

اثر اعتبارات بر قیمت مسکن در ایران

علی اکبر قلی زاده^۱

سمیرا بختیاری پور^۲

تاریخ پذیرش: ۹۱/۷/۳۰

تاریخ دریافت: ۹۱/۴/۱۶

چکیده

اهمیت نظام تأمین مالی مسکن تا اندازه‌ای است که یکی از اقتصاددانان اهمیت آن را در قرن حاضر به مانند اهمیت ماشین بخار در فرآیند توسعه صنعتی ارزیابی می‌کند. ارتباط مابین قیمت مسکن و تسهیلات اعتباری یکی از مهم‌ترین دلمشغولی سیاستگذاران را تشکیل می‌دهد و اجرای سیاست‌های تسهیلات اعتباری بدون توجه به مبانی نظری و اثرات آن بر تورم و رشد بخش می‌تواند نتایج زیانباری را در اقتصاد مسکن و کل اقتصاد کشور به دنبال داشته باشد. وجود ارتباط بین تسهیلات مسکن و قیمت مسکن به معنای آن نیست که برای کنترل قیمت مسکن باید اعطای تسهیلات مسکن محدود و کنترل شود، بلکه موضوع مهم آن است که عملکرد نظام تسهیلات اعتباری مسکن به گونه‌ای باشد که ضمن کمک به رشد و توسعه بلندمدت بخش مسکن، از اثرات سوء و مخرب اقتصادی و اجتماعی آن پرهیز به عمل آید. الگوی انتخابی این مقاله، در خصوص اثرگذاری اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن برگرفته از مدل گریف و هاوس (۲۰۰۰) است. هدف این تحقیق بررسی اثر اعتبارات اعطایی بانک‌ها بر قیمت مسکن با عنایت خاص بر آخرین شوک اتفاق افتاده در ۱۳۸۵-۸۶ می‌باشد. معادلات با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) و بر مبنای داده‌های فصلی دوره ۱۳۷۰-۸۶ برآورد شده است. نتایج حاصل از برآوردها بیانگر آن است 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 علی یک طرفه از طرف تسهیلات به قیمت مسکن برقرار می‌باشد. کشش‌های برآورد شده حکایت از تفاوت میزان اثرگذاری متغیرها 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.

کلید واژه: قیمت مسکن، بازار مسکن، اعتبارات مسکن، مدل (ARDL)

طبقه بندی JEL: E31, E32, G20, R15

۱- مقدمه

طی دو دهه اخیر بخش مسکن در ایران از نوسانات زیادی برخوردار بوده که به تبع آن زیان‌های گسترده‌ای بر بنگاه‌های تولید کننده مسکن و عملکرد سایر بخش‌های اقتصادی و نظام بانکی بجا گذاشته است. نوسانات قیمت مسکن یکی از چالش‌های اساسی اقتصاد کشور بوده است.

آثار نظام تأمین مالی و اعتبارات اعطایی بر بخش مسکن از دو نظرگاه قابل بررسی است. از طرفی مطالعات انجام شده و نظریه‌های اقتصاد مسکن بر نقش انکار ناپذیر نظام تأمین مالی مسکن و اثرات گسترده آن بر رشد ارزش افزوده بخش مسکن و فعالیت‌های مرتبط تأکید دارند که به تقویت رشد تولید و اشتغال ملی منجر می‌شود. از سوی دیگر این باور که توسعه نظام تأمین مالی مسکن بر تشدید افزایش قیمت مسکن و پیدایش شوک‌های ادواری منجر می‌شود موضوعی مهم و قابل تأمل است. طی سال‌های اخیر شوک و جهش قیمت مسکن در ۱۳۸۶ از دیدگاه برخی از کارشناسان تحت تأثیر رشد قابل ملاحظه اعتبارات پرداختی به بخش مسکن بوده است. این بررسی تضاد موجود میان دو هدف رشد تولید و سرمایه‌گذاری از یک طرف و ایجاد تورم و نوسان‌های اقتصادی و اثرات سوء اجتماعی و توزیعی از سوی دیگر پیچیدگی نظام تأمین مالی مسکن را بیان می‌کند. رشد و توسعه نظام تأمین مالی مسکن به تأمین مسکن خانوارها کمک می‌کند و به رشد بخش مسکن و رشد اقتصاد ملی می‌انجامد و از سوی دیگر می‌تواند افزایش قیمت مسکن را بدنبال داشته باشد. این پژوهش در نظر دارد فرضیه: "اعتبارات اعطایی بانک‌ها اثر مثبت و معنی‌داری بر قیمت مسکن در ایران دارد" را مورد آزمون تجربی قرار دهد.

۲- مروری بر مطالعات انجام شده

در ادامه مطالعاتی که در زمینه موضوع مورد نظر یا مرتبط با آن صورت گرفته در دو بخش مطالعات خارجی و داخلی ارایه می گردد.

۲-۱- مطالعات خارجی

گریف و هاوس^۱ (۲۰۰۰) در مطالعه‌ای با عنوان "قیمت مسکن، تسهیلات (وام بانکی) و سیاست پولی" روابط میان قیمت مسکن و وام رهنی را مورد بررسی قرار داده‌اند. متغیر شاخص اطمینان مصرف کننده (FINSIT) دلالت بر شرایط انتظاری مالی در طی ۱۲ ماه آتی دارد. کاملاً مشهود است این متغیر رابطه معنی دار و معکوس با قیمت واقعی مسکن دارد. با افزایش کمی شاخص اطمینان مصرف کننده به میزان ۱٪، قیمت مسکن به میزان ۰/۷ درصد کاهش پیدا می کند. قابل ذکر است اکثر ضرایب الگوی برآورد شده اخیر به غیر از متغیر نرخ تراکم و نرخ بهره تسهیلات وام مسکن (Π_{eff}) و قیمت واقعی مسکن با یک دوره وقفه (Γ_{Ph})^۱ معنی دار هستند. به طور کلی شواهد تجربی این فرضیه را که وام مسکن و قیمت مسکن دارای رابطه علی دو سویه هستند، تأیید می کنند.

