices: International Evidence"**. *Department of Economics*, University of Copenhagen.

An Investigation on the Effects of Mehr Housing on the Housing Market of Iran

Mohammad Reza Monjazeb, Mustafa Mustafa Pour

Received: 2013/11/27 **Accepted**: 2014/2/17

In this article, the impact of Mehr housing scheme on the housing market of Iran is investigated by using panel data and asymmetric ARDL model proposed by Schein, Yu, and Greenwood-Nemov (2011). For this purpose, the data for nine provinces namely: Tehran, Guilan, Mazandaran, Eastern Azerbaijan, Khuzestan, Fars, Isfahan, Hamedan, and Zanjan in the period 1991 to 2011 are applied. The variables are extracted from Poterba and Tobin model, and we assume the issued building permits to be our variable in estimating the effect of Mehr housing on the house price. Our results show the high impact of the number of households (population) variable, and the liquidity on housing price. Also, the important conclusion is that the Mehr housing scheme has not been able to reduce housing prices and prohibit its indiscriminate growth. However, performance of the plan has affected the expectations of people for future, and resulted in stagnation of housing transactions which itself has caused the relative decline of housing price.

JEL Classification: P49

Key Words*: ARDL Model, Housing Price, Panel Data.*