فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران/ سال نهم/ شماره ۳۲/ پاییز ۱۳۸۶/ صفحات ۳۱-۵۳

عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران[۱]

دکتر احمد جعفری صمیمی *
دکتر زهرا (میلا) علمی **
آرش هادی‌زاده ***

تاریخ ارسال: ۱۳۸۶/۱/۲۸ تاریخ پذیرش: ۱۳۸۶/۹/۲۷

چکیده

هدف این مقاله، بررسی اثر برخی متغیرهای کلان اقتصادی بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران است. در این راستا، از مدل اقتصاد کلانی استفاده شد که دارای پایه‌های اقتصاد خردی است و در آن از متغیرهای درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده، حجم پول و نرخ تورم، به عنوان متغیرهای توضیحی برای متغیر وابسته شاخص قیمت مسکن استفاده گردید. برآورد مدل با استفاده از داده‌های فصلی سال‌های ۱۳۸۴-۱۳۷۳ اقتصاد ایران و با به‌کارگیری مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده انجام شد. همچنین به منظور بررسی سرعت تعدیل مدل پویا به مدل بلندمدت، الگوی تصحیح خطا نیز برآورد گردید. نتایج حاصل از تخمین بیانگر این واقعیت است که متغیرهای کلان اقتصادی از قدرت توضیح دهندگی خوبی برای تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران برخوردارند. علاوه بر این، علامت ضرایب برآورد شده، مطابق انتظار تئوری است.

طبقه‌بندی JEL: R20 ، R21 ، R31 ، R32

کلید واژه : شاخص قیمت مسکن، مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده، الگوی تصحیح خطا، اثر بلندمدت و اثر کوتاه‌مدت، متغیرهای پولی.

---

۱. این مقاله از پایان‌نامه کارشناسی ارشد آرش هادی‌زاده با عنوان "بررسی عوامل مؤثر بر تعیین رفتار شاخص قیمت مسکن در ایران" به راهنمایی دکتر احمد جعفری صمیمی و دکتر میلا (زهرا) علمی در دانشگاه مازندران استخراج شده است.

* استاد گروه اقتصاد دانشگاه مازندران- بابلسر E-mail: jafarisa@umz.ac.ir
** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران- بابلسر E-mail: z.elmi@umz.ac.ir
*** دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه مازندران E-mail: arash_hadizade@yahoo.com

مقدمه

مسکن به عنوان سرپناه از دیرباز مورد توجه بشر بوده است. اهمیت این کالا بدان حد است که در مجموعه سه‌گانه خوراک، پوشاک و مسکن همواره به عنوان یکی از نیازهای اصلی انسان معرفی شده است.

مسکن مناسب به فضا یا مکانی گفته می‌شود که بتواند زمینه لازم برای رشد فردی و جمعی هر یک از افراد خانوار را فراهم کند، به نحوی که آنها بتوانند بر حسب نیازهای روحی و روانی خود و نوع فعالیت مورد نظر، حریم لازم را بیابند.

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 داخلی از دو تا ۱۰ درصد در کشورهای مختلف جهان متفاوت می‌باشد.[۱] بررسی‌ها نشان می‌دهد که فعالیت حدود ۱۲۰ رشته در ارتباط با بخش ساختمان است. در نتیجه نه تنها کیفیت، عرضه منظم و استاندارد فنی سایر صنایع بر روی مسکن اثر قطعی دارد، بلکه فعالیت‌های ساختمانی نیز اثر متقابلی بر رشد سایر بخش‌های اقتصاد دارد.

با توجه به موارد مذکور و اهمیت صنایع ساختمانی در نوسانات اقتصادی، دولت‌ها غالباً از این صنایع برای تعدیل نوسانات استفاده می‌کنند. در مواقع رکود، از طرح‌های آماده صنایع ساختمانی ذخیره نگه داشته شده برای توقف رکود استفاده می‌شود و در مواقعی که اقتصاد با ظرفیت کامل کار می‌کند و بیم تورم می‌رود، با کاستن از سرعت اجرای طرح‌های ساختمانی بر قیمت‌ها تأثیر می‌گذارند، این تأثیرگذاری از یک طرف، از طریق کاهش تقاضای مصالح ساختمانی و از طرف دیگر به واسطه کاهش درآمد کارکنان آن صورت می‌گیرد که معمولاً تمایل نهایی آنها به مصرف نسبت به سایر گروه‌ها بیشتر است.

بازار مسکن ایران در ۱۵ سال گذشته، یکی از پرنوسان‌ترین بخش‌های اقتصاد ایران بوده است. به نظر می‌رسد در طول این سال‌ها، قیمت مسکن در ایران تحت تأثیر عوامل کلان اقتصادی بوده است. اکنون به بررسی چگونگی ارتباط متغیرهای کلان اقتصادی با قیمت مسکن می‌پردازیم و بیان می‌کنیم که در چارچوب نظری چه انتظاری از علامت و شدت ارتباط این متغیرها و قیمت مسکن وجود دارد.

رشد عرضه پول و تورم: از دیدگاه نظری، رشد عرضه پول و حجم نقدینگی ضمن افزایش شاخص قیمت‌ها، باعث افزایش قیمت مسکن به عنوان بخشی از سبد مصرف‌کننده می‌شود. در شرایط تورمی، هزینه ساخت یک واحد مسکن برای سازندگان افزایش می‌یابد. این افزایش می‌تواند به دو علت باشد. یکی افزایش هزینه مصالح ساختمانی است؛ زیرا یکی از دلایل افزایش تورم، افزایش در شاخص قیمت مصالح و خدمات ساختمانی به عنوان اجزای تشکیل دهنده سبد کالاهایی است که در محاسبه تورم

---

۱. برگرفته از آمارهای ارائه شده در World Development Index (WDI)

وارد می‌شوند. پس، به‌هنگام وجود تورم می‌توان مطمئن بود که متوســـــط شاخص قیمت مصالح و خدمات ساختمانی نیز افزایش یافته است و این منجر به افزایش هزینه تمام شده بنا و قیمت نهایی مسکن می‌شود. از سمت دیگر در شرایط تورمی کارگران ساختمانی نیز با در نظر گرفتن تورم واقعی و با لحاظ انتظارات تورمی خود، تقاضای دستمزد واقعی بالاتری خواهند کرد. این مسئله نیز منجر به افزایش هزینه‌های تولید و ایجاد تورم ناشی از افزایش دستمزد در بخش مسکن خواهد شد. در واقع چه صنعت ساختمان کاربر باشد و چه سرمایه‌بر، از دید نظری افزایش حجم پول و بالاتر رفتن سطح قیمت‌ها، باعث افزایش قیمت در این بخش خواهد شد.

درآمد سرانه خانوار: از دید نظری و ضمن ثبات سایر شرایط، با افزایش درآمد سرانه خانوار به دلیل نرمال بودن کالای مسکن، تقاضا برای آن افزایش خواهد یافت. این می‌تواند چند دلیل داشته باشد؛ یکی این‌که با افزایش درآمد تمایل خانوارها به تملک مسکن و ترک اجاره‌نشینی خاصه در کلان‌شهرها که قیمت نسبی مسکن در آنها بالاست، افزایش می‌یابد. در نتیجه خانوارها از کالای مسکن بیشتر تقاضا می‌کنند. این بخش افزایش تقاضای مسکن معطوف به تقاضای مصرفی مسکن است. اما از سمت دیگر، با افزایش درآمد، تقاضای مسکن به عنوان کالای سرمایه‌ای نیز افزایش خواهد یافت. از آنجا که میل نهایی به پس‌انداز با افزایش درآمد افزایش می‌یابد، می‌توان انتظار داشت که با افزایش پس‌انداز تمایل خانوارها به سرمایه‌گذاری نیز افزایش یابد. بازار مسکن نیز به عنوان محلی که بخشی از سرمایه‌گذاری‌های کل اقتصاد را به خود جذب می‌کند، پیش روی خانوارها قرار دارد. با این تفاسیر، دور از انتظار نیست که افزایش درآمد سرانه خانوارها منجر به سرمایه‌گذاری بیشتر ایشان در بازار مسکن شود. این سرمایه‌گذاری هم می‌تواند بخش عرضه بازار مسکن را دستخوش تغییر سازد (از طریق ساخت و عرضه مسکن جدید توسط بخش خصوصی و در واقع خانوارها) و هم بخش تقاضای این بازار را (از طریق خرید مسکن توسط ایشان به عنوان یک کالای بادوام سرمایه‌ای). مجموع اثرات افزایش درآمد سرانه منتهی به افزایش تقاضا برای مسکن و به تبع آن، افزایش قیمت این کالا خواهد شد.