استفان و ونشنگ^۲ (۲۰۰۵) در مطالعه‌ای به ارزیابی رابطه میان قیمت دارایی‌های مسکونی و وام بانکی می پردازند. نتایج مطالعه نشان می دهد همبستگی زیادی بین میزان وام سیستم بانکی و قیمت دارایی‌های مسکونی وجود دارد و رابطه علی به طور عمده از طرف قیمت دارایی‌های مسکونی بر میزان اعتبارات بانکی می باشد.

گیروارد و بلوندان^۳ (۲۰۰۳) در مطالعه‌ای مشترک به نقش قیمت دارایی‌ها در فروپاشی بازارهای مالی پرداخته‌اند.

¹ - I.J.M.de Greef and R.T.A. de Haas

² - Stefan Gerlach a,b, Wensheng Peng

³ - Girouard And blondal

نتایج تخمین‌ها وجود رابطه باثبات و بلندمدت بین تسهیلات بانکی، قیمت مسکن و تولید ناخالص داخلی تأکید می‌کند و جهت تأثیرگذاری اعتبارات بانکی بر قیمت مسکن در مقایسه با سایر دارایی‌ها از شدت بالایی برخوردار می‌باشد.

۲-۲- مطالعات داخلی

احترام علوی زرننگ (۱۳۸۱) در مطالعه‌ای به بررسی نقش تسهیلات بانکی (بانک مسکن) بر نوسانات بازار مسکن می‌پردازد. هفت متغیر مورد بررسی عبارتند از: شاخص قیمت عمده فروشی مصالح ساختمانی، درآمد ملی سرانه، شاخص قیمت مسکن، شاخص اجاره‌بهای مسکن، سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان و مالیات بر مستغلات از بخش سیکل تجاری واقعی و تسهیلات بانکی (بانک مسکن). نتایج بدست آمده از VDS و IRFs نشان می‌دهد که در ایران شوک پولی (شوک تسهیلات بانکی) را می‌توان به عنوان منبع نوسانات در بازار مسکن معرفی نمود.

قلی زاده و احمد زاده (۱۳۸۶) در مطالعه‌ای، در چهارچوب مدل‌های اقتصادسنجی و با استفاده از داده‌های فصلی ۱۳۷۰/۱ الی ۱۳۸۵/۴ اثر اعتبارات اعطایی بانک مسکن بر قیمت مسکن را در شهرهای منتخب مورد بررسی قرار داده‌اند. در این مطالعه اثر متغیرهای مستقل از جمله: متغیرهای جمعیتی، نرخ سود بانکی، اعتبارات اعطایی بانک مسکن (مشارکت مدنی، فروش اقساطی) و قیمت دارایی‌ها بر قیمت مسکن بررسی شده است. نتایج مدل نشان می‌دهد اگرچه وام بانک مسکن اثر معنی‌داری بر قیمت مسکن داشته اما میزان اثر کوچک بوده است. به طور کلی ارزیابی روند مقادیر واقعی متغیرها نشان می‌دهد تمامی متغیرها به جز شاخص نرخ تراکم خانوار در واحد مسکونی دارای روند صعودی بوده‌اند و قیمت واقعی مسکن با تمامی متغیرهای برونزای مدل قیمت مسکن دارای ضریب همبستگی مثبت می‌باشد.

۳- مبانی نظری

در زمینه ارتباط قیمت مسکن و تسهیلات اعتباری پرداختی به بخش مسکن مدل‌های متعددی مورد استفاده قرار گرفته است و گریف و هاوس ساده‌ترین و پرکاربردترین مدل‌های تقاضای مسکن را معرفی نمودند که مدل‌های لگاریتمی - خطی می‌باشند. الگوی انتخابی این مقاله برگرفته از مدل گریف و هاوس (۲۰۰۰) است که در مطالعه ای تحت عنوان "قیمت مسکن، تسهیلات بانکی و سیاست پولی" ارایه شده است. بر مبنای استفاده از داده های مقطعی، مدل به شرح ذیل نوشته می شود:

$$H^* = \alpha \cdot y^{\varepsilon_y} P_n^{(\varepsilon_p+1)} Z^\gamma$$

در معادله (۱) H^* ارزش بازاری واحدهای مسکونی ملکی و یا میزان اجاره برای واحدهای مسکونی استیجاری، y درآمد خانوار، P_n قیمت هر واحد مسکونی (قیمت هدانیک و یا قیمت فروش سال قبل) و Z مجموعه ویژگی‌های خانوار می باشد. چنانچه اطلاعات آماری مقطعی و سری زمانی با هم ادغام گردند، با بکارگیری داده های پنلی مدل به صورت زیر تغییر می‌یابد:

$$\frac{H^*}{P} = \alpha \cdot \left(\frac{y}{P}\right)^{\varepsilon_y} \left(\frac{P_n}{P_0}\right)^{(\varepsilon_p+1)} Z^\gamma$$

در این رابطه P نشانگر شاخص قیمت مصرف کننده و P_0 نیز شاخص قیمت کالاهای غیر مسکن می‌باشند. تقاضا برای اعتبارات رهنی ممکن است به روش ساده و به واسطه فروض متناسب بودن تقاضا برای واحدهای مسکونی ملکی مورد برآورد قرار گیرند. در حالی که ثابت بودن ضریب (l) یا نسبت وام به ارزش واحد مسکونی مبنای تحلیل نظری خواهد بود:

$$M^* = l.H^*$$

با فرض برقراری نسبت ثابت ارزش وام به ارزش واحد مسکونی ($M = l.H$) عبارت (۴) به دست می آید:

$$UC_h = [r.M + t_p + c_m + d + i(1-l) - g].H$$

عبارت داخل براکت "قیمت یک متر مربع مسکن" می باشد که در برآورد مدل تقاضا مورد استفاده قرار می گیرد. یکی از مدل های مهم تبیین قیمت مسکن، مدل ذخیره - روانه مسکن است که در آن بازار به تدریج تسویه می شوند و قیمت ها متناسب با تقاضا و شکاف ذخیره موجود و مطلوب مسکن تعدیل می گردد. نرخ نهایی جانشینی خدمات مسکن و مطلوبیت بدست آمده از مصرف سایر کالاها ($\frac{u_h}{u_c}$) با نسبت هزینه واقعی استفاده واحد مسکونی به قیمت سایر کالاها (در اینجا برابر یک می باشد) برابر است و این نسبت برابر قیمت تعادلی واقعی اجاره مسکن در بازار سرمایه (R_t) خواهد بود:

$$\frac{u_h}{u_c} = [(1-t)i - \pi_h^e + \delta]rp_h = R_t$$

متغیرهای مورد نظر در رابطه هزینه واقعی استفاده از واحد مسکونی شامل نرخ بهره (r)، نرخ نهایی مالیات در آمدی (t)، سود سرمایه واقعی در بخش مسکن (π_h^e)، نرخ استهلاک (δ) و قیمت واقعی مسکن (rp_h) می باشند. اجاره محاسباتی غیر قابل مشاهده می باشد و طریق برابر میزان تقاضا و عرضه خدمات مسکن تعیین می گردد. لذا اجاره مسکن تابعی از درآمد واقعی (ry)، ذخیره مسکن (H) و متغیرهای دموگرافیکی ($DEMO$) می باشد:

$$R_t = f(ry, H, DEMO) \quad (۶)$$

معمولاً مدل های تعیین قیمت مسکن شامل برخی ویژگی های دموگرافیکی است که به صورت نسبت تعداد خانوار به تعداد واحدهای مسکونی ($\frac{DEMO}{H}$) نوشته می شود.

بنابراین قیمت مسکن به تقاضای مازاد، نه مقدار مطلق تقاضا یا عرضه مسکن، بستگی

$$\ln rp_h = f\left(\ln ry, \ln\left(\frac{DEMO}{H}\right), \ln\{(1-t)i - \pi_h^e + \delta\}, \ln rm\right) \quad \text{خواهد داشت:}$$

بر اساس فرم خلاصه شده قیمت مسکن تابعی از درآمد، متغیرهای جمعیتی، هزینه

استفاده مسکن و اجزاء آن و اعتبارات پرداختی به بخش مسکن می باشد.

بررسی روند تحولات متغیرها

قیمت مسکن قبل از سال ۱۳۸۰ با نزول و صعودهایی روبه رو بوده؛ اما نمودار این تغییرات قیمتی در سال‌های اخیر با شدت زیادی همراه بوده است. همان طور که در سال‌های ۸۳ تا ۸۷ شاهد رشد بی سابقه قیمت مسکن بوده ایم.

قیمت مسکن در سال ۸۵ رشد قابل توجهی داشته و به عنوان یک چالش جدی در بخش مسکن و کل اقتصاد فراروی سیاست‌گذاران قرار گرفت. رشد قیمت مسکن در شهرهای منتخب که از سال ۱۳۸۰ آغاز گردید به مدت سه سال تداوم یافت و اوج آن در سال ۱۳۸۱ بود که در این سال قیمت واقعی مسکن بیش از ۲۳ درصد نسبت به سال قبل افزایش یافت. سال‌های ۱۳۷۹ تا ۱۳۸۲ طولانی‌ترین دوره افزایش قیمت تولید مسکن در سه دهه اخیر بوده است. رکود بخش مسکن در کشور از تهران آغاز گردید و آثار آن به شکل کاهش تعداد معاملات مسکن در سال ۱۳۸۲ قابل مشاهده است. این رکود به طور عمده در اثر افزایش شدید قیمت‌ها در سال ۱۳۸۱ و ادامه آن در سال ۱۳۸۲ روی داد، که بر اثر آن تقاضای مصرفی مسکن، به علت کاهش توان مالی خانوارها کاهش یافت. قیمت واقعی مسکن از سال ۷۹ به بعد روند افزایشی داشته است. بیشترین میزان نرخ رشد قیمت مسکن در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ و کمترین مقدار آن هم در ابتدای دوره (۷۵-۷۰) اتفاق افتاد. بیشترین میانگین نرخ رشد قیمت مسکن هم مربوط به انتهای دوره (۸۵-۸۶) می‌باشد. عملکرد نظام بانکی کشور مؤید آن است که اعتبارات اعطایی عمدتاً به

وام‌ها و تسهیلات کوتاه‌مدت و میان‌مدت گرایش داشته است. به طوری که در سال ۱۳۸۴ مانده وام‌های بلندمدت به کل تسهیلات اعطایی، معادل ۷ درصد در مقابل ۹۳ درصد مانده سایر وام‌ها به کل تسهیلات اعطایی کوتاه‌مدت اختصاص یافت.