شاخص بازار سهام: قیمت مسکن با شاخص بازار سهام نیز ارتباط دارد. زیرا بازار سهام به عنوان بازاری جانشین برای بازار مسکن پیش روی سرمایه‌گذاران خصوصی قرار دارد. با ایجاد هر گونه کاهشی در شاخص قیمت بازار سهام (به عنوان شاخصی برای نشان دادن عمل‌کرد کل بازارسهام) عده‌ای از سرمایه‌گذاران، سرمایه خود را به بخش‌های دیگر اقتصاد از جمله مسکن انتقال می‌دهند و با ایجاد بازار سفته‌بازی موجب افزایش قیمت مسکن خواهند شد. بازار سهام در این شرایط، به عنوان بازار رقیب در جذب سرمایه عمل می‌کند و هر گونه رونقی در آن منجر به اقبال بیشتر سرمایه‌گذاران به بازار سهام خواهد شد و این به معنای رویگردانی سرمایه‌گذاران از دیگر بازارهای رقیب از جمله بازار ارز، طلا و مسکن است. پس در چارچوب تئوری، قیمت مسکن ارتباط منفی با شاخص بازار سهام خواهد داشت.

شاخص قیمت خدمات ساختمانی: خدمات ساختمانی به عنوان یکی از اجزای هزینه‌ای در ساخت مسکن دخیل است و هر گونه افزایشی در قیمت این خدمات منجر به افزایش هزینه تمام شده ساخت مسکن، و افزایش قیمت آن در بازار خواهد شد. لذا از دیدگاه نظری، قابل انتظار است که ارتباط شاخص قیمت مسکن و شاخص قیمت خدمات ساختمانی مثبت باشد.

تعداد ساختمان‌های تکمیل شده: تعداد ساختمان‌های تکمیل شده نشان‌دهنده عرضه مسکن در هر دوره است. مطابق تئوری اقتصاد و با ثابت در نظر گرفتن سایر شرایط، افزایش عرضه منجر به کاهش قیمت خواهد شد پس می‌توان انتظار داشت که تعداد ساختمان‌های تکمیل شده با قیمت مسکن ارتباطی منفی داشته باشد.

۱. مطالعات تجربی انجام‌شده

۱-۱. مطالعات داخلی

موسوی جهرمی (۱۳۶۹)، در مدل خود، تابع تقاضای اجاره مسکن را با استفاده از داده‌های نمونه‌گیری سال ۱۳۶۷ شهر مشهد تخمین زده است. بر این اساس، شهر مشهد به ۱۶ ناحیه مطالعاتی تقسیم شده است. در تحقیق مذکور ۲۷۵ خانوار اجاره‌نشین و حقوق‌بگیر، به‌طور تصادفی به عنوان نمونه مورد مطالعه انتخاب شده‌اند. ۱۶ ناحیه مطالعاتی نیز به ۴ قسمت مجزا تقسیم شده‌اند که عبارتند از:

الف– ناحیه دور حرم

ب– ناحیه اطراف فرودگاه

ج– نواحی دارای کیفیت بالاتر از حد متوسط از لحاظ نوع واحدهای مسکونی، میزان درآمد خانوارها و...

د– نواحی دارای کیفیت پایین‌تر از حد متوسط

برای هر قسمت به‌طور جداگانه تخمین معادلات درآمد دائم و تقاضای مسکن اجاره‌ای و محاسبه کشش‌های درآمدی و قیمتی صورت گرفته است. برای این منظور، واحدهای مسکونی مورد مطالعه، با روش زیر از طریق متراژ زیربنای آنها همگن و استاندارد شده‌اند:

$$\text{متراژ زیربنای استاندارد شده} = \text{متراژ زیربنای واحد مسکونی} \times \frac{\text{اجاره واحد}}{\text{میانگین اجاره نمونه}}$$

با توجه به اهمیت استفاده از درآمد دائم به جای درآمد جاری در مطالعات تقاضای مسکن، علاوه بر تخمین کشش درآمدی جاری تقاضای مسکن، با اتخاذ روشی برای برآورد درآمد دائم، تخمین کشش درآمد دائمی تقاضا نیز صورت گرفته است.

برای تخمین تقاضای مسکن اجاره‌ای، از دو مدل؛ و برای تخمین درآمد دائم خانوارها، از یک مدل استفاده شده است. در مدل اول تخمین تقاضا با استفاده از تابع مطلوبیت استون - جری[1] و محدودیت بودجه و با استفاده از روش حداکثر کردن مطلوبیت انجام شده است. در این مدل، مصرف خدمات مسکن اجاره‌ای، براساس زیربنای واحد مسکونی محاسبه شده که تابعی از درآمد (جاری یا دائمی)، قیمت کالاهای دیگر، اجاره‌بها یا قیمت خدمات مسکن اجاره‌ای و سطح حداقل معیشت برای مسکن و سایر کالاها فرض شده است.

در مدل دوم با استفاده از قید بودجه و یک تابع مطلوبیت عمومی که مصرف خدمات مسکن اجاره‌ای و سایر کالاها را اندازه می‌گیرد، با حداکثر کردن مطلوبیت، میزان تقاضا برای مصرف خدمات مسکن اجاره‌ای تخمین زده شده است.

برای تخمین درآمد دائم نیز با استفاده از ویژگی‌های افراد از جمله سن، تحصیلات، جنس، وضعیت شغلی و میزان درآمد جاری تخمین انجام می‌شود. به‌دلیل فرم خاص مدل اول (تابع استون – جری)، قدر مطلق کشش‌های درآمدی (جاری و دائمی) و قمیتی برابراند. کشش درآمد جاری و دائمی تقاضای مسکن درشهر مشهد، به ترتیب برابر ۰/۵۳ و ۰/۶۳ می‌باشد.

منتظری(۱۳۷۱)، تقاضای مسکن شهری در استان یزد را به‌صورت تابعی عمومی از قیمت مسکن استاندارد شده، قیمت دیگر کالاها، درآمد قابل تصرف خانوار، نرخ سود وام مسکن و نهایتاً جمعیت استان یزد فرض کرده است و با استفاده از آمار متوسط درآمد خانوارهای شهری کل کشور به جای خانوارهای شهری استان یزد (به‌علت نداشتن اطلاعات مربوط به استان یزد)، برآوردهایی از تابع تقاضای مسکن شهری استان یزد را انجام داده که هر یک از این برآوردها، براساس برخی از متغیرهای فوق انجام شده اند.

عیان‌بد (۱۳۷۴)، با تأکید بر هزینه مسکن در بودجه خانوارهای کل کشور، سعی در پیش‌بینی تقاضای مؤثر در طی سال‌های دهه ۷۰ داشته و این پیش‌بینی را براساس روابطی که بین شاخص هزینه سالیانه مسکن یک خانوار در کل کشور با میزان تقاضای مسکن در کل کشور برقرار می‌باشد، انجام داده است.

تخمین مزبور براساس مدل زیر محاسبه شده‌است :

$$HCI = f(TCI, HPI, FCI, HD)$$

که در آن:

HCI شاخص هزینه سالیانه مسکن یک خانوار در کل کشور به قیمت ثابت سال ۶۱،

TCI شاخص هزینه زندگی سالیانه یک خانوار در کل کشور به قیمت ثابت سال ۶۱،

1.Stone -Geary

HPI شاخص هزینه‌های خوراکی و دخانی سالانه یک خانوار در کل کشور به قیمت ثابت سال ۶۱،

FCI شاخص بهای مسکن به قیمت ثابت سال ۶۱، و

HD متوسط بعد خانوار در کل کشور

می‌باشد.

روش مورد استفاده برای تخمین، روش حداقل مربعات معمولی OLS می‌باشد و براساس تخمین مزبور کشش‌های درآمدی و قیمتی به ترتیب برابر ۱/۲۰۹ و ۰/۷۵۸ می‌باشند. البته آمار مورد استفاده برای تخمین نیز مربوط به سال های ۴۸ تا ۶۸ در مناطق شهری می‌باشد.

اسد سنگابی‌فرد (۱۳۶۹)، در مطالعه خویش از روش میوت استفاده کرده است. وی تابع تقاضای مسکن را با فرض وجود شرایط تعادل بلندمدت یا به عبارتی همان تعدیل کامل موجودی، برآورد کرده است. در مدل وی، پایه تئوریک برای استخراج تابع تقاضای مسکن، حداکثرکردن مطلوبیت با توجه به محدودیت بودجه است، با این فرض که درآمدها و قیمت‌های انتظاری آینده و همچنین ثروت مادی از خط بودجه زیر حذف شده‌اند:

$$MaxU_{i1} = f(X_{i1}, h_{i1})$$
$$S.t.: P_{i1}^{h} h_{i1} + P_{i1}^{x} X_{i1} = Y_{i1}$$

که در آن:

U_{i1} تابع مطلوبیت فرد در دوره جاری،

h_{i1} مصرف خدمات مسکن در دوره جاری،

P_{i1}^{h} قیمت خدمات مسکن در دوره جاری،

X_{i1} مصرف سایر کالاها، و

P_{i1}^{x} قیمت سایر کالاهاست.