جدول (۱) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی نرخ رشد قیمت مسکن

آماره‌های محاسباتی	دوره‌ها			
	۷۰-۷۵	۷۶-۸۰	۸۱-۸۴	۸۵-۸۶
میانگین	۱۳/۹۲	۱۶/۶۰	۲۸/۹۱	۳۸/۶۲
میانه	۶/۸۹	۱۳/۹۳	۲۶/۹۳	۳۸/۶۲
حداکثر	۳۳/۵۸	۲۸/۹۶	۴۷/۹۵	۵۷/۹۶
حداقل	۳/۶۱	۱۱/۹۶	۱۴/۱۰	۱۹/۲۸
انحراف معیار	۱۲/۴۹	۶/۹۸	۱۶/۲۶	۲۷/۳۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

تسهیلات در دوره مورد مطالعه دارای روند صعودی بوده و از مبلغ ۵۱۱۱/۸۶ میلیارد ریال در سال ۱۳۷۰ به ۲۷۹۷۹۷/۶۳ میلیارد ریال در سال ۱۳۸۶ افزایش یافت. در این دوره تسهیلات پرداختی به بخش مسکن از رشد قابل ملاحظه برخوردار بوده که به اعتقاد برخی کارشناسان عامل مؤثری در تشویق تقاضای مسکن تلقی می‌شود.

جدول (۲) شاخص‌های مرکزی و پراکندگی رشد تسهیلات مسکن - درصد

آماره‌های محاسباتی	دوره‌ها			
	۷۰-۷۵	۷۶-۸۰	۸۱-۸۴	۸۵-۸۶
میانگین	۲۱/۴۹	۳۰/۷۹	۳۲/۹۵	۳۴/۷۵
میانه	۲۶/۴۶	۳۱/۳۰	۳۱/۴۷	۳۴/۷۵
حداکثر	۳۰/۱۸	۳۸/۵۸	۴۰/۱۷	۴۱/۱۵
حداقل	۸/۴۴	۲۲/۴۲	۲۵/۱۵	۲۸/۳۵
انحراف معیار	۹/۵۱	۵/۸۶	۴/۹۹	۹/۰۵

مأخذ: محاسبات تحقیق

مطابق جدول (۲) کمترین میزان رشد تسهیلات واقعی اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن در فاصله سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۷۵ و بیشترین میزان آن در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ پرداخت گردید. میانگین رشد تسهیلات واقعی در ابتدای دوره (۷۵-۷۰)، ۲۱/۴۹ بوده و در انتهای دوره (۸۶-۸۵) به ۳۴/۷۵ رسیده است. مطابق انتظار بیشترین میانگین رشد تسهیلات در فاصله سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۸۶ می‌باشد.

تصریح مدل و داده‌های مورد استفاده

جهت بررسی رابطه قیمت و اعتبارات مسکن از مدل زیر استفاده شده است که برگرفته از الگوی گریف و هاوس (۲۰۰۰) می‌باشد و جهت تطبیق آن با بازار مسکن کشور، مفاهیم و تعدل‌های صورت گرفته در سایر مطالعات انجام شده نیز مورد استفاده قرار گرفته است، در الگوسازی پویای قیمت واقعی مسکن در بلندمدت در مطالعه گریف و هاوس به تبعیت از روش انگل-گرانجر رابطه تعادلی بلندمدت تخمین زده می‌شود و به این منظور از روش رگرسیون همجمعی، سطح قیمت واقعی مسکن به صورت تابعی از متغیرهای زیر تخمین زده می‌شود و در حالت کلی پویایی بلندمدت قیمت مسکن بدین صورت الگوسازی می‌شود:

$$\ln(RP_h)_t = c + \beta \ln(CO)_t + \varphi (ri_{eff})_t + \gamma \ln\left(\frac{DEMO}{H}\right)_t + \eta \ln(MOR)_t + \varepsilon_t$$

متغیرها به صورت ذیل تعریف شده‌اند:

LRP: لگاریتم قیمت واقعی مسکن (هزار ریال)

LCO: لگاریتم قیمت واقعی سکه (ریال)

LMOR: لگاریتم تسهیلات اعطایی واقعی بانک‌ها به بخش مسکن (میلیارد ریال)

r: نرخ بهره واقعی (درصد)

$$l: \left(\frac{DEMO}{H} \right)$$

لگاریتم تراکم خانوار در واحد مسکونی

داده‌های مورد نیاز از منابع داده‌های ثابتی موجود (بانک مرکزی، مرکز آمار) جمع‌آوری شده است. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات در این پژوهش، روش کمی و در قالب مدل‌های اقتصادسنجی ARDL^۱ با استفاده از داده‌های فصلی ایران طی دوره ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۶ می‌باشد. با استفاده از مبانی نظری و شواهد تجربی و با بکارگیری تکنیک‌های اقتصادسنجی رابطه علیت گرانجری قیمت و اعتبارات و روند قیمت و اعتبارات مسکن بررسی می‌شود و مدل قیمت در بلندمدت و کوتاه مدت تخمین زده می‌شود. برای بررسی اثر تسهیلات بانک‌ها بر قیمت مسکن به داده‌های آماری سری زمانی قیمت واقعی مسکن، قیمت واقعی سکه، هزینه واقعی ساخت مسکن، نرخ بهره واقعی، تعداد خانوارها در هر واحد مسکونی و تسهیلات بانکی استفاده شده است.

۱-آزمون علیّت و مانایی

با توجه به آزمون علیّت انگل - گرانجر رابطه یک طرفه از تسهیلات اعطایی بانک‌ها به قیمت واقعی مسکن وجود دارد. به عبارت دیگر تغییرات تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن عامل تغییرات قیمت واقعی مسکن می‌باشد. با ارزیابی روابط علی موجود چنین استنباط می‌شود که: قیمت واقعی سکه (LCO)، نرخ بهره واقعی (r)، تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن (LMOR) و قیمت واقعی مسکن (LRP) عامل تغییرات هزینه واقعی ساخت مسکن می‌باشند. همچنین با توجه آزمون علیّت می‌توان چنین بیان کرد که رابطه علی یک سویه از طرف تسهیلات اعطایی به بخش مسکن (LMOR) به سوی قیمت واقعی مسکن (LRP) و قیمت واقعی سکه (LCO) وجود دارد. برای آزمون مانایی متغیرها، از آزمون دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) استفاده شده است. آماره آزمون

^۱. Auto regressive Distributed Lag method

متغیر تأخیری با مقادیر بحرانی مکینون مقایسه می‌شود. اگر مقدار قدر مطلق آماره بدست آمده از آزمون، از مقادیر بحرانی مکینون بیشتر باشد، نتیجه گرفته می‌شود که متغیر مورد بررسی مانا می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون دیکی فولر در جدول (۳) خلاصه شده است. نتایج نشان می‌دهد که لگاریتم متغیرهای تراکم خانوار، قیمت مسکن، هزینه ساخت مسکن و نرخ بهره در سطح پایا نیستند. بنابراین به منظور ایستا کردن متغیرها از تفاضل مرتبه اول متغیرها استفاده شده است. با تفاضل گیری، کلیه متغیرها در تفاضل مرتبه اول پایا شده‌اند.

جدول (۳) آزمون ریشه واحد تفاضل اول متغیرها

متغیر	روند	عرض از مبدأ	تعداد وقفه‌ها	آماره ADF محاسبه شده	1%	5%	10%
LRP	ندارد	ندارد	۳	-۲/۹۹	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LDEMO	ندارد	ندارد	۳	-۳/۳۸	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LMOR	ندارد	ندارد	۱	-۲/۹۴	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LCO	ندارد	ندارد	۱	-۴/۹۸	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲
R	ندارد	ندارد	۱	-۱۱/۲۶	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲
LCU	ندارد	ندارد	۱	-۶/۱۸	-۲/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۲

منبع: براساس ADF که توسط نرم افزار EViews محاسبه شده است.

حال اگر همه متغیرهای موجود در مدل پایا بودند، نیازی به استفاده از روش ARDL نبود و می‌توان از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برای برآورد ضرایب مدل استفاده نمود. بنابراین نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد ما را در استفاده از روش خودبازگشتی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) مطمئن تر می‌سازد.

برآورد مدل

این بخش به تأثیر اعتبارات بر قیمت مسکن اختصاص دارد. ماکزیمم وقفه در الگوی ARDL سه در نظر گرفته می‌شود و مرتبه وقفه‌های هر متغیر در الگو برحسب معیار شوارتز به صورت $(0, 2, 2, 0)$ ARDL شناسایی شده است. در این مقاله مدل‌های مختلف برازش شده و این نتیجه بدست آمد در صورتی که از متغیر اعتبارات استفاده شود بهترین مدل بدست می‌آید.

۱-۷- برآورد الگوی کوتاه مدت

نتایج مدل نشان می‌دهد لگاریتم تسهیلات در سطح تأثیری مثبت و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد و یک درصد افزایش تسهیلات باعث افزایش قیمت واقعی مسکن به اندازه ۱۲ درصد می‌شود.

متغیر تراکم خانوار در واحد مسکونی در سطح تأثیری مثبت بر قیمت مسکن دارد. ضریب این متغیر برابر $0/41$ درصد است و نشان می‌دهد یک درصد افزایش در تراکم خانوار در واحد مسکونی موجب می‌گردد قیمت مسکن $0/41$ درصد افزایش پیدا کند. متغیر قیمت واقعی سکه اثر منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. ضریب این متغیر برابر $0/43-$ است و نشان می‌دهد که کشش قیمت مسکن به این متغیر منفی است، یعنی یک درصد افزایش در قیمت سکه منجر به $0/41$ درصد کاهش در قیمت مسکن می‌گردد. متغیر نرخ بهره تأثیری منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. ضریب نرخ بهره $0/33-$ است، تفسیر اقتصادی این ضریب آن است که یک درصد افزایش در نرخ بهره موجب $0/33$ درصد کاهش در قیمت مسکن می‌گردد. متغیر مجازی (D85) اثر رشد چشم‌گیر تسهیلات مسکن و انحراف در تسهیلات سایر بخش‌ها به سوی مسکن را نشان می‌دهد. (عدد یک برای داده‌های فصلی سال‌های ۸۵ به بعد و عدد صفر برای داده‌های فصلی سال‌ها قبل طی دوره مورد مطالعه می‌باشد) و مطابق انتظار علامت مثبت اختیار کرده است.

برای آزمون همگرایی در روش خود رگرسیون با وقفه‌های توزیع شونده (ARDL) دو روش وجود دارد:

آزمون وجود رابطه بلندمدت براساس آماره t که توسط بنرجی، دولادو و مستر (۱۹۹۲) ارائه شده است. آزمون کرانه‌ها براساس مقادیر بحرانی آماره F صورت می‌گیرد که توسط پسران و شاین (۱۹۹۶) معرفی شده است. با توجه به آماره t که توسط بنرجی، دولادو و مستر در سال ۱۹۹۲ مطرح شد، وجود رابطه بلندمدت برای معادله قیمت مسکن آزمون می‌شود. فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آنکه رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. کمیت آماره t مورد نیاز برای انجام آزمون فوق به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$t = \frac{\sum_{i=1}^p \alpha_{i-1}}{\sum_{i=1}^p S_{\alpha_i}} = 4.4$$

در فرمول (۹) صورت کسر مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته منهای یک و مخرج کسر نشانگر مجموع انحراف معیار ضرایب وقفه‌های متغیر وابسته است. با انجام این آزمون t محاسباتی برابر با مقدار ۴/۴۷ بدست آمده است، که از نظر قدر مطلق از t متناظر با جدول بنرجی، دولادو و مستر بیشتر است لذا فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود. بنابراین رابطه همگرایی در معادله برآورد شده تأیید می‌شود. در نتیجه رابطه بلندمدت و الگوی تصحیح خطا برای قیمت مسکن قابل تفسیر خواهد بود.