سنگابی فرد در مطالعه خود پنج مدل را برای تقاضای موجودی مسکن برآورد کرده است که شامل دو مدل اصلی و سه مدل فرعی به شرح زیر می‌باشد.

$$۱: Q_{1} = f(P_{1}, Y_{p}, N, P, r)$$

که در آن:

Q_{1} میزان موجودی مسکن استاندارد شده بر حسب زیربنا،

P_{1} قیمت هر واحد مسکن استاندارد شده بر حسب زیربنا،

Y_{p} درآمد دائمی خانوار،

N تعداد خانوار،

P قیمت کالاهای مکمل مسکن، و

r نرخ سود است.

$$۲: Q_۲ = f(P_۲, Y_p, N, P, r)$$

که در آن:

$Q_۲$ میزان موجودی مسکن استاندارد شده بر حسب تعداد ساختمان‌ها و

$P_۲$ قیمت هر واحد مسکن استاندارد شده بر حسب تعداد ساختمان‌هاست.

این دو مدل اصلی بودند. همچنین دو متغیر دیگر نیز به عنوان جانشین برای درآمد دائمی Y_p و تعداد خانوار N در حالات مختلف تخمین مدل‌های (۱) و (۲) در نظر گرفته شدند که به سه مدل فرعی زیر منجر شد:

$$۳: Q_۳ = f(P_۳, Y_p, N_p, P, r)$$
$$۴: Q_۴ = f(P_۴, C, N, P, r)$$
$$۵: Q_۵ = f(P_۵, C, N_p, P, r)$$

که در آن:

C مخارج کل، و

N_p جمعیت است.

سنگابی مشکل اصلی در روش سنتی تقاضای مسکن را مسئله همگن‌بودن عنوان می‌کند. وی تقاضای مسکن شهری را در سال ۱۳۶۴ در ۲۲ استان کشور با استفاده از داده‌های مقطعی و درسه فرم خطی، خطی – لگاریتمی و نیمه لگاریتمی برآورد کرده است. وی نتیجه می‌گیرد که تقاضا برای واحدهای مسکونی بر حسب سطح زیربنا در مقایسه با تقاضا برای واحدهای مسکونی بر حسب تعداد ساختمان‌ها نسبت به تغییرات قیمت و درآمد حساس‌تر و باکشش‌تر است و با افزایش قیمت، افراد تقاضای خود را به سوی واحدهای مسکونی با زیربنای کمتر منتقل می‌کنند.

شیرین‌بخش (۱۳۷۵)، در قالب طرحی به‌نام "ارتباط بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی" به طراحی مدلی برای تخمین تقاضا، عرضه و سرمایه‌گذاری مسکن می‌پردازد؛ اما تأکید اصلی وی، بر تقاضای مؤثر مسکن است. وی بیان می‌کند که در تدوین سیاست‌های مسکن، سعی می‌گردد تا به جای تکیه بر نیازها، به تقاضای مؤثر توجه گردد زیرا برنامه‌ریزی بر اساس نیازها می‌تواند به رهنمودهای نارسایی منجر گردد. شیرین‌بخش درآمد خانوار، اعتبارات مسکن، دارایی خانوار و قیمت مسکن را از عوامل تأثیرگذار بر تقاضای مؤثر می‌داند و سپس معادله تقاضا را به شکل زیر طراحی می‌کند:

$$DRC = f(Y, W, PRC, RC)$$

که در آن:

Y درآمد خانوار،

W دارایی خانوار،
PRC قیمت مسکن،
RC اعتبارات بخش مسکن، و
DRC تقاضای مؤثر مسکن است.

درآمد در مدل وی، درآمد دائمی است که از نوسانات پولی کوتاه‌مدت برکنار باشد. وی رابطه مثبت درآمد و تقاضای مسکن را چنین توجیه می‌کند که با افزایش درآمد، نرخ تشکیل خانواده، ترک اجاره‌نشینی و تعویض مسکن افزایش می‌یابد و سبب افزایش تقاضا می‌شود.

در مورد رابطه مثبت بین دارایی خانوار و تقاضای مسکن نیز چنین استدلال می‌کند که خانوارها برای خرید یا احداث مسکن بخشی از هزینه مورد نیاز را از دارایی خود یا به‌عبارتی از پس‌اندازهای پیشین خود تأمین می‌کنند. دسترسی به اعتبارات مسکن برای خرید یا احداث مسکن، عامل دیگری است که بر تقاضای مسکن مؤثر است؛ پس هرچه شرایط دریافت وام آسان‌تر و دسترسی به آن بیشتر باشد، تقاضا برای مسکن نیز بیشتر خواهد بود.

وی قیمت واحد مسکونی را مجموع هزینه‌های مربوط به بنا و زمین به علاوه سود مورد انتظار تولیدکنندگان مسکن می‌داند و از آن‌جایی‌که قیمت مسکن به شکل فوق موجود نیست، در مطالعه خویش از شاخص‌های موجود مسکن به عنوان قیمت مسکن استفاده می‌کند. از دید وی بهترین معادله برای برآورد شاخص قیمت مسکن، معادله‌ای است که در آن از متغیرهایی نظیر تولید ناخالص داخلی، قیمت زمین، شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی یا نرخ تورم و مقدار با وقفه متغیر درون‌زا استفاده شده باشد. وی در برآورد مدل خود از سطح زیربنا نیز استفاده می‌کند و معادلات رفتاری را به روش حداقل مربعات معمولی و با استفاده از داده‌های سری زمانی تخمین می‌زند. با وجود آن‌که متغیرهای درآمد، میزان اعتبارات، قیمت مسکن و دارایی را در تقاضای مسکن مؤثر می‌داند، ولی از آنجا در برآورد مدل، شاخص قیمت مسکن از نظر آماری معنی‌دار نیست، آن‌را از مدل خود حذف می‌کند. در مورد دارایی خانوار، به دلیل نبود اطلاعات مناسب در ایران، از متغیرهای جانشین مانند پس‌انداز استفاده کرده است، اما نتایج حاصل از به‌کارگیری این متغیر جدید نیز قابل قبول نبود؛ پس در مدل نهایی تنها دو متغیر تولید ناخالص داخلی و میزان اعتبارات بخش مسکن را در نظر گرفته است. همچنین متغیر DRC_{t-1}، مبین تقاضای کل با یک وقفه زمانی است و آن‌را برای لحاظ اثر تقاضای کل در دوره‌های پیشین بر تقاضای جاری، در مدل آورده است.

قنبری (۱۳۷۲)، نشان داد که تقاضای مسکن نسبت به قیمت باکشش است و علاوه بر آن، کشش درآمدی تقاضای مسکن در ایران کمتر از واحد (۰/۸۲) است. وی همچنین نشان داد که هر یک درصد افزایش در نرخ رشد جمعیت، تقاضا برای واحدهای مسکونی را ۵/۶ درصد افزایش می‌دهد.

یزدانی (۸۲۱۳) در مطالعه‌ای که برای سازمان ملی زمین و مسکن انجام داد، موضوعات مختلفی در بخش مسکن از جمله تابع مخارج مسکن و تابع تقاضای مسکن در بخش شهری را برآورد کرده است. از

عمده نتایج این تحقیق آن است که کشش مخارج واقعی مسکن خانوار نسبت به قیمت مسکن حدود ۰/۲۸- است. شاخص برای خانوارهای شهری با درآمد پایین (۴۰٪ رده‌های پایین درآمدی) حدود ۰/۹- برآورد شده است که این کشش قیمتی برای خانوارهای با درآمد پایین دارای قدر مطلقی بیش از متوسط خانوارهاست. در تابع تقاضای مسکن در مطالعه فوق، کشش درآمدی برابر است با ۰/۷ و در این برآورد تقاضا برای مسکن نسبت به نرخ بهره بانکی حساس است. بر اساس مدل کلان سرمایه‌گذاری مسکن در کل کشور که در این مطالعه برآورد شده است، متغیرهای حجم پول، نرخ بهره، تولید ناخالص ملی و میزان تسهیلات اعطایی در بخش مسکن بیشترین عوامل تعیین‌کننده سرمایه‌گذاری شناخته شدند. در این مدل ضریب کشش سرمایه‌گذاری مسکن نسبت به تولید ناخالص ملی در دوره ۱۳۵۰ تا ۱۳۷۶ بیشتر از یک است که نشان‌دهنده سهم بالای بخش مسکن در ایران است. علاوه بر این، وی کشش قیمتی عرضه ساختمان را (که بر اساس تعداد واحدهای مسکونی تکمیل شده، تقریب شده است) بیشتر از یک برآورد کرده است.

جلالی نائینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۲) در چارچوب یک الگوی خودتوضیح برداری، تأثیر متقابل شاخص قیمت مسکن به‌عنوان مهم‌ترین دارایی در دسترس افراد در ایران بر نوسانات تولید و همچنین واکنش آن بر شوک‌های پولی و نحوه استفاده از ارزش دارایی‌ها در اتخاذ سیاست‌های پولی در ایران را مورد بررسی قرار داده‌اند. بر اساس یافته‌های ایشان، سهم حجم پول در درازمدت در توضیح تغییرات قیمت مسکن بیشتر از سایر متغیرهاست. سهم عمده‌ای از نوسانات قیمت مسکن توسط خود شاخص قیمت مسکن توضیح داده می‌شود، به این معنا که تغییرات کوچک در قیمت مسکن انتظارات تورمی را بالا می‌برد و در نتیجه اثر نوسانات باقی می‌ماند. از نتایج دیگر این مطالعه، وجود ارتباط معکوس بین شاخص قیمت واقعی مسکن و شاخص قیمت کالاهای وارداتی در بلندمدت است. قیمت مسکن پس از تقریباً شش فصل (یک سال و نیم) به بیشترین مقدار خود در پاسخ به شوک پولی می‌رسد و سپس اثر شوک به‌تدریج طی چند سال از بین می‌رود.

خیابانی (۱۳۸۲) در چارچوب یک الگوی ARDL به بررسی و تحلیل اثر متغیرهای کلان اقتصادی از جمله حجم پول، نرخ ارز، GDP و شاخص قیمت سهام بر نوسانات قیمت مسکن پرداخته است. وی در این مطالعه برای تفکیک اثرات شوک‌های مثبت و منفی روی قیمت مسکن و به‌عبارت دیگر برای تمیز دادن اثر متقارن و نامتقارن شوک‌ها، از الگوی تعدیل‌شده ARDL استفاده می‌کند. بر اساس یافته‌های این مطالعه، حساسیت قیمت واقعی مسکن به یک درصد تغییر در تراز واقعی پول در بلندمدت ۰/۸۶ و در کوتاه‌مدت ۰/۳۴ برآورد شده است. همچنین واکنش قیمت واقعی مسکن به تولید واقعی در بلندمدت ۰/۸۹- و در کوتاه‌مدت ۰/۳ برآورد گردیده است.

جلالی نایینی و نوغانی اردستانی (۱۳۸۳) در چارچوب طرح جامع مسکن به پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) برای تهران و کلیه مناطق شهری

پرداخته‌اند. ایشان از متغیرهایی چون نرخ ارز، GDP بدون نفت، تورم، حجم پول و شاخص قیمت مصالح ساختمانی برای پیش‌بینی عرضه مسکن در مناطق شهری کشور استفاده کرده‌اند. برای پیش‌بینی عرضه مسکن در تهران، ایشان از متغیرهای قیمت مسکن، نرخ تورم، شاخص قیمت مصالح ساختمانی، حجم پول و GDP بدون نفت استفاده کردند. در آخرین مدل برآوردشده در این مطالعه، ایشان به پیش‌بینی قیمت مسکن در تهران با به‌کارگیری متغیرهای متوسط قیمت زمین و مسکن، حجم پول، نرخ ارز، تورم و شاخص قیمت مصالح ساختمانی پرداختند. بر اساس نتایج مطالعه ایشان، عرضه مسکن (سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان) در کلیه مناطق شهری در پایان سال ۱۳۸۷ نسبت به سال ۱۳۸۳ تغییر چندانی نخواهد کرد. بر اساس پیش‌بینی ایشان که در سال ۱۳۸۳ انجام شد، طی سال‌های ۸۳ و ۸۴ رکود و سپس در سال‌های ۸۵ و ۸۶ و نیمه اول ۸۷ شاهد رونق سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در بخش ساختمان خواهیم بود لیکن چرخه رکود بار دیگر از نیمه ۸۷ آغاز خواهد شد. قیمت واقعی مسکن در سال ۸۴ کاهش خواهد یافت ولی در سال‌های ۸۵ و ۸۶ شاهد افزایش قیمت مسکن در تهران خواهیم بود. ایشان در برآورد عرضه مسکن در کل مناطق شهری کشور، اشاره کرده‌اند که به‌دلیل فقدان آمار، مجبور به حذف برخی متغیرهای اثرگذار نظیر قیمت زمین و قیمت تراکم شده‌اند. اما برای برآورد عرضه و قیمت مسکن در تهران، این آمارها وجود داشته‌اند.

۱-۲. مطالعات خارج از کشور

میوت[1] (۱۹۷۲) مدلی را برای تابع تقاضای مسکن و جریان مسکن (مسکن تازه ساز) ارائه می کند. به این منظور، فرض اساسی که وی در نظر می‌گیرد، تعادل بازار مسکن در بلندمدت است و اینکه خالص تقاضای جریان مسکن بر مبنای اختلاف میان موجودی مطلوب و بالقوه شکل می‌گیرد.

از آنجا که وی تابع تقاضای موجودی مسکن را از تابع تقاضای خدمات مسکن استخراج می‌کند، در ابتدا رابطه میان اجاره و قیمت هر واحد مسکونی را پیدا می‌کند. بنابر فرض میوت، اجاره تعادلی، خالص هزینه استهلاک، نگهداری، تعمیر خانه و مالیات را تأمین می‌کند که مابه‌التفاوت این‌دو، خالص بازدهی وام رهنی است. منظور از تعادل نیز وضعیتی است که هیچ تمایلی برای تغییر در خالص موجودی مسکن وجود ندارد، پس واحدهای مسکونی تازه‌ساز تنها برای جبران استهلاک و جمعیت جدید می‌باشد. به‌این ترتیب، با داشتن نرخ بازده می‌توان به‌راحتی تابع تقاضای موجودی مسکن را از تقاضا برای خدمات مسکن استخراج کرد.

بارتون اسمیت[2] (۱۹۸۱)، مدلی را برای بررسی حساسیت عرضه مسکن نسبت به تغییرات قیمت ارائه کرد. تمایز این مدل با مدل‌های قبلی در این است که، در این مدل، کمیّت و کیفیت مسکن به‌شکل همزمان مورد بررسی قرار گرفته است. از آنجا که هدف اسمیت برآورد حساسیت قیمتی عرضه مسکن

1.Muth
2.Barton Smith

می‌باشد، وی به تصریح مدل خاصی برای عرضه و یا سرمایه‌گذاری مسکن نپرداخته است، بلکه شیوه‌ای را ارائه می‌دهد که از آن طریق بتواند حساسیت قیمتی عرضه مسکن از جنبه کمّی و کیفی را محاسبه کند و چون آمار کیفیت نیز موجود و قابل مشاهده نیست، آن‌را به نوعی از مدل حذف می‌نماید.

کار دیگری که در خصوص بازار مسکن انجام شده است، کار جیمز پوتربا[1] (۱۹۸۴) در زمینه سرمایه‌گذاری در مسکن و یا عرضه واحدهای مسکونی جدید است. پوتربا، هر چند که در مدل‌سازی، عرضه و تقاضا را توأماً ارئه می‌کند، ولی به‌دلیل مشکلات تخمین تابع تقاضا، از برآورد آن صرفنظر و تمامی آثار تقاضا بر عرضه مسکن را، در قیمت دارایی می‌بیند. براساس مدل پوتربا، خریدار عقلایی مسکن، قیمت مسکن را با ارزش حال تنزیل شده خدمات مسکن در آینده برابر می کند.

مدل دی‌پاسکال و ویتون[2] (۱۹۹۴)، بر پایه ساز و کار تعدیل تدریجی قیمت و در واقع ترکیبی از مدل جریان موجودی و ساز و کار تعدیل قیمت است. از آنجا که ایشان برای عرضه، ساز و کار تعدیل جزئی قائل هستند، لذا تغییر در تقاضا، به‌سرعت باعث افزایش عرضه به همان میزان نمی‌شود. در واقع، قیمت -برخلاف مدل پوتربا- در این مدل متغیر کاملی برای رفتار عرضه و ساختار مسکن نیست. براین اساس، عدم تعادل در بازار مسکن در نتیجه هر شوک و تأثیر آن بر قیمت، در طی چند دوره از بین می‌رود. در این مدل، تقاضا تابع یک سری متغیرهای برونزا نظیر ویژگی جمعیت، درآمد دائمی واقعی، سطح قیمت واقعی مسکن و هزینه فرصت سرمایه فرض شده است.

داویدف[3] (۲۰۰۵)، مدلی برای برآورد قیمت زمین و مسکن شهری ارائه داد. وی قیمت مسکن را تابعی از متغیرهایی چون شاخص قیمت سهام، شاخص قیمت زمین و سرمایه‌گذاری جدید در بخش مسکن می‌داند و اقدام به بررسی اثر این متغیرها بر قیمت مسکن می‌کند. نتایج تخمین مدل وی، نشان‌دهنده حساسیت قیمت مسکن نسبت به شوک‌های متغیرهای کلان اقتصاد است. عدد نسبتاً بزرگ و معنی‌دار کشش قیمت مسکن نسبت به دستمزدها، کشش کوچک و منفی قیمت مسکن نسبت به نرخ‌های واقعی بهره و کشش قیمتی منفی معنی‌دار مسکن نسبت به ارزش سهام سرمایه در این مدل، قابل توجه است.