نتایج تخمین مدل بلندمدت نشان می‌دهد که یک درصد افزایش تسهیلات باعث افزایش قیمت واقعی مسکن به اندازه ۰/۶۴ درصد می‌شود. ضریب مربوط به قیمت سکه ۰/۶۱ درصد به دست آمده است و نشان‌دهنده آن است که افزایش یک درصدی در قیمت سکه منجر به کاهش ۰/۶۱ درصد قیمت مسکن در بلندمدت خواهد شد. ضریب مربوط به تراکم خانوار در واحد مسکونی ۱/۷۸ بوده و نشان می‌دهد افزایش یک درصدی در تراکم خانوار، افزایش ۱/۷۸ درصد قیمت مسکن را در بلندمدت بدنبال خواهد داشت. ضریب مربوط به نرخ بهره واقعی ۰/۴۵- به دست آمده است و نشان‌دهنده آن است که افزایش یک درصدی در نرخ بهره منجر به کاهش ۰/۴۵ درصد قیمت مسکن در بلندمدت خواهد شد. آماره t مربوط به متغیرهای مدل از نظر آماری معنی‌دار بوده‌اند. علامت ضرایب حاصله متغیرها نیز مطابق انتظارات تئوری بوده است. ضرایب بلندمدت متغیرهای توضیحی بیان‌گر کشش قیمت مسکن نسبت به تسهیلات، قیمت سکه، تراکم خانوار در واحد مسکونی و نرخ بهره می‌باشد.

تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM) نشان می‌دهد ضریب جمله خطا (ecm) منفی و از نظر آماری معنی‌دار و معادل ۰/۶۴- است و می‌توان نتیجه گرفت که در هر دوره ۶۴ درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. به عبارت دیگر، این ضریب نشان می‌دهد که هر عدم تعادل ایجاد شده در رابطه بلندمدت با سرعت ۶۴ درصد توسط تغییر در قیمت یک متر مربع مسکن تعدیل می‌شود. سرعت تعدیل در مدل فوق زیاد و می‌توان به اثرگذاری سیاست‌ها در کوتاه‌مدت امیدوار بود.

در جدول (۴) کشش‌های کوتاه‌مدت در سه بخش: کل دوره، دوره افزایش قیمت مسکن و دوره کاهش قیمت مسکن به صورت جداگانه در جدول درج شده است. نتایج حاصله از محاسبه کشش‌ها و اثرات نهایی در جدول (۴) خلاصه شده است.

جدول (۴) کشش‌ها و اثرات نهایی به تفکیک دوره‌های افزایش و کاهش قیمت مسکن

اثرات نهایی متغیرها بر قیمت واقعی مسکن			کشش قیمت واقعی مسکن نسبت به متغیرها			دوره
			کاهش قیمت	افزایش قیمت	کل	
کاهش قیمت	افزایش قیمت	کل	کاهش قیمت	افزایش قیمت	کل	تسهیلات اعتباری
۰/۱۱	۰/۸۲	۱/۴۹	۰/۵۹	۰/۰۸	۰/۱۲	نرخ بهره
۰/۰۳۴	-۰/۰۱۱	-۰/۰۱۵	۰/۴۲	-۰/۱۱	-۰/۳۳	قیمت سکه
-	-	-۰/۰۵	-	-	-۰/۰۴	هزینه ساخت
۰/۲۵	۰/۲۶	-	۰/۱۰	۰/۱۱	-	تراکم خانوار
۱۴/۹۱	۷۱/۹۵	۲۰/۳۲	۰/۱۶	۰/۸۰	۰/۴۱	

مأخذ: محاسبات تحقیق

با توجه به اعداد مندرج در جدول (۳) در کل دوره اگر تسهیلات اعطایی بانک‌ها به بخش مسکن ۱٪ افزایش یابد، قیمت واقعی مسکن ۱۲٪ درصد افزایش می‌یابد. در دوره افزایش و کاهش قیمت هم افزایش تسهیلات اعطایی به میزان ۱٪ سبب می‌شود قیمت واقعی مسکن به ترتیب ۸٪ و ۵۹٪ درصد افزایش یابد. بنابراین اثر تسهیلات اعطایی بانک‌ها بر افزایش قیمت واقعی مسکن در دوره کاهش قیمت قوی‌تر می‌باشد. اثر نهایی کل دوره نشان می‌دهد اگر تسهیلات یک میلیارد ریال افزایش یابد، قیمت واقعی مسکن ۱۴۹ ریال افزایش می‌یابد. در دوره افزایش قیمت این مقدار به ۸۲٪ و در دوره کاهش قیمت به ۱۱٪ کاهش می‌یابد.