مدل به‌کار گرفته شده توسط مک‌کویین[4] (۲۰۰۴)، شکلی از مدل معادلات همزمان است که شامل سه سیستم معادله می‌شود که هر دو بخش عرضه و تقاضای مسکن و همچنین، چسبندگی عرضه مسکن در برابر تغییرات قیمت را شامل می‌شود. وی از شاخص‌هایی چون درآمد سرانه، قیمت‌های

1. J.M.Poterba
2. Dipasquale & Wheaton
3. Davidoff
4. McQuinn

رهنی مسکن و شاخص دستمزد به عنوان متغیر توضیحی برای قیمت مسکن در بازار مسکن ایرلند استفاده کرده است.

لودویگ و اسلاک[1]، ارتباط بین شاخص قیمت سهام و قیمت مسکن را با مصرف، در کشورهای OECD تخمین زدند. ایشان با استفاده از آزمون علیت گرنجر[2] به بررسی ارتباط علّی متغیرهای مدل نیز پرداختند. بر پایه یافته‌های ایشان، درآمد قابل تصرف سرانه و شاخص بازار سهام و قیمت مسکن هر سه، علت گرنجری مصرف خصوصی سرانه هستند. علاوه بر این، شاخص بازار سهام و درآمد قابل تصرف سرانه علت گرنجری قیمت مسکن هستند. اما مصرف خصوصی سرانه علت گرنجری قیمت مسکن نیست.

۲. معرفی مدل خودتوضیح با وقفه‌های گسترده[3]

برای برآورد مدل در این تحقیق، از تکنیک خود توضیح با وقفه‌های گسترده استفاده می‌شود. دلیل استفاده از تکنیک ARDL این است که در نظر داریم در کنار تخمین پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل، ارتباط بلندمدت متغیرهای مدل را نیز برآورد کنیم. علاوه بر این، مایلیم بدانیم که چند دوره زمانی طول می‌کشد تا اثر یک شوک وارد شده بر مدل، تعدیل شود.

پسران و شین[4]، ثابت می‌کنند که اگر بردار هم‌انباشتگی از به‌کارگیری روش حداقل مربعات بر یک رابطه خودتوضیح با وقفه‌های گسترده ARDL (که وقفه‌های آن به خوبی تصریح شده باشد، به‌دست آید) علاوه بر این‌که برآوردگر حداقل مربعات توزیع نرمال دارد، در نمونه‌های کوچک نیز از اریب کمتر و کارایی بیشتری برخوردار خواهد بود. به‌علاوه، آنها نشان می‌دهند که یکی از مزایای استفاده از روش ARDL این است که بدون توجه به $I(0)$ یا $I(1)$ بودن متغیرها، می‌توان برآوردهای سازگاری از ضرایب بلندمدت به‌دست آورد.

در این روش پس از تصریح مدل، باید تعداد وقفه‌های بهینه یکایک متغیرها، اعم از درونزا و برونزا را تعیین کرد. نرم‌افزار میکروفیت[5]، به کاربر این امکان را می‌دهد که از بین $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده، با استفاده از یکی از چهار معیار $\overline{R}^2$، آکائیک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC) و یا حنان- کویین (HAC)، الگویی را برگزینند که تعداد وقفه‌های آن در مقایسه با سایر الگوها، بهینه باشد. معمولاً از معیار شوارتز- بیزین (SBC) برای تعیین تعداد وقفه‌های بهینه الگو استفاده می‌شود، زیرا این معیار

1.Ludwig & Slok.2004.
2.Granger Causality Test
3.Auto Regressive Distributed Lag
4.Pesaran & Shin,1995.
5.MICROFIT

از وقفه‌های کمتری استفاده می‌کند. پس از تصریح شکل بهینه اقتصادسنجی مدل، برآوردی از ضرایب متغیرهای الگو ارائه می‌شود. این ضرایب نشان‌دهنده پویایی‌های مدل در کوتاه‌مدت هستند.

در مرحله بعد، این مسئله بررسی می‌شود که آیا بین متغیرهای الگو، ارتباط تعادلی بلندمدت وجود دارد یا خیر؟ در واقع هدف در این مرحله، آزمون این نکته است که آیا رابطه پویای کوتاه‌مدت برآوردشده، به سمت رابطه تعادلی بلندمدت گرایش دارد یا خیر؟ برای این آزمون، از آماره t ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر[1] استفاده می‌شود. اگر آماره t برآوردشده از مدل، از آماره t ارائه‌شده توسط بنرجی، دولادو و مستر، بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر فقدان رابطه تعادلی بلندمدت، رد و فرضیه مقابل پذیرفته می‌شود.

هم‌چنین می‌توان مدل تصحیح خطا[2] مربوط به الگوی انتخاب شده در روش ARDL را برآورد کرد، به‌این ترتیب که پس از آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون هم‌انباشتگی با یک وقفه زمانی را، به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS ضرایب برآورد می‌گردند. ضریب جمله تصحیح خطا[3]، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

۳. معرفی داده‌ها و الگو

۳-۱. داده‌ها

در این مطالعه از داده‌های آماری به تفکیک فصل استفاده کرده‌ایم. علی‌رغم اینکه داده‌های فصلی برای متغیرهای موردنظر این مطالعه تنها از سال ۱۳۷۳ به بعد برای اقتصاد ایران وجود دارند و این مسئله بعد داده‌ها را با محدودیت مواجه می‌کند، اما از آنجا که استفاده از داده‌های فصلی، تخمین و برآورد مدل و عوامل موثر بر تعیین شاخص قیمت مسکن را با دقت بیشتری همراه می‌کند، تصمیم به استفاده از آنها گرفتیم. داده‌های فصلی مربوط به متغیرهای کلان اقتصادی ایران از سال ۱۳۷۳ به بعد به‌شکل منظم در ماهنامه‌های آماری بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران منتشر می‌شوند. اما در این میان، هیچ‌گونه آمار جامعی برای قیمت زمین وجود ندارد که به‌شکل عمومی منتشر شده و در دسترس محققان قرار داشته باشد. مراجع رسمی از جمله سازمان ملی زمین و مسکن و پیش از آن سازمان زمین شهری، آمار مدون و یکپارچه‌ای از قیمت زمین را نه تنها به‌شکل فصلی، که حتی به‌شکل سالانه نیز

1.Banerjee, Dolado & Master,1992.
2.Error Correction model(ECM)
3.Error Correction Term(ECT)

منتشر نکرده‌اند و آمار موجود، به‌شکل پراکنده و نامنظم است که متأسفانه نمی‌توان از آنها در تخمین مدل‌های اقتصادی و اقتصادسنجی استفاده کرد.

۳-۲. معرفی الگو

مدل قیمت مسکنی که در این مقاله به کار گرفته‌ایم، از چارچوب خرد به کلان[1] در بازار مسکن برخاسته است و چارچوب کلی آن از مقاله چن و پاتل[2] برگرفته شده است. در سمت تقاضا، مدل بر پایه بازار دارایی (مسکن) بنا شده است.

برای شروع، با فروض ساده‌کننده‌ای آغاز می‌کنیم که در آن، یک خانوار نمونه سعی در حداکثر کردن مطلوبیت خود دارد. فرض می‌کنیم که دو کالا وجود دارد: یکی خدمات مسکن و دیگری کالای مصرفی مرکب[3] ، CG. برای سادگی، فرض می‌شود که جریان خدمات مسکن متناسب با موجودی مسکن است. در تابع مطلوبیت خانوار هر دو کالا وجود دارد: خدمات مسکن و کالای مصرفی مرکب. خانوار نمونه، مطلوبیتش را در طول زمان با توجه به قیود بودجه‌ای و تکنیکی خودش حداکثر می‌کند. با این فرض که بازار مسکن بازاری رقابتی است و قیمت کالای مصرفی مرکب برابر واحد است، شرط مرتبه اول مسئله حداکثرسازی، برای نرخ نهایی جانشینی بین خدمات مسکن و کالای مصرفی مرکب به نتیجه زیر منجر می‌شود:

$$\frac{U_h}{U_{cg}} = Ph(i - PhGr^e) \qquad (۱)$$

که درآن، U_h مطلوبیت نهایی خدمات مسکن، U_{cg} مطلوبیت نهایی کالای مصرفی، Ph قیمت واقعی مسکن، i نرخ بهره واقعی و $PhGr^e$ نرخ انتظاری بازده سرمایه در بخش مسکن است. سمت راست معادله (۱)، تعریفی ساده، اما استاندارد برای هزینه واقعی سرمایه مصرف‌کننده در بخش مسکن است. تعاریف پیچیده‌تر برای هزینه واقعی مصرف‌کننده در بخش مسکن می‌تواند مشتمل بر عناصری چون مالیات، استهلاک و هزینه نگهداری و تعمیرات باشد. همان‌طور که پترسون و همکاران[4] اظهار داشته‌اند، در مطالعات تجربی، در نظر گرفتن مدلی ساده‌تر برای هزینه سرمایه مصرف‌کننده در بخش مسکن می‌تواند نتایج واقعی‌تری به بار آورد. علاوه بر این، با در نظر گرفتن مدلی پیچیده‌تر در بخش تئوری، به علت در دسترس نبودن اطلاعات لازم در مورد استهلاک مسکن و هزینه‌های تعمیرات و نگهداری بنا، به هنگام تخمین مدل، با مشکل مواجه و در نهایت به منظور تخمین مدل، مجبور خواهیم شد به مدلی ساده‌تر در این بخش بسنده کنیم.