در کل دوره اگر نرخ بهره ۱٪ افزایش یابد، قیمت مسکن ۳۳٪ درصد کاهش می‌یابد. در دوره افزایش قیمت با افزایش ۱٪ نرخ بهره، قیمت مسکن ۱۱٪ درصد کاهش می‌یابد. در دوره کاهش قیمت با توجه به اینکه ضریب کشش برخلاف دوره افزایش قیمت و کل دوره، مثبت می‌باشد؛ با افزایش ۱٪ نرخ بهره، قیمت مسکن ۴۲٪ درصد افزایش می‌یابد. اثر نرخ بهره در دوره کاهش قیمت مثبت و در دوره افزایش قیمت منفی می‌باشد. زیرا در

دوره کاهش قیمت با توجه به نتایج به دست آمده از تخمین مدل مربوطه و اینکه ضریب نرخ بهره مثبت می‌باشد، نتیجه گرفته می‌شود که مسکن اهمیت کمتری در سبد دارایی خانوار دارد؛ چون در این دوره بهره پرداختی خانوار به بانک‌ها برای استفاده از تسهیلات اعطایی بالاست. بر مبنای تفسیر اثرات نهایی متغیرها در کل دوره می‌توان گفت: اگر نرخ بهره یک درصد افزایش یابد، قیمت واقعی مسکن به میزان ۱۵ ریال کاهش می‌یابد. در دوره افزایش قیمت با افزایش یک درصدی نرخ بهره قیمت مسکن به میزان ۱۱ ریال کاهش می‌یابد. در دوره کاهش قیمت هم با افزایش یک درصدی نرخ بهره قیمت مسکن به میزان ۳۴ ریال کاهش می‌یابد.

با افزایش متغیر هزینه ساخت به میزان یک درصد، در دوره افزایش قیمت و کاهش قیمت، قیمت مسکن به ترتیب ۰/۱۱ درصد و ۰/۱۰ درصد افزایش می‌یابد. هزینه ساخت در دوره افزایش قیمت تفاوت چندانی با دوره کاهش قیمت ندارد. در دوره افزایش و کاهش قیمت با افزایش هزینه واقعی مسکن به مبلغ هزار ریال قیمت مسکن به ترتیب ۲۶۰ و ۲۵۰ ریال افزایش می‌یابد که تفاوت چندانی با هم ندارند. اگر تراکم خانوار در واحد مسکونی ۱٪ افزایش یابد، قیمت مسکن در دوره کل ۴۱ درصد، در دوره افزایش قیمت ۸۰ درصد و در دوره کاهش قیمت ۱۶ درصد افزایش می‌یابد. مطابق انتظار در دوره افزایش قیمت تراکم خانوار در واحد مسکونی بیشتر می‌باشد. در کل دوره با هر واحد افزایش در نسبت تراکم خانوار، میزان افزایش قیمت به میزان ۲۰۰۳۲ ریال می‌باشد، در دوره افزایش و کاهش قیمت مقدار افزایش به ترتیب ۷۱۰۹۵ و ۱۴۰۹۱ ریال خواهد بود. قیمت مسکن بیشترین حساسیت را در دوره کاهش قیمت نسبت به تراکم خانوار در واحد مسکونی دارد و پس از آن کاهش قیمت نسبت به اعتبارات مسکن بیشترین کمیت را به خود اختصاص می‌دهد.

۹- نتیجه‌گیری و پیشنهادات

نتیجه‌گیری: ضریب تسهیلات در دوره افزایش قیمت برای مدل پویا $0/087$ حاصل شده است. این ضریب بدین مفهوم می‌باشد که با افزایش یک درصدی تسهیلات اعتباری، قیمت مسکن در دوران افزایش قیمت به اندازه $0/8$ درصد افزایش می‌یابد و مشاهده می‌شود ککش قیمت نسبت به تسهیلات اعتباری کوچک است. متغیر نرخ بهره در سطح و با سه وقفه تأثیری منفی و معنی‌دار بر قیمت مسکن دارد. در این دوره ضریب نرخ بهره برابر $0/11$ - است و نشان می‌دهد یک درصد افزایش در نرخ بهره موجب می‌گردد قیمت مسکن $0/11$ درصد کاهش پیدا کند. در دوره کاهش قیمت ضریب تسهیلات برابر $0/59$ حاصل شده است. متغیر نرخ بهره در سطح تأثیر مثبت و معنی‌دار و با سه وقفه تأثیر منفی و معنی‌دار بر لگاریتم قیمت مسکن دارد.

نتایج تخمین نشان می‌دهد ککش قیمت مسکن در دوره افزایش قیمت مسکن نسبت به تسهیلات اعتباری مسکن کمترین میزان را در مقایسه با سایر متغیرها داشته و این خود فرضیه اثرگذاری شدید رشد اعتبارات بر افزایش قیمت مسکن را تأیید نمی‌کند. از این رو سیاست‌گذاران نباید نگرانی زیادی داشته باشند که این متغیر عامل مهمی برای افزایش قیمت مسکن خواهد بود و حتی در صورت وجود ارتباط شدید، سیاست‌های مکملی می‌تواند این نگرانی‌ها را برطرف نماید. اگرچه برخی از کارشناسان افزایش شدید قیمت مسکن در نیمه دهه 1380 را به رشد اعتبارات مسکن نسبت می‌دهند ولی باید توجه داشت، در این سال‌ها مجموعه‌ای از عوامل موجب رشد شدید قیمت مسکن گردیده و اعتبارات در کنار سایر متغیرها علت آن بوده‌اند.

پیشنهادات: تسهیلات اعطایی به بخش مسکن ابزار مهم توسعه این بخش بوده و در ایران یکی از منابع مهم رشد اقتصادی تلقی می‌شود. وجود ارتباط بین تسهیلات مسکن و

قیمت مسکن به معنای آن نیست که برای کنترل قیمت مسکن اعطای تسهیلات مسکن باید کنترل شود، بلکه باید هدف سیاست گذاران آن باشد که ضمن کمک به رشد و توسعه بلندمدت بخش مسکن، از اثرات سوء و مخرب اقتصادی و اجتماعی آن پرهیز به عمل آید. در این خصوص نکات ذیل باید مورد توجه قرار گیرد:

✓ تلاش سیاست گذاران در جهت کاهش تقاضای دارایی و بورس بازی مسکن به همراه تقویت رشد اقتصادی و معرفی جانشین های قوی برای مسکن و خارج ساختن آن از بورس بازی می تواند سیاست مناسبی برای کنترل نوسان قیمت مسکن باشد.

✓ تقویت بازار تسهیلات اعتباری مسکن مستلزم تقویت نظام بانکی فعال در این بخش به همراه متنوع سازی اعتبارات و هزینه اعتبارات و متنوع سازی منابع تأمین مالی از جمله برقراری پیوند با بازار سرمایه می باشد.

✓ تجارب کشورها نشان داده است، توسعه ایمن و مطمئن نظام تأمین مالی مسکن به همراه استفاده از ابزارهای مکملی سیاست های پولی و مالی می تواند به توسعه با ثبات بلند مدت بخش مسکن کمک کند.

منابع:

۱. تشکینی، احمد (۱۳۸۴)؛ "اقتصاد سنجی کاربردی به کمک Microfit"، انتشارات دیباگران تهران.
۲. رفعتی، پریسا (۱۳۸۲) "نقش سیاست‌های اعتباری بانکی بر روی رشد و گسترش بخش مسکن شهری" پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهراء (س).
۳. زارعیپور، علی (۱۳۸۵) "بررسی اثر عوامل اقتصادی و اجتماعی بر قیمت مسکن (مطالعه موردی ایران)" پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
۴. علوی زرننگ، احترام (۱۳۸۱) "نقش تسهیلات بانکی (بانک مسکن) بر نوسانات بازار مسکن در مناطق شهری" پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه الزهراء (س).
۵. قلی‌زاده، علی اکبر (۱۳۸۷)؛ "نظریه قیمت مسکن در ایران: به زبان ساده" انتشارات نورعلم همدان.
۶. قلی‌زاده، علی اکبر. احمدزاده، ابراهیم (۱۳۸۶)؛ "بررسی تأثیر گذاری اعتبارات اعطایی بانک مسکن بر قیمت مسکن" بانک مسکن مرکز پژوهش و توسعه اردیبهشت ۱۳۸۶.
۷. قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز، کمیاب (۱۳۸۹) "بررسی اثر سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن: مطالعه بین کشوری" مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۴۵.
۸. قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز، کمیاب (۱۳۸۹) "بررسی اثر سیاست‌های پولی بر حباب قیمت مسکن در دوره رونق" فصلنامه اقتصاد مقداری، شماره ۱۸.
۹. قلی‌زاده، علی اکبر و بهناز، کمیاب (۱۳۸۹) "بررسی واکنش سیایت پولی به حباب قیمت مسکن در ایران (۱۳۷۰-۸۵)" پژوهش‌های اقتصادی ایران، شماره ۴۲.

10. Adrian, T, H. Shin. (2006). Money, Liquidity and Financial Cycles. Paper presented at the 4th ECB entral Banking Conference on The role of money: Money and monetary policy in the twenty-first entury. November. www.ideas.repec.org.
11. Adalid, Ramon, Carsten, Detken. (2007). Liquidity Shocks and Asset Price Boom/Boost Cycles. Working Paper series, no 732 (1988). Monetary Policy and Asset Price. (Benanke, 9 - Ben, Mark, Blinder" Volatility Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review Fourth Quarter 1999, 84(4), pp 17-52
12. Brunnermeier, Markus K, Christian, Julliard. (2006). Money Illusion and Housing Frenzies. NBER Working Paper No. 12810.
13. Casey J.Dawkins, Arthur C. Nelson (2002)"Urban containment policies and housing prices: an international comparison with implications for future research".
14. Congdon, T. (2005). Money and Asset Prices in Boom and Bust. The Institute of Economic Affairs, London, www.ideas.repec.org.
15. Girouard and Blondal (2003) "Bank lending and property prices in Hong Kong
16. Girouard, N and S Blondal (2001). " House prices and economic activity", OECD Economics Department Working Paper, ECO/WKP (2001)5
17. Greiber, Claus, Ralph, Setzer. (2007). Money and Housing – Evidence for the Euro Area and the US. Economics Department, Frankfurt/Main, mai 21, 2007
18. I.J.M.de Greef and R.T.A. de Haas (2000) "Housing prices Bank lending and Monetary policy" Financial structure, Bank Behaviour and Monetary Policy in the EMU Conference, october 5-6, 2000 Groningen
19. Iacoviello, Matteo. (2005). House prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle. American Economic Review, Vol. 95(3), 739-64
20. Kiyotaki, Nobuhiro, John, Moore. (1997). Credit Cycles. Journal of Political Economy. No 105(2), pp. 211-248

21. Prof. Clark" Urban Housing Markets" (2002) Journal of Political Economy
22. Qi Liang ,Hua Cao (2007) "Property prices and bank lending in China" Journal of Asian Economics 18 (2007) 63-75
23. Ricky Taylor (2008) "Buy-to-let mortgage lending and the impact on UK house prices :A Technical Report"
24. Stein, Jeremy C. (1995). Price and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down- Payment Effects. Quarterly Journal of Economics, NO. 110, PP. 379-406
25. Stefan Gerlach a,b, Wensheng Peng (2005) "Bank lending and property prices in Hong Kong "Journal of Banking & Finance 29
26. Tsatsaronis.Kostas, Zhu. Haibin (2004) "What derives housing price dynamics: cross-country evidence", BIS Quarterly Review, March 2004.