1.Macroeconomics Microfundation
2.Chen & Patel.1998.
3.Composite Consumption Good(CCG)
4.Peterson et al,1997.

در تعادل بازار مسکن، هزینه واقعی اجاره مسکن R، که در واقع اجاره واقعی پرداخت شده توسط مصرف‌کننده برای استفاده از جریان خدمات یک واحد مسکن در هر دوره زمانی است، غیرقابل مشاهده است و باید با هزینه واقعی مصرف‌کننده در معادله (۱)، برابر باشد. پس داریم:

$$R = Ph(i - PhGr^{e}) \qquad (۲)$$

از آنجا که R غیرقابل مشاهده است، به شکل قراردادی به جای آن از اجزایش استفاده می‌شود. در مطالعات خارجی نیز این رویه مراعات شده است.

با جایگذاری R در معادله (۱)، قیمت واقعی مسکن را می‌توانیم به عنوان تابعی از درآمد واقعی PY و عوامل جمعیتی چون بعد خانوار D بنویسیم. علاوه بر این، به نظر می‌رسد که خالص افزایش تعداد یا سطح زیربنای ساختمان‌های جدید HC نیز که آمار سری زمانی آن در ایران تحت عنوان "تعداد ساختمان‌های تکمیل شده" توسط بانک مرکزی منتشر می‌شود، عاملی اثرگذار بر قیمت در بازار مسکن ایران باشد. بنابراین، تا اینجا می‌توانیم مدل را به شکل زیر بنویسیم:

$$Ph = f(PY, (i - PhGr^{e}), D, HC) \qquad (۳)$$

بازار مسکن از سمت عرضه، تحت تأثیر تقاضای سرمایه‌گذاری بخش خصوصی در ساختمان‌های جدید است. می‌توان استدلال کرد که این تقاضای سرمایه‌گذاری در بخش مسکن از جهتی تحت تأثیر رشد عرضه پول M است. زیرا در شرایطی که رشد عرضه پول به شکل سریع اتفاق می‌افتد؛ خانوارها به علت کاهش ارزش پول، مایل به نگهداری پول نقد نخواهند بود و یکی از راه‌های تبدیل پول نقد به دارایی، سرمایه‌گذاری در بخش مسکن است. در شرایط تورمی، خانوارها سعی می‌کنند که دارایی‌های نقدی خود را به دارایی‌های فیزیکی از جمله مسکن تبدیل کنند تا از کاهش ارزش پول ناشی از تورم مصون بمانند. با این وجود، هنوز هم ممکن است که خانوارها به انواع دیگر سرمایه‌های فیزیکی غیر از مسکن، مانند سکه روی آورند. خانوارها در تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری، به نرخ بازده نسبی سرمایه در بازارهای مختلف دارایی توجه می‌کنند. یکی از این بازارهای جانشین که سرمایه‌گذاری در آن می‌تواند برای خانوارها جذاب باشد، بازار سهام است که می‌تواند خانوارها را از کاهش ارزش پول مصون بدارد. با این توضیحات، به نظر می‌رسد که شاخص قیمت سهام SPI، به‌عنوان نماینده وضعیت بازار سهام، می‌تواند عامل توضیح‌دهنده نوسانات قیمت مسکن باشد.

علاوه بر عوامل فوق، واضح است که از دید هزینه، عرضه مسکن می‌تواند تابعی از هزینه خدمات ساختمانی KPI و قیمت زمین LC باشد. به این منظور، ما از "شاخص بهای خدمات ساختمانی" و "شاخص قیمت زمین" استفاده خواهیم کرد. اما همان‌گونه که پیشتر ذکر شد، از آنجا که هیچ‌گونه آمار جامع و مدون و قابل استفاده‌ای برای شاخص قیمت زمین موجود نمی‌باشد، به رغم اثری که قیمت

زمین بر نوسان قیمت مسکن دارد، ناچار به حذف این متغیر هستیم. با متغیرهایی که تا اینجا معرفی کردیم، یک‌بار دیگر مدل را بازنویسی می‌کنیم:

$$Ph = f(PY, D, HC, (i - Gr^e), M, SPI, KPI) \qquad (۴)$$

به نظر می‌رسد که از دید نظری، درآمد سرانه خانوار، بر تقاضای مسکن موثر است نه بعد خانوار به تنهایی. یک خانوار پرجمعیت ممکن است به خانه‌ای بزرگ‌تر احتیاج داشته باشد و تقاضای بیشتری از مسکن داشته باشد، اما تا زمانی که این تقاضا به وسیله درآمد بیشتر این خانوار پشتیبانی نشود، این تقاضا موثر نیست و نمی‌تواند بر قیمت مسکن اثری داشته باشد. به این منظور و برای ارائه تخمینی بهتر از مدل، می‌توانیم دو متغیر درآمد واقعی PY و بعد خانوار D را ادغام و متغیر جدید درآمد سرانه خانوار Y را معرفی و از آن در برآورد مدل استفاده کنیم. این متغیر جدید، هم شامل عوامل جمعیتی است و هم نشان‌دهنده تغییرات درآمد خانوارها.

اصلاح دیگری که در مدل اعمال می‌کنیم، آن است که علی‌رغم آنکه در مدل اولیه ما هزینه سرمایه مصرف‌کننده در بخش مسکن را به شکل $i - PhGr^e$ معرفی کردیم- که در آن، $PhGr^e$ نرخ انتظاری بازده سرمایه در بخش مسکن بود- در جهان واقعی این نرخ غیرقابل مشاهده است و نمی‌توان از آن در کارهای تجربی استفاده کرد، پس ناچار به حذف این نرخ انتظاری هستیم و تنها می‌توانیم نرخ بهره واقعی i را در مدل لحاظ کنیم.

بازارهای پولی در کشورهای جهان سوم ، بازارهایی یکپارچه نیستند و عموماً بیش از یک نرخ بهره در آنها وجود دارد. کشور ما نیز از این قاعده مستثنی نیست، به‌گونه‌ای که چندین نرخ بهره اعم از نرخ بهره بانکی، نرخ‌های بازاری بهره، نرخ‌های ماهانه و سالانه در بازار رسمی و غیررسمی پول ایران وجود دارد. اغلب پژوهشگران نرخ تورم را متغیر جایگزین مناسب نرخ بهره می‌دانند. در این راستا ما نیز در مدل خود از متغیر نرخ تورم به عنوان جایگزین برای متغیر نرخ بهره واقعی استفاده می‌کنیم.

در نهایت الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده زیر، به منظور تفسیر رفتار قیمت مسکن PH در نظر گرفته می‌شود:

$$LPH = INPT + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j LPH_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LSPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LKPI_{t-j}$$
$$+ \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LHC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} DP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} LM_{t-j} \qquad (۵)$$

که در آن، LPH لگاریتم شاخص قیمت مسکن، $INPT$ مقدار ثابت، LY لگاریتم درآمد سرانه خانوار، $LSPI$ لگاریتم شاخص قیمت سهام، $LKPI$ لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمانی، LHC لگاریتم تعداد ساختمان‌های تکمیل شده بر حسب سطح زیربنا، DP نرخ تورم و LM نیز لگاریتم حجم پول است.

۳-۳. برآورد الگو

در این بخش، به ارائه نتایج حاصل از تخمین الگو به روش ARDL می‌پردازیم. تمام تخمین‌های این فصل توسط نرم‌افزار میکروفیت[1] انجام شده است. ابتدا با استفاده از نرم‌افزار فوق، وقفه‌های بهینه مربوط به تمامی متغیرها تعیین شده و شکل درست مدل از لحاظ اقتصادسنجی، تصریح می‌شود. سپس نتایج تخمین الگوی کوتاه‌مدت که پویایی‌های الگو را در خود دارد، ارائه می‌شود. پس از آن با استفاده از آماره‌های مربوط، درستی یا نادرستی فرضیه صفر مبنی بر وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مدل آزمون و در صورت عدم رد فرضیه صفر، رابطه تعادلی بلند مدت مدل نیز برآورد می‌شود. سرانجام الگوی تصحیح خطای مربوط به مدل، تخمین زده می‌شود.

در روش ARDL، به درجه جمعی بودن[2] متغیرهای الگو توجه نمی‌شود و می‌توان با تعیین وقفه‌های مناسب برای متغیرهای الگو، بدون پیش‌داوری و استفاده از نظریه‌های اقتصادی، الگوی مناسب کوتاه‌مدت را برآورد کرد. با توجه به مبانی نظری گفته‌شده، الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده زیر، به منظور تفسیر رفتار شاخص قیمت مسکن PH، در نظر گرفته می‌شود:

$$LPH = INPT + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j LPH_{1,t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} LY_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} LSPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} LKPI_{t-j}$$

$$+ \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} LHC_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} DP_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_6} \beta_{6j} LM_{t-j}$$

برای برآورد چنین الگویی، ابتدا باید رابطه فوق را با روش OLS برای تمام ترکیب‌های ممکن بر اساس وقفه‌های متفاوت متغیرها برآورد کرد. در صورت استفاده از داده‌های فصلی، حداکثر تعداد وقفه متغیرها در نرم‌افزار میکروفیت، سه وقفه تعیین می‌شود. سپس در مرحله بعد، با استفاده از یکی از چهار معیار $\overline{R}^2$، آکائیک، شوارتز- بیزین و یا حنان- کویین یکی از $(m+1)^{k+1}$ الگوی تخمین زده شده انتخاب می‌گردد. تعداد معادله تخمین زده شده توسط میکروفیت برای این مدل، برابر $(m+1)^{k+1} = (3+1)^{7+1} = 65536$ است. زیرا حداکثر تعداد وقفه $m = 3$ در نظر گرفته شده و هفت متغیر نیز ($k = 7$) در مدل وجود دارد.

نرم‌افزار میکروفیت از میان ۶۵۵۳۶ معادله رگرسیون برآوردی، مدل ARDL(1,0,1,1,0,2,0) را با توجه به معیار شوارتز- بیزین، شکل بهینه برای برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت تشخیص داد. نتایج تخمین این مدل در جدول (۱) ارائه شده است. براساس معادله پویای کوتاه‌مدت تعیین قیمت مسکن، به‌جز ضریب متغیر $LKPI(-1)$ که در سطح ۵ درصد معنی‌دار است، ضریب سایر متغیرها در سطح

1.Microfit
2.Integrate

یک درصد معنی‌دار و هر کدام از متغیرهای توضیحی معادله، از توان نسبی قابل توجهی در تعیین رفتار قیمت مسکن برخوردار می‌باشند. از آن‌جایی‌که مدل به شکل لگاریتمی برآورد شده است، تمامی ضرایب الگو به‌جز ضریب نرخ تورم، نشان‌دهنده کشش قیمت مسکن نسبت به متغیرهای مربوط هستند.

حساسیت قیمت مسکن به یک درصد تغییر در درآمد سرانه خانوار ۰/۰۲ برآورد شده که مطابق انتظار است. ضریب متغیر لگاریتم شاخص سهام، برابر ۰/۰۳- به‌دست آمده است. علامت این ضریب با مدل‌های نظری سازگاری دارد و مقدار نسبتاً کوچک آن نشان‌دهنده برهم کنش نسبتاً اندک بازار مسکن و بازار سهام در ایران می باشد.

جدول -۱. برآورد ضرایب کوتاه‌مدت مدل قیمت مسکن، با استفاده از الگوی ARDL

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
LPH(-1)	۰،۹۰۵۱۷	۰،۰۱۶۱۳۸	۵۶،۰۸۹۳[0.00]
LY	۰،۰۲۰۵۸۳	۰،۰۰۶۵۹۴	۳،۱۲۱۴[0.007]
LSPI	-۰،۰۳۷۷۴	۰،۰۱۱۲۱۴	۳،۳۶۵۴[0.004]
LSPI(-1)	۰،۰۵۱۳۹۵	۰،۰۱۳۸۱۲	۳،۷۲۱۰۳[.003]
LKPI	۰،۲۵۰۲۲	۰،۰۱۵۴۷	۱۶،۱۷۴۵ [0.000]
LKPI(-1)	-۰،۲۷۶۲	۰،۱۱۳۵۳	-۲،۴۳۲۸ [.021]
LHC	-۰،۰۰۸۵۳۴	۰،۰۰۰۶۹۱۹	-۱۲،۳۳۴۱[.000]
DP	۰،۰۱۴۰۰۹	۰،۰۰۲۶۳	۵،۳۲۶۶[.000]
DP(-1)	-۰،۳۲۱۶۴	۰،۰۶۳۴۵	-۵،۰۶۹۱[.000]
DP(-2)	-۰،۱۶۲۸۴	۰،۰۳۲۴۵۵	-۵،۰۱۷۴[.000]
LM	۰،۰۴۵۶۷	۰،۰۰۳۱۵۸	۱۴،۴۶۱۶[.000]
INPT	-۰،۳۶۰۰۶	۰،۱۷۹۲۱	-۲،۰۰۹۱[.053]

ضریب متغیر لگاریتم شاخص قیمت خدمات ساختمانی، عددی مثبت و تقریباً بزرگ (۰/۲۵) به دست آمده است. این مقدار علاوه بر هم‌خوانی با مدل تئوری، نشان‌دهنده تأثیرپذیری زیاد قیمت مسکن در ایران، از سمت عرضه و هزینه‌های ساخت‌وساز است. ضریب متغیر لگاریتم تعداد ساختمان‌های تکمیل شده برابر ۰/۰۰۸- به‌دست آمده است. ضریب منفی این متغیر مبین این است که با افزایش تعداد واحدهای ساخته شده در هر دوره، قیمت مسکن در همان دوره کاهش می‌یابد. ضریب

متغیر نرخ تورم ۰/۰۱۴ به دست آمده است که بیانگر اثرپذیری اندک شاخص قیمت مسکن از نرخ تورم در ایران در کوتاه‌مدت است. سایر اطلاعات مربوط به برآورد مدل، به شکل زیر است.

$$R^2 = ۰/۹۹۹۸۲$$
$$\overline{R}^2 = ۰/۹۹۹۷۶$$
$$DW - statistic = ۲/۰۸۳۱$$
$$X^2_{sc}(۴) = ۳/۳\,[۰/۵]$$
$$X^4_F(۱) = ۳/۱\,[۰/۰۷۵]$$
$$X^2_N(۲) = ۰/۱۸\,[۰/۱۹]$$
$$X^2_H(۱) = ۰/۰۰۸\,[۰/۹۹]$$

آزمون‌های تشخیص صحت الگو در بالا ذکر شده‌اند که در آن، $X^2_H, X^2_N, X^2_F, X^2_{sc}$ آماره‌های ضریب لاگرانژ است که به ترتیب همبستگی سریالی جملات پسماند، تصریح فرم تابعی، نرمالیتی و واریانس ناهمسانی را مورد آزمون قرار می‌دهند. تمامی آماره‌ها درستی الگو را در سطح پنج و یک درصد مورد تأیید قرار می‌دهند. از این‌رو با تأیید درستی الگو، تفسیرهای ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت در الگوی ARDL(1,0,1,1,0,2,0) معنادار هستند.

برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویای کوتاه‌مدت استفاده می‌شود. اما مطابق تئوری، پیش از برآورد رابطه تعادلی بلندمدت باید از صحت فرض وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل اطمینان حاصل کرد. شرط آن‌که رابطه پویای کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته، کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر، باید عدد یک از مجموع ضرایب باوقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود :

$$\frac{۰/۹۰۵۱۷ - ۱}{۰/۰۱۶۱۳۸} = -۵/۸۷۶$$

مقدار به‌دست آمده توزیع t دارد و قدر مطلق آن باید با قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر مقایسه شود. چنانچه مقدار آماره به دست آمده، از t جدول بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه تعادلی بلندمدت پذیرفته می‌شود. مقدار بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح یک درصد برابر ۵/۰۴- است. با مقایسه این دو عدد معلوم می‌شود که به دلیل بزرگ‌تر بودن آماره محاسباتی از مقدار بحرانی در سطح یک درصد، فرضیه وجود رابطه تعادلی بلندمدت پذیرفته می‌شود.

نتایج حاصل از برآورد الگوی بلندمدت توسط نرم‌افزار میکروفیت به شرح زیر است:

$$LPH = -۳/۷۹ + ۰/۲۱LY - ۰/۱۴LSPI + ۰/۲۷LKPI - ۰/۰۸۹LHC + ۰/۲۳DP + ۰/۴۸LM$$
$$(-۳/۷۹) \quad (۶/۵۳) \quad (-۳/۸۳) \quad (۹/۲۸) \quad (-۷/۹۲) \quad (۱۲/۲۳) \quad (۲/۴۹)$$

ضرایب برآورد شده همگی در سطح یک درصد معنی‌دارند و مقادیر درون پرانتز مقدار آماره t مربوط به هر متغیر است.

نکته قابل توجه، حساسیت متفاوت قیمت مسکن نسبت به اغلب متغیرها، همچون درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام و تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده، در بلندمدت و کوتاه‌مدت است، به‌گونه‌ای که مطابق انتظار تئوری، کشش قیمت مسکن نسبت به درآمد سرانه خانوار، حجم پول، شاخص قیمت سهام و تعداد ساختمان‌های تکمیل‌شده، در بلندمدت بیشتر از کوتاه‌مدت است. نکته دیگر این‌که، اثر متغیر شاخص قیمت خدمات ساختمانی، در بلندمدت و کوتاه‌مدت چندان متفاوت نیست. 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 به‌دلیل شفاف و رقابتی نبودن بازارهای بورس و مسکن، جابه‌جایی سرمایه‌ها بین این‌دو بازار زمان‌بر باشد. البته وجود هزینه‌های جابه‌جایی نیز، در جهت تأیید این فرض هستند. بنابراین، حساس‌تر بودن قیمت مسکن به تغییر در شاخص قیمت سهام، در بلندمدت امری طبیعی است. چیزی‌که یافته‌های مدل نیز آن‌را تأیید می‌کند.

پس از الگوی بلندمدت، به برآورد الگوی تصحیح خطا می‌پردازیم. به‌این ترتیب که پس از آزمون همجمعی بین متغیرها، جمله خطای مربوط به رگرسیون همجمعی با یک وقفه زمانی را به عنوان یک متغیر توضیحی در کنار تفاضل مرتبه اول سایر متغیرها قرار داده، سپس به کمک روش OLS، ضرایب الگو برآورد می‌شود. ضریب جمله تصحیح خطا ECT، سرعت تعدیل به سمت تعادل بلندمدت را نشان می‌دهد.

در نتیجه تخمین الگوی تصحیح خطا، ضریب جمله تصحیح خطا برابر ۰/۰۹۴- به دست آمده که در سطح یک درصد معنی‌دار است. مقدار این ضریب، بیانگر سرعت کُند تعدیل به سمت تعادل بلندمدت است. بر اساس این رقم، در هر دوره حدود ۹ درصد از عدم تعادل در قیمت مسکن، تعدیل می‌شود. با این حساب حدود یازده دوره طول خواهد کشید تا کل عدم تعادل جبران شود. از آنجا که داده‌های این مطالعه به شکل فصلی هستند، یازده دوره (حدود سه سال) به طول خواهد انجامید. این با مشاهدات مربوط به اقتصاد ایران، که دوره‌های رونق و رکود بخش مسکن در آن به طور متوسط بین دو تا پنج سال طول می‌کشد، سازگار است.

۴. نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر مطالعات گسترده‌ای در رابطه با چگونگی تعیین رفتار قیمت در بازار مسکن صورت گرفته است. در این مطالعات، سعی شده در چارچوب الگوهای مختلف به سؤالاتی مانند، آیا قیمت مسکن بر اساس متغیرهای کلان اقتصادی تعیین می‌گردد؟ و یا اینکه رابطه قوی بین متغیرهای واقعی اقتصاد و قیمت بازار مسکن وجود دارد؟ پاسخ داده‌شود. هدف این مقاله نیز، یافتن پاسخی برای پرسش‌های فوق در چارچوب اقتصاد ایران بود.

در برآورد مدل پویا، آنچه بیشتر به چشم آمد، تأثیر زیاد متغیر شاخص قیمت خدمات ساختمانی در توضیح رفتار قیمت مسکن بود به طوری‌که کشش قیمت مسکن نسبت به این شاخص، ۰/۲۵ به‌دست آمد. این نشان‌دهنده تأثیر زیاد متغیرهای سمت عرضه بر قیمت مسکن در ایران است. بدیهی است که با اعمال سیاست‌های پولی مناسب در جهت کنترل نرخ تورم و شاخص‌های قیمتی مرتبط با بخش مسکن، از جمله شاخص قیمت خدمات ساختمانی، تا حد زیادی می‌توان از افزایش بی‌رویه قیمت مسکن جلوگیری کرد.

از دیگر یافته‌های بارز مطالعه، نقش و تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی همچون نرخ تورم، درآمد سرانه خانوار، شاخص قیمت سهام و حجم پول بر رفتار قیمت واقعی مسکن در ایران است. علاوه بر این، معلوم شد که عواملی چون شاخص قیمت خدمات ساختمانی و تعداد ساختمان‌های تکمیل شده، از قدرت قابل توجهی برای توضیح رفتار قیمت مسکن در ایران برخوردارند. مقدار ضریب جمله تصحیح خطا نیز بیانگر سرعت نسبتاً کند تعدیل مدل پویا به سمت تعادل بلندمدت است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

اسد سنگابی فرد، سیما، (۱۳۶۹)، بررسی تقاضای مسکن شهری در ایران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه تهران.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و نوغانی اردستانی، پدرام، (۱۳۸۲)، بررسی ارزش دارایی‌ها و چرخه‌های اقتصادی در بخش مسکن، دهمین سمینار مسکن و شهرسازی، تهران.

جلالی نایینی، سید احمدرضا و نوغانی اردستانی، پدرام، (۱۳۸۳)، طرح جامع مسکن: پیش‌بینی قیمت و عرضه مسکن، وزارت مسکن و شهرسازی.

خیابانی، ناصر، (۱۳۸۲)، عوامل تعیین کننده قیمت مسکن در ایران، فصلنامه اقتصاد مسکن، شماره ۳۴

شیرین بخش، محسن، (۱۳۷۵)، ارتباط بخش مسکن با سایر بخش‌های اقتصادی، وزارت مسکن و شهرسازی.

عیان‌بد، ناهید، (۱۳۷۴)، پیش‌بینی تقاضای مسکن در دهه ۷۰، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی.

قنبری، علی و کمالی دهکردی، پروانه، (۱۳۷۲)، بررسی توابع عرضه و تقاضای بخش مسکن، مجموعه مقالات سمینار سیاست‌های توسعه مسکن در ایران، جلد اول، وزارت مسکن و شهرسازی.

منتظری، محمدرضا، (۱۳۷۱)، برآورد تقاضای مسکن شهری در استان یزد، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

موسوی جهرمی، یگانه، (۱۳۶۹)، بررسی تقاضای مسکن استیجاری در شهر مشهد، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده اقتصاد، دانشگاه شهید بهشتی.

یزدانی، فردین، (۱۳۸۲)، بررسی کارایی ساز و کار بازار مسکن در مناطق شهری ایران، سازمان ملی زمین و مسکن.

Banerjee, A. , J.J. Dolado and Master, R. , "On Some Simple Test For Cointegration: The Cost Simplicity", Bank of Spain Working Paper No. 9302, 1992.

Chen. M & Patel. K , "House Price Dynamics and Granger Causality: An Analysis of Taipei New Dwelling Market", Journal of the Asia Real State Society, Vol. 1, No. 1, 1998, pp 101-120.

Davidoff Thomas, "A House Price Is Not A Home Price: Land Structures and the Macroeconomy", Haas University of Business, Dec 2005.

Dipasquale, Y. V, Wheaton, S. S, "Estimation the Consumption and Investment Demand For Owner-Occupied Housing", The Review of Economic and Statistics, 1994, pp. 127-141.

Ludwig Alexander, Slok, Torsren "The Relationship Between stock Price, House Price and Consumption in OECD Countries", Mannheim University, Feb 2004.

McQuinn Kieran, "The Irish Housing Sector: A Financial Stability Assessment", Financial Stability Report, June 2004, pp. 77-78.

Muth, Richard. F, "Demand For Non-Farm Housing", in Readings in Urban Economics, Edited by Edel, Matthew & Rathenberg, Jerome, 1972.

Pesaran, M. and Y. Shin, ''An Autogressive distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis'' *DAE Working Paper* 9514, University of Cambridge, 1995.

Peterson, W, C. Pratten and J. Tatch, "*An Economic Model of the Demand and Need for Social Housing*'', Department of Environment, Transport and the Regions, 1997.

Poterba, James. M, "Tax Subsides To Owner-Occupied Housing: An Asset Market Approach", The Quarterly Journal of Economics, Nov 1984, pp. 729-752.

Smith, Barton. A, "The Supply of Urban Housing", The Quarterly Journal of Urban Economics, Vol. 30, 1981, pp. 36-48.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی