

برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن جدید در ایران (مطالعه استانی)

حبیب مروت*، علی نصیری اقدم**، رضا میرهاشمی***

تاریخ پذیرش

۱۳۹۷/۰۳/۰۱

تاریخ دریافت

۱۳۹۷/۰۱/۱۸

چکیده

با وجود مطالعات گسترده در مورد بازار مسکن، بخش عمده‌ای از آن‌ها مربوط به سمت تقاضای مسکن بوده و مطالعات محدودی به طرف عرضه مسکن پرداخته‌اند. با این وجود، شناسایی عوامل مؤثر بر عرضه و چگونگی تأثیرپذیری آن از طرف تقاضا، مخصوصاً در کوتاه‌مدت و میان‌مدت، از موضوعات کلیدی این بخش محسوب می‌شود. در این راستا در این پژوهش تلاش شده است تا با بررسی عوامل مؤثر بر عرضه مسکن جدید در ایران، کشش قیمتی عرضه مسکن با توجه به داده‌های استانی برای دوره چهارده سال (۱۳۹۲-۱۳۷۹) برآورد شود. بدین منظور با استفاده از تعادل جزئی بازار مسکن توابع عرضه و تقاضای مسکن با استفاده از روش اقتصادسنجی معادلات هم‌زمان و داده‌های تابلویی برآورد شده است. با توجه به پویا بودن معادله تقاضا از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برای تخمین پارامترها استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهند که کشش قیمتی عرضه مسکن در کوتاه‌مدت برابر ۰/۲۵ و در میان‌مدت برابر ۰/۵ است. لذا به دلیل بی‌کشش بودن عرضه مسکن شوک‌های طرف تقاضا منجر به افزایش قیمت شدید در این بخش می‌شود.

کلیدواژه‌ها: کشش قیمتی عرضه مسکن، گشتاورهای تعمیم‌یافته، داده‌های تابلویی سیستمی.

طبقه‌بندی JEL: R31, C50, C23

habib.morovat@atu.ac.ir
ali.nasiriaghdam@atu.ac.ir
mirhashemi90@gmail.com

* استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
** استادیار گروه اقتصاد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی
*** دانشجوی کارشناسی ارشد دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبائی

۱. مقدمه

مطالعه اقتصاد مسکن اهمیت زیادی برای سیاست‌گذاران و خانوارها دارد؛ زیرا این بخش از یک‌سو روابط پیشین و پسین بسیار قوی با سایر بخش‌های اقتصادی داشته و بنابراین رشد و توسعه این بخش نقش عمده‌ای در رشد و توسعه سایر بخش‌های اقتصادی و در نهایت در رشد و اشتغال هر کشوری دارد. از سوی دیگر مسکن یکی از نیازهای اولیه و ضروری خانوارها بوده و هزینه استفاده از خدمات مسکن سهم عمده‌ای از بودجه خانوارها را به خود اختصاص می‌دهد لذا نوسانات قیمت مسکن تأثیر زیادی بر رفاه خانوارها مخصوصاً خانوارهای کم‌درآمد دارد. در این راستا مطالعات زیادی درباره شناخت عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای مسکن صورت گرفته است اما مطالعاتی که بر بخش تقاضای مسکن تمرکز داشته‌اند بیشتر بوده است. با این وجود، شناسایی عوامل مؤثر بر عرضه و چگونگی تأثیرپذیری آن از طرف تقاضا، مخصوصاً در بلندمدت، از موضوعات کلیدی این بخش محسوب می‌شود.

به‌طور کلی عرضه مسکن بر اساس ادبیات نظری و تجربی، متأثر از عواملی چون قیمت مسکن، دستمزد نیروی کار، قیمت مصالح ساختمانی، هزینه ماشین‌آلات و هزینه فرصت سرمایه‌گذاری است. علاوه بر موارد مذکور عواملی مانند بافت شهری، جغرافیای طبیعی و قوانین و مقررات ساخت‌وساز، نیز بر عرضه مسکن تأثیرگذار است (ویتون و همکاران، ۲۰۱۴). کشش قیمتی عرضه مسکن یکی از سنج‌های اصلی است که میزان واکنش عرضه به شوک‌های به وجود آمده در طرف تقاضا (تغییر قیمت مسکن) را نشان می‌دهد. هر چه میزان کشش عرضه بیشتر باشد شوک‌های طرف تقاضا اثر کمتری بر نوسانات قیمت مسکن خواهند داشت. لذا اندازه‌گیری دقیق کشش عرضه می‌تواند نقش مهمی در پیش‌بینی شدت اثرگذاری شوک‌های تقاضا بر قیمت داشته باشد و راهنمای سیاست‌گذاران در اتخاذ سیاست‌های مناسب باشد.

¹. Wheaton et al.

عرضه مسکن را می‌توان به دو گروه کلی تقسیم نمود: عرضه مسکن نوساز و عرضه مسکن قدیمی. این ویژگی عرضه مسکن ناشی از بادوام بودن این کالا است. عرضه مسکن نوساز در کوتاه‌مدت بی‌کشش است و لذا قیمت مسکن در کوتاه‌مدت توسط عوامل طرف تقاضا تعیین می‌شود (قلی زاده، ۱۳۸۷). دلیل این امر روند طولانی ساخت و عرضه واحد مسکونی به دلیل وجود محدودیت‌ها در اخذ مجوز و زمان‌بر بودن ساخت‌وساز است. کم‌کشش بودن عرضه مسکن نوساز در کوتاه‌مدت احتمال افزایش قیمت مسکن ناشی از شوک‌های تقاضا را افزایش داده و می‌تواند منجر به شکل‌گیری حباب قیمتی و افزایش قیمت مسکن‌های قدیمی گردد. برعکس در بلندمدت که کشش عرضه مسکن بیشتر است عرضه مسکن نوساز مازاد ممکن است باعث کاهش قیمت و رکود در ساخت‌وساز گردد. با توجه به اهمیت و نقش کشش قیمتی عرضه مسکن در شکل‌گیری و طول دوره افزایش قیمت مسکن به دلیل شوک تقاضا، در این پژوهش تلاش شده است تا با استفاده از داده‌های استانی برای یک دوره چهارده‌ساله، کشش قیمتی عرضه مسکن جدید برای کل کشور محاسبه شود. از الگوی ارائه‌شده در پژوهش مالپزی^۱ و مک‌لنن^۲ (۲۰۰۱) که مبتنی بر نظریه تعدیل انباره-روانه^۳ است برای الگوسازی استفاده شده است. روش معادلات هم‌زمان با استفاده از داده‌های تابلویی و روش حداقل مربعات دومرحله‌ای برای تخمین پارامترها به کار رفته است. حجم اطلاعات مورد استفاده و روش تخمین معادلات، تفاوت این مطالعه با مطالعات مشابه در کشور است.

چارچوب پژوهش عبارت است از این که در بخش دوم مبانی نظری الگوسازی بازار مسکن با تأکید بر نظریه تعدیل انباره-روانه ارائه خواهد شد. ادبیات تجربی در بخش سوم بیان خواهد شد. در بخش چهارم الگوسازی تجربی مطرح شده و پارامترهای الگو ارائه خواهند شد و در نهایت جمع‌بندی و نتیجه‌گیری در بخش پنجم ارائه خواهد شد.

^۱. Malpezzi

^۲. MacLennan

^۳. Stock-flow Adjustment

۲. مبانی نظری

عرضه کل مسکن عبارت است از تغییر در انباره مسکن که خود برابر انباره مسکن سال گذشته به اضافه افزایش خالص واحدهای مسکونی جدید (افزایش واحدهای مسکونی جدید منهای استهلاك واحدهای مسکونی موجود) است. عرضه مسکن به دلیل ویژگی بادوام بودن نه تنها از طریق سازندگان که از جانب مالکان نیز صورت می‌پذیرد؛ به گونه‌ای که می‌توان عرضه‌کنندگان مسکن را به دو گروه عرضه‌کنندگان نوساز و عرضه‌کنندگان مسکن قدیمی دسته‌بندی کرد. عرضه‌کنندگان مسکن طیف متنوعی از افراد حقیقی و یا حقوقی را شامل می‌شود (فاللیس^۱، ۱۹۸۵).

تابع تولید مسکن را می‌توان تابعی از عوامل تولید نظیر زمین، سرمایه و نیروی کار دانست. بنابراین، عرضه مسکن به‌طور کلی تحت تأثیر قیمت مسکن، قیمت زمین و هزینه‌های ساخت قرار می‌گیرد. افزایش قیمت مسکن و به تبع آن، افزایش سود تولیدکننده به‌عنوان یک عامل همسو با عرضه مسکن به حساب می‌آید و آن را افزایش می‌دهد. پوتربا^۲ (۱۹۸۴) در بررسی خود به این نتیجه رسیده است که قیمت مسکن مهم‌ترین معیار برای ساخت و ساز واحدهای مسکونی جدید است. مطالعه وی هم‌چنین نشان می‌دهد که افزایش در قیمت بناهای غیرمسکونی موجب کاهش سرمایه‌گذاری در ساختمان‌های مسکونی شده است. زمین نیز به‌عنوان یکی از عوامل اصلی تولید در عرضه مسکن تأثیرگذار است. علی‌رغم اینکه زمین یک نهاده تولید محسوب می‌شود، خود یک کالای سرمایه‌ای تلقی می‌گردد و افزایش قیمت آن سبب تغییر در میزان عرضه می‌شود. هزینه نهاده‌های ساخت شامل نیروی کار، مصالح و تجهیزات به‌عنوان یک عامل تعیین‌کننده در عرضه واحد مسکونی محسوب می‌شوند.

^۱. Fallis

^۲. Poterba

مبانی نظری عرضه مسکن عمدتاً بر دو نظریه اصلی استوار است: نظریه مبتنی بر سرمایه‌گذاری و نظریه مبتنی بر تعدیل انباره^۱. نظریه فضای شهری هم زیربنای بعضی از مطالعات عرضه مسکن نیز قرار گرفته است. تفاوت اصلی این نظریه، لحاظ نمودن زمین به‌عنوان نهاده تولید در تابع تولید مسکن جدید است.

الگوهای مبتنی بر سرمایه‌گذاری فرض می‌کند که صنعت ساختمان از بنگاه‌های رقابتی تشکیل می‌شود که با افزایش صورت هزینه‌های فهرست بها که متشکل از نیروی کار و مصالح ساختمانی است مواجه هستند. در الگوهای مبتنی بر سرمایه‌گذاری پوتربا (۱۹۸۴)، تاپل و روزن^۲ (۱۹۸۸) زمین به‌عنوان یک نهاده مهم در نظر گرفته نمی‌شود. هم‌چنین دی‌پاسکواله و ویتون^۳ (۱۹۹۴) با استفاده از الگوهای مبتنی بر سرمایه‌گذاری عرضه مسکن نشان دادند که افزایش بلندمدت قیمت مسکن باعث افزایش دائمی جریان ساخت مسکن می‌گردد. میزان این افزایش بستگی به آن دارد که افزایش فعالیت‌های ساختمانی چه مقدار بر افزایش قیمت عوامل تولید (نیروی کار و مصالح ساختمانی) اثر بگذارد. (کیم و همکاران^۴، ۲۰۱۲)

۲-۱. نظریه‌های مربوط به عرضه مسکن

دو نظریه اصلی در مورد سرمایه‌گذاری و عرضه مسکن مطرح شده است که عبارت‌اند از نظریه سرمایه‌گذاری Q توبین^۵ و نظریه انباره- روانه (بال و همکاران^۶، ۲۰۱۰). از آنجایی مطالعات و الگوسازی تجربی این مقاله بر مبنای نظریه انباره و روانه است در ادامه به صورت مختصر به این نظریه پرداخته شده است.

^۱. Stock-adjustment

^۲. Topel and Rosen

^۳. DiPasquale and Wheaton

^۴. Kim et al

^۵. Tobin Q-theory

^۶. Ball et al

• نظریه انباره - روانه

الگوی انباره-روانه فرض می‌کند که تقاضای مسکن در هر دوره تنها به وسیله مقادیر فعلی سایر متغیرهای الگو تعیین می‌شود. در حالی که موجودی مسکن به مقادیر این متغیرها در طول زمان بستگی دارد. برای ساده‌سازی الگو، فرض می‌شود که تقاضای فعلی (D_t) برای واحدهای مسکونی که توسط مالکان تصرف شده است عبارت است از نسبتی از تعداد خانوارها در زمان حال (H_t) که دارای رابطه‌ای خطی و منفی با هزینه سالانه مالکیت مسکن (U_t) باشد که همان هزینه سرمایه‌ای مالکیت است (معادله ۱). پارامتر α_0 به عنوان کسری از خانوارها می‌باشند که در صورت صفر بودن هزینه سرمایه، مالک خانه خواهند شد؛ درحالی‌که پارامتر α_1 عکس‌العمل این خانواده‌ها به تغییرات در هزینه مالکیت واحدهای مسکونی خواهد بود:

$$D_t = H_t(\alpha_0 - \alpha_1 U_t) \quad (1)$$

هزینه سالانه مالکیت مسکن در سطح فعلی قیمت مسکن (P_t) به نرخ سود تسهیلات مسکن پس از مالیات (M_t) و نرخ انتظاری افزایش در قیمت مسکن (I_t) بستگی دارد. در نتیجه خواهیم داشت:

$$U_t = P_t(M_t - I_t) \quad (2)$$

در الگوهای انباره-روانه فرض بر آن است که قیمت مسکن تعدیل می‌شود. پس تقاضای پیش‌بینی نشده برای واحدهای مسکونی که توسط مالکان تصرف می‌شوند (رابطه شماره (۱)) برابر با موجودی فعلی این واحدها است (S_t).

$$D_t = S_t \quad (3)$$

با جایگذاری رابطه (۱) و (۲) در رابطه شماره (۳) خواهیم داشت:

$$P_t = \frac{(\alpha_0 - \frac{S_t}{H_t})}{\alpha_1 - (M_t - I_t)} \quad (4)$$

در شیوه انبار-روانه فرض می‌شود که رابطه شماره (۴) در طول هر دوره و در تمام دوره‌ها برقرار است؛ بنابراین، اگر نسبت موجودی مسکن نسبت به خانوارها کمتر باشد، یا اگر نرخ اجاره (هزینه فرصت استفاده از مسکن) پایین‌تر یا انتظارات در خصوص آینده خوش‌بینانه‌تر باشد، قیمت مسکن بالاتر خواهد رفت.

رابطه (۴) زمانی برقرار است که پویایی‌های سمت عرضه و بادوام بودن مسکن در نظر گرفته نشود اما در نظریه تعدیل انبار-روانه این پویایی‌ها در نظر گرفته شده و معادله تفاضلی (۵) این نوع پویایی را نشان می‌دهد:

$$S_t - S_{t-1} = C_{t-1} - \delta S_{t-1} \quad (5)$$

در رابطه فوق تغییر در موجودی واحدهای مسکونی در هر دوره را به ساخت و سازهای آغاز شده در دوره قبل (C_{t-1}) منهای کسر کوچکی از موجودی دوره قبل (δ) که برای استهلاک و تخریب در نظر گرفته می‌شود، ارتباط می‌دهد.

اگر (ES_t) بیانگر تعادل بلندمدت موجودی مسکن باشد، اگر قیمت مسکن افزایش یابد، میزان (ES_t) زیاد می‌شود و در نتیجه ساخت و ساز به تدریج توسعه می‌یابد تا موجودی حقیقی به میزان بلندمدت آن برسد. دو معادله‌ای که این رابطه را نشان می‌دهند عبارت‌اند از:

$$ES_t = -\beta_0 + \beta_1 P_t \quad (6)$$

در معادله اول، پارامتر (β_1) تعیین می‌کند که افزایش در قیمت‌ها با چه سرعتی زمین‌های جدید را برای ساخت و ساز آماده می‌کند. همچنین، در این معادله، (P_t) سطح فعلی قیمت مسکن را نشان می‌دهد. در معادله دوم، پارامتر τ نشان دهنده سرعتی است که به وسیله آن ساخت و ساز جدید در واکنش به تفاوت میان موجودی فعلی و موجودی

تعادلی بلندمدت، تغییر می‌کند. از ترکیب معادلات (۵) و (۶)، رابطه میان قیمت فعلی مسکن و افزایش (کاهش) موجودی مسکن به دست خواهد آمد:

$$S_t - S_{t-1} = \tau(-\beta_0 + \beta_1 p_{t-1} - S_{t-1}) - \delta S_t \quad \text{if : } -\beta_0 + \beta_1 p_{t-1} > S_{t-1} \quad (7)$$

$$S_t - S_{t-1} = -\delta S_{t-1} \quad \text{if : } -\beta_0 + \beta_1 p_{t-1} < S_{t-1}$$

بر اساس رابطه (۷) در صورتی موجودی مسکن افزایش می‌یابد که قیمت مسکن در دوره قبل به اندازه کافی بالا باشد که موجودی تعادلی بلندمدت $(-\beta_0 + \beta_1 p_{t-1})$ از موجودی فعلی به اندازه کافی بیشتر شود و میزان ساخت و ساز از میزان تخریب $(-\delta S_{t-1})$ بیشتر باشد. با افزایش موجودی مسکن، میزان تخریب و استهلاک نیز افزایش می‌یابد و این حالت تا زمانی ادامه می‌یابد که در نهایت موجودی مسکن زیاد نشود. این سطح نشان دهنده وضعیت پایدار در موجودی مسکن (S^*) است و زمانی ایجاد می‌شود که قیمت (P_{t-1}) ثابت باقی بماند.

از حل معادلات (۳) و (۷) و با شرط آنکه میزان موجودی تغییر نکند، $(S_t = S_{t-1})$ قیمت و مقدار تعادلی به دست می‌آید:

$$P^* = \frac{\alpha_0 - \frac{S}{H_t}}{\alpha_t (M_t - I_t)} \quad (8)$$

$$S^* = \frac{\tau(-\beta_0 + \beta_1 P^*)}{\delta - \tau}$$

اگر تعداد خانوارها، انتظارات قیمتی، نرخ رهن و پارامتر الگو $(\alpha_0, \alpha_1, \tau, \beta_0, \beta_1)$ برای همیشه ثابت باقی بمانند، حل هم‌زمان معادلات رابطه (۸) نشان دهنده قیمت و موجودی در حالت تعادل پایدار خواهد بود. با بررسی معادلات رابطه (۸) می‌توان ملاحظه کرد که P^* با تعداد خانوارهای بیشتر انتظارات قیمتی بالاتر یا نرخ رهن پایین‌تر افزایش خواهد یافت. اگر P^* بالاتر باشد، S^* نیز بالاتر خواهد بود.

۲-۲. کَشش قیمتی عرضه مسکن

کَشش قیمتی عرضه مسکن یک معیار کمی برای سرعت پاسخ‌دهی طرف عرضه نسبت به شوک‌های اقتصادی است. مالپزی و مک‌لنن (۲۰۰۱) در رابطه با اهمیت کَشش عرضه در بازار مسکن می‌گویند: «بیشتر الگوهای مسکن و بیشتر تحلیل‌های سیاستی بستگی به تخمین صریح یا ضمنی کَشش عرضه مسکن دارند.»

عرضه مسکن نوساز در کوتاه‌مدت بی کَشش است و قیمت مسکن در کوتاه‌مدت توسط عوامل طرف تقاضا مثل درآمد، بیکاری و نرخ بهره تعیین می‌شود (قلی زاده، ۱۳۸۷). تغییر در طرف تقاضا در کوتاه‌مدت اثر خود را در افزایش قیمت نشان می‌دهد. دلیل این امر روند طولانی عرضه واحد مسکونی به دلیل وجود محدودیت‌ها در اخذ مجوز و زمان بر بودن ساخت‌وساز است.

در ادبیات نظری اقتصاد مسکن دو رویکرد اساسی برای برآورد کَشش عرضه مسکن وجود دارد. تخمین فرم خلاصه‌شده در شرایطی که قیمت‌های عمومی تابع عوامل عرضه و تقاضاست و رویکرد ساختاری‌تر که برآورد عرضه مسکن به‌طور مستقیم و به‌صورت تابعی از قیمت و عوامل مؤثر بر ساخت‌وساز صورت می‌گیرد. اغلب مطالعات انجام‌شده در رابطه با کَشش قیمتی عرضه مسکن از روش فرم خلاصه‌شده^۱ استفاده کرده‌اند به‌نحوی که قیمت را به‌عنوان متغیر وابسته و شاخص‌های عرضه و تقاضا را به‌عنوان عامل‌های توضیحی در نظر گرفته‌اند. در مطالعات فلاین^۲ (۱۹۶۰) و مالپزی و مک‌لنن (۲۰۰۱) از این روش استفاده شده است.

۳. مروری بر مطالعات انجام‌شده

^۱. Reduced Form

^۲. Follain

در این بخش به طور خلاصه به مرور مطالعات تجربی که تابع عرضه مسکن و کشش قیمتی عرضه مسکن را برآورد نموده‌اند پرداخته خواهد شد.

۳-۱. مطالعات داخلی

خلیلی عراقی و موسوی (۱۳۷۹)، تابع عرضه مسکن بخش خصوصی را برای دوره ۱۳۶۳ تا پایان ۱۳۷۷ برآورد کرده‌اند. تصریح الگو با استفاده از نظریه عرضه لوکاس و با لحاظ نقش هزینه تعدیل درونی در تصمیم‌گیری تولیدکننده برای تولید و سرمایه‌گذاری صورت گرفته است. نتیجه پژوهش نشان می‌دهد که عرضه طی این دوره بیشتر تحت تأثیر دو عامل اصلی یکی قیمت مسکن و دیگری هزینه فرصت است که به ترتیب کشش قیمتی مسکن و کشش مسکن نسبت به هزینه فرصت معادل $3/96$ و $3/5$ - به دست آمده است. سیدنورانی (۱۳۹۱) در پژوهش خود عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در ایران را بررسی کرد. برآورد الگو در این مطالعه با استفاده از تخمین گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) و به‌کارگیری داده‌های فصلی ایران طی دوره زمانی ۱:۱۳۷۵ تا ۴:۱۳۷۸ صورت گرفته است. نتایج به دست آمده حاکی از اثر مثبت تغییرات قیمت مسکن و اثر منفی تغییرات هزینه مصالح و هزینه فرصت ساخت‌وساز (شاخص بهابازار) بر عرضه مسکن بود. باین‌حال اثر تغییر شاخص بهابازار بر عرضه مسکن معنی‌دار نبود. علاوه بر این تغییرات قیمت مسکن و هزینه‌های مصالح در دو دوره قبل نیز در تصمیم‌گیری در خصوص عرضه مسکن (اخذ پروانه‌های ساخت مسکن) مؤثر بودند که مبین نقش مهم انتظارات است. مهرگان و تارتار (۱۳۹۴) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر قیمت مسکن از سمت عرضه پرداختند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی بین سال‌های ۱۳۷۸ تا ۱۳۹۲ در تهران و با بهره‌گیری از روش‌های خود توضیح برداری (ARDL) و مکانیسم تصحیح خطا (ECM) به برآورد عوامل کوتاه‌مدت و بلندمدت مؤثر بر قیمت مسکن پرداختند. بدین منظور از متغیرهای متوسط قیمت زمین، میزان تسهیلات پرداخت شده به بخش مسکن، متوسط

قیمت مصالح ساختمانی و متوسط دستمزد کارگران به عنوان عوامل تأثیرگذار بر هزینه تمام شده قیمت مسکن استفاده کردند. نتایج پژوهش حاکی از آن بود که در بلندمدت متغیرهای قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی از مهم ترین عوامل تأثیرگذار بر هزینه تمام شده قیمت مسکن در شهر تهران است. در کوتاه مدت متغیرهای قیمت مسکن در سال قبل قیمت زمین و شاخص قیمت مصالح ساختمانی از مهم ترین عوامل تعیین کننده رفتار هزینه بر قیمت مسکن در شهر تهران هستند.

خوبانی و همکاران (۱۳۹۴) نیز با روش گشتاورهای تعمیم یافته (GMM) به بررسی عوامل مؤثر بر عرضه مسکن در ایران پرداختند. متغیرهای توضیحی شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت، تسهیلات بانکی، نرخ رشد قیمت سکه بهار آزادی و نرخ رشد سود بانکی در نظر گرفته شد. نتایج پژوهش نشان می دهد ضرایب متغیرهای توضیحی شاخص قیمت مسکن، هزینه ساخت و ساز و تسهیلات بانکی معنادار بوده است و رابطه مثبت با سرمایه گذاری مسکن دارد و ضرایب متغیرهای سکه و نرخ سود سپرده بانکی معنادار نبوده است و نمی توان از آن ها به عنوان رقیب مسکن، یاد کرد.

خوش اخلاق و همکاران (۱۳۹۵) تابع عرضه مسکن را با بررسی عواملی نظیر دستمزد نیروی کار، قیمت مصالح ساختمانی، اعتبارات مالی و ... بر عرضه واحدهای مسکونی در اصفهان برآورد کردند. آن ها با استفاده از رهیافت عرضه لوکاس و با به کارگیری هزینه های تعدیل و آوردن سرمایه گذاری در الگو، تابع عرضه مسکن را برای نواحی مختلف استان برآوردن کردند. نتایج این پژوهش حاکی از آن بود عرضه مسکن در این نواحی بیشتر تحت تأثیر عرضه زمین است و کشف پایینی نسبت به دستمزد، عرضه اعتبارات و قیمت مسکن دارد.

رحمانی و اصفهانی (۱۳۹۵) به بررسی عوامل تأثیرگذار بر دو طرف عرضه و تقاضای مسکن پرداختند. آن ها از متغیرهای قیمت هر مترمربع در تهران، لگاریتم درآمد سرانه، شاخص دستمزد کارگران، رشد حجم پول، رشد تسهیلات اعطایی بانک ها به بخش مسکن،

لگاریتم نرخ ارز حقیقی، نرخ بهره بلندمدت، شاخص سهام طی سال‌های ۱۳۷۰ تا ۱۳۹۲ استفاده کردند. نتایج حاکی از معناداری متغیرهای لگاریتم درآمد سرانه، رشد حجم پول، رشد تسهیلات بانکی به بخش مسکن، نرخ بهره بلندمدت و متغیر شاخص بازده نقدی بازار سهام بر قیمت مسکن بود.

بررسی مطالعات فوق نشان می‌دهد که اولاً هیچ‌یک از مطالعات فوق بر برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن تأکید نداشته‌اند و تنها تلاش کرده‌اند که عوامل مؤثر بر عرضه مسکن و معنی‌داری متغیرهای مربوطه را بررسی نمایند. ثانیاً اطلاعات مورد استفاده معمولاً برای یک استان یا شهر خاص بوده و جامعیت مطالعه فعلی از نظر حجم داده‌ها را ندارند. ثالثاً روش بکار رفته برای تخمین پارامترها در این مطالعه سیستم معادلات هم‌زمان با استفاده از داده‌های تابلویی است که می‌تواند بیانگر صحت و دقت بیشتر پارامترهای برآورد شده باشند.

۳-۲. مطالعات خارج کشور

اولین تخمین‌ها توسط موث (۱۹۶۰) برای آزمودن رابطه بین عرضه و قیمت مسکن در آمریکا با استفاده از داده‌های ملی صورت گرفت. نتایج تجربی نشان می‌داد که هیچ رابطه آماری بین مقدار مسکن تولیدشده و قیمت وجود ندارد. چنین نتیجه‌ای با نظریه اقتصادی در تعارض قرار داشت. فلاین (۱۹۷۹) کشش قیمتی عرضه مسکن در بلندمدت را با استفاده از الگوی موث تخمین زد و در نتیجه ای مشابه، کاملاً بی‌کشش به دست آمد. استور (۱۹۸۶) مطالعات قبلی را به دلیل استفاده از داده‌های ملی، دارای تورش تجمعی دانست و این بار با استفاده از داده‌های ترکیبی برای ۶۱ منطقه شهری و برای سال‌های ۱۹۷۶ تا ۱۹۸۱ و مجموعاً ۲۲۳ مشاهده، کشش عرضه را بی‌نهایت تخمین زد.

از دهه ۱۳۸۰ به بعد روش‌های جدید الگوهای ساختاری که بر پایه ادبیات سرمایه‌گذاری و نظریه فضای شهری بنا شده بود، برای الگوسازی عرضه مسکن نوساز به

وجود آمد. الگوهای ساختاری که بر پایه ادبیات سرمایه‌گذاری و نظریه فضای شهری بنا شد. پوتربا (۱۹۸۴) با آزمایش قرار دادن شوک‌های هزینه‌ای به خانوار و اثرات آن بر ثبات بازار مسکن در بلندمدت، دریافت که قیمت مسکن مهم‌ترین عامل مقدار ساخت‌وساز خانه‌های نوساز است و افزایش قیمت ساختمان‌های مسکونی باعث کاهش مقدار خانه‌های مسکونی می‌شود. باین‌وجود رابطه مشخصی بین هزینه‌های ساخت و مقدار مسکن نوساز مشاهده نشد.

تاپل و روزن (۱۹۸۸)، خانه‌های نوساز را تابعی از قیمت مسکن و شاخص هزینه‌ها دانستند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی برای سال‌های ۱۹۶۳ تا ۱۹۸۳ کسش قیمتی عرضه مسکن را برای آمریکا در بلندمدت را $0/3$ و در کوتاه‌مدت $0/1$ به دست آوردند. در مطالعه تاپل و روزن (۱۹۸۸) همانند پوتربا (۱۹۸۴) رابطه مشخصی بین متغیر هزینه‌ها و مقدار مسکن نوساز ساخته‌شده وجود نداشت.

بلک لی^۳ (۱۹۹۹) کسش مسکن نوساز در بلندمدت را با استفاده از داده‌های ۱۹۵۰ تا ۱۹۹۴ برای آمریکا بر اساس الگوی پایه که مقدار ساخت مسکن تابعی خطی از قیمت مسکن نوساز و هزینه‌های ساخت است، محاسبه کرد. نتایج برآورد حاکی از کسش‌پذیری عرضه مسکن بود و بازه‌ای بین $1/6$ تا $3/7$ را شامل می‌شد. هم‌چنین نشان داده شد که مقدار مسکن ساخته‌شده نسبت به نرخ بهره و تورم انتظاری واکنش‌پذیر است ولی نسبت به دیگر متغیرهای هزینه‌ای واکنش چندانی وجود ندارد.

دی‌پاسکواله و ویتون (۱۹۹۴) در مطالعه خود الگو را به‌گونه‌ای معرفی کردند که تولید مسکن نوساز تابعی از قیمت مسکن، متغیرهای هزینه‌ای شامل قیمت زمین و هزینه‌های ساخت و انبار مسکن با یک وقفه باشد. نتیجه این مطالعه تخمین کسش قیمتی عرضه مسکن برای انبار مسکن بین $1/2$ تا $1/4$ و برای عرضه مسکن نوساز بین $1/0$ تا $1/2$ بود. با اینکه این کسش‌های قیمتی حکایت از وابستگی زیاد بین نوسانات قیمت و ساخت

^۱. Blackley

خانه‌های نوساز است، اما هنوز رابطه معناداری بین هزینه‌های ساخت و سطح قیمت مسکن نوساز در این پژوهش شناسایی نشد.

مالپزی و مک‌لنن (۲۰۰۱) در مطالعه خود به برآورد کشش قیمتی عرضه مسکن در بلندمدت برای دو کشور آمریکا و انگلستان پرداختند. آن‌ها با بخش‌بندی سری‌های زمانی به قبل و بعد از جنگ جهانی، ویژگی‌های هر دوره را در نظر گرفتند. آن‌ها کشش قیمتی عرضه مسکن را برای آمریکا قبل از جنگ جهانی دوم بین ۴ تا ۱۰ و برای بعد از جنگ بین ۶ تا ۱۳ به دست آوردند. این تخمین‌ها برای انگلستان پیش از جنگ ۱ تا ۴ و بعد از جنگ ۰ تا ۱ به دست آمد. این تخمین‌ها با الگوی تعدیل انباره به نحو دیگری پدید آمد به نحوی که بازه ۱ تا ۶ برای آمریکا و ۰ تا ۱ برای انگلستان حاصل شد.

اویکارینن و همکاران^۴ (۲۰۱۴) با بررسی اختلافات مابین کشش‌های عرضه در مناطق مختلف و روش‌های مختلف دریافتند که کشش عرضه عمدتاً یک پدیده منطقه‌ای محسوب می‌شود و بیشتر به مشخصه‌های شهر وابسته است تا به زمین‌های قابل ساخت‌وساز و در دسترس. آن‌ها اندازه شهر، قوانین حاکم بر شهر و محدودیت‌های جغرافیایی شهرها را عامل توضیحی ۸۰٪ تفاوت‌ها در اندازه کشش‌های عرضه دانستند.

وانگ و همکاران^۵ (۲۰۱۲) در مطالعه خود برای کشور چین، کشش قیمتی عرضه مسکن در چین را در دو سطح کشوری و استانی محاسبه کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های مربوط به ۳۵ استان چین و بازه زمانی ۱۹۹۸ تا ۲۰۰۹ در قالب داده‌های ترکیبی و با استفاده از فرم خلاصه‌شده، بازه‌ای بین ۲/۸ تا ۵/۶ برای کشش قیمتی عرضه مسکن با توجه به مقادیر متفاوت نرخ استهلاک به دست آوردند.

کالدرا و یوهانسون^۶ (۲۰۱۲) در مطالعه خود برای سنجش واکنش‌های قیمتی به مقدار عرضه مسکن، کشش قیمتی عرضه در ۲۱ کشور عضو را برآورد کردند. آن‌ها با استفاده از

^۱. Oikarinen et al.

^۲. Wang et al.

^۳. Caldera and Johansson

الگوی انباره-روانه و در چارچوب مکانیسم تصحیح خطا (ECM)، کَشش قیمتی عرضه مسکن را در بلندمدت برای ۲۱ کشور عضو بین ۰/۲ تا ۲/۱ به دست آوردند. نتایج به دست آمده نشان می‌داد که انعطاف در واکنش به تغییرات قیمت، جدا از ویژگی‌های جغرافیایی و مشخصه‌های شهری، به سیاست‌گذاری‌ها و قوانین محدودیت‌ها بستگی دارد. ویتون و همکاران (۲۰۱۴) برای تأمین دو مشکل مانایی و هم‌زمانی سری‌های زمانی از الگوهای (ECM) و (VECM) برای تخمین کَشش قیمتی عرضه مسکن برای مناطق شهری آماری^۷ آمریکا استفاده کردند. آن‌ها با استفاده از داده‌های فصلی برای سال‌های ۱۹۸۰ تا ۲۰۱۲ برای ۶۸ منطقه شهری آماری آمریکا دریافتند که تفاوت در کَشش‌ها، بیشتر از جانب متغیرهای جغرافیایی و قانونی است و نتایج حاصل از این پژوهش نشان‌دهنده توضیح‌پذیری زیاد این موضوع بود.

۳. روش پژوهش

تخمین کَشش قیمتی عرضه مسکن در این پژوهش به روش فرم خلاصه‌شده صورت گرفته است. این روش در مطالعات مالپزی و مایو (۱۹۹۷) و مالپزی و مک‌لنن (۲۰۰۱) استفاده شده است. با در نظر گرفتن دو معادله عرضه و تقاضای مسکن بر اساس پژوهش کالدرا و جوهانسون (۲۰۱۲) و در نظر گرفتن برابری عرضه و تقاضای مسکن معادلات به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود.

$$P_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + \alpha_2 D_t + \alpha_3 (S_{t-1} + Q_{st}) + \alpha_4 R_t + \alpha_5 EX_t \quad (9)$$

$$Q_{st} = \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 P_{t-1} + \beta_3 C_{t-1} + \beta_4 EX_t \quad (10)$$

معادله تقاضا که برحسب قیمت نوشته شده است، تابعی است از درآمد (Y_t)، نرخ بهره (R_t)، جمعیت (D_t)، نرخ ارز (EX) و موجودی مسکن که خود شامل موجودی دوره قبل

2. MSA(metropolitan statistical area)

(S_{t-1}) به اضافه مقدار عرضه دوره کنونی (Q_{st}) است، است. معادله عرضه مسکن تابعی از عواملی چون قیمت مسکن در دوره کنونی و دوره قبل، هزینه ساخت در دوره قبل و نرخ ارز به عنوان بازار جایگزین سرمایه گذاری، خواهد بود. به دلیل طولانی بودن روند ساخت هزینه ساخت با یک دوره تأخیر در نظر گرفته می شود تا زمان مناسب برای علامت دهی به عرضه کننده وجود داشته باشد.

به دلیل درون زایی P_t و Q_t و همبستگی بین جزء خطا و متغیر P_t در طرف راست معادله عرضه مسکن، امکان تخمین به روش OLS به دلیل نقض فرض کلاسیک مقدر نیست و تخمین با تورش همراه خواهد بود. برای تخمین کشش قیمتی عرضه مسکن از روش 2SLS استفاده می کنیم. در روش 2SLS ابتدا معادلات را جایگذاری می کنیم و متغیرهای درون زای را بر حسب متغیرهای برون زای می نویسیم و معادلات فرم خلاصه شده را استخراج می کنیم. فرم خلاصه شده بدین صورت خواهد بود:

$$P_t = \pi_0 + \pi_1 Y_t + \pi_2 D_t + \pi_3 S_{t-1} + \pi_4 P_{t-1} + \pi_5 C_{t-1} + \pi_6 EX_t + \pi_7 R_t + \vartheta_{1t} \quad (11)$$

$$Q_{st} = \pi_8 + \pi_9 Y_t + \pi_{10} D_t + \pi_{11} S_{t-1} + \pi_{12} R_t + \pi_{13} EX_t + \pi_{14} P_{t-1} + \pi_{15} C_{t-1} + \vartheta_{2t} \quad (12)$$

۴. الگوسازی تجربی

در این قسمت ابتدا برخی از متغیرهای اصلی این پژوهش بررسی و تفسیر خواهند شد. در ادامه الگوی مورد نظر با استفاده از روش پژوهش مورد استفاده تخمین زده خواهند شد.

۴-۱. توضیح متغیرها و داده ها

در این مقاله متغیرهای قیمت مسکن، موجودی مسکن، درآمد، هزینه ساخت و جمعیت به صورت سالانه و به تفکیک استان و متغیرهای مربوط به نرخ ارز و نرخ سود به صورت

سالانه و برای کل کشور مورد استفاده قرار گرفته است. داده‌های مورد استفاده برای سال‌های ۱۳۷۹-۱۳۹۲ استخراج شده است. مقادیر قیمت مسکن، درآمد هزینه ساخت و نرخ ارز با توجه به شاخص CPI و سال پایه $100=1390$ تعدیل شده‌اند.

- قیمت مسکن: در این پژوهش قیمت مسکن از جداول وزارت راه و شهرسازی، به‌عنوان میانگین قیمت هر مترمربع واحد مسکونی برای مراکز استان‌های کشور مورد استفاده قرار گرفته است. با توجه به داده‌های موجود، رشد چشمگیر قیمت در سال‌های ۸۶ و ۹۲ را می‌توان مشاهده کرد. شهر تهران بالاترین و شهر ایلام پایین‌ترین قیمت متوسط طی دوره مورد نظر در مراکز استان‌ها را به خود اختصاص داده‌اند.

- عرضه مسکن جدید: در این پژوهش تفاضل مترآژ زیربنای کل واحدهای مسکونی موجود در دوره جاری و زیربنای موجود در دوره قبل در استان‌ها به‌عنوان عرضه مسکن جدید در نظر گرفته شده است. به دلیل وجود متغیرهای قیمت و هزینه ساخت که بر اساس مترمربع برآورد شده است، مقدار عرضه سالانه واحدهای نوساز نیز بر اساس مترآژ زیربنای واحدهای ساخته در نظر گرفته می‌شود. عرضه نیز در سال‌های ۸۶ و ۹۲ که سال‌های افزایش قیمت بودند روند افزایش بیشتری به خود گرفته است.

- تقاضای مسکن: تقاضای مسکن در بلندمدت برابر با کل انبار مسکن موجود در نظر گرفته می‌شود که متناظر با جمع عرضه واحدهای مسکونی در کل دوره‌ها است. تعداد کل واحد واحدهای مسکونی تا سال ۱۳۹۰ از جداول مربوط به تعداد واحدهای مسکونی بر اساس امکانات رفاهی مرکز آمار استخراج شده است و سال‌های ۱۳۹۱ و ۱۳۹۲ با جمع عرضه واحدهای تکمیل شده محاسبه شده است. با توجه به اینکه واحدهای مسکونی با مترآژ متفاوت ساخته می‌شود، لذا با استفاده از میانگین مترآژ زیربنای استان‌ها، موجود کل واحدهای مسکونی برحسب مترمربع محاسبه شده است.

سایر متغیرهایی که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته‌اند عبارت‌اند از درآمد هر استان، که به صورت سرانه تولید ناخالص داخلی استانی بدون نفت در نظر گرفته شده

است. با تعریف فوق درآمد سرانه برای همه استان‌ها پیوسته روند افزایشی داشته است هزینه‌های ساخت که برابر است با متوسط هزینه ساخت یک مترمربع واحد مسکونی که شامل مصالح، تجهیزات و نیروی کار است که از جداول مربوط به فعالیت‌های ساختمانی برای استان‌های کشور استخراج و برحسب شاخص CPI تعدیل شده است. نرخ سود که در ایران به صورت سالانه توسط بانک مرکزی تعیین می‌شود و برای همه استان‌های کشور یکسان است و نرخ ارز که از جداول بانک مرکزی استخراج شده و برای تمامی استان‌ها یکسان است. جمعیت کشور به صورت برآورد برای سال‌های بدون سرشماری نفوس و مسکن و به صورت قطعی در سال‌های ۱۳۸۵ و ۱۳۹۰ برحسب استان‌ها استفاده شده است که از جداول مرکز آمار ایران استخراج شده است. تمامی متغیرها به جز نرخ بهره سالانه که به صورت درصد ذکر شده، به صورت لگاریتمی در معادلات لحاظ شده است.

۲-۴. تخمین الگو

برای به دست آوردن ضرایب \widehat{P}_t و \widehat{P}_{t-1} در معادله دوم (معادله عرضه) ابتدا لازم است تا مقادیر \widehat{P}_t و \widehat{P}_{t-1} از معادله فرم خلاصه شده استخراج شود و سپس در معادله عرضه گذاشته شود.

وقتی که در الگوی داده‌های ترکیبی، متغیر وابسته به صورت وقفه در طرف راست ظاهر شود دیگر برآوردهای OLS مناسب نیست (آرلانو و باند^۲، ۱۹۹۵). در این حالت از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌شود. در روش GMM، برای رفع همبستگی متغیر وابسته با وقفه و جمله خطا، وقفه متغیرها به عنوان ابزار در تخمین‌زن GMM دومرحله‌ای به کار می‌رود. همچنین از آنجایی که سازگاری تخمین‌زننده GMM بستگی به معتبر بودن ابزارهای بکار رفته دارد لذا برای آزمون این موضوع از آماره‌ی پیشنهاد شده

². Arellano and Bond

توسط آرانو و باند (۱۹۹۱)، بلاندل و باند^۱ (۱۹۹۸) و آرانو و باور^۲ (۱۹۹۵) استفاده می‌کنیم. این آزمون که سارگان^۳ نام دارد اعتبار کل ابزارهای به کار رفته را می‌سنجد. در این آزمون فرضیه صفر حاکی از عدم همبستگی ابزارها با اجزاء اخلاص است (مهرآرا و رضایی، ۱۳۸۹).

در این روش از ابزارهایی استفاده می‌شود که با متغیر موردنظر همبستگی بالا ولی با اجزای خطا همبستگی نداشته باشد. به هر حال اگر ابزارهای مورد استفاده از قدرت لازم برخوردار نباشند این روش نتایج صحیحی نداشته و دارای تورش خواهد بود. برای تخمین معادله فرم خلاصه شده و برای جلوگیری از تورش ناشی از خودهمبستگی که در اثر حضور قیمت با یک دوره وقفه در طرف راست معادله است، می‌توان از برآوردگر GMM تفاضلی آرانو-باند استفاده کرد. در این روش علاوه بر ابزارهای برون‌زا از مقادیر با وقفه متغیرهای درون‌زا نیز به عنوان ابزار استفاده می‌شوند.

نتایج حاصل از تخمین در جدول (۱) نشان می‌دهد که قیمت در دوره قبل، جمعیت و تعداد واحدهای مسکونی موجود در سطح ۰.۱٪ بر قیمت مسکن تأثیرگذار است. همچنین نتایج حاکی از معنادار بودن تأثیر درآمد در سطح ۰.۵٪ و بی‌معنی بودن اثر نرخ بهره و نرخ ارز بر تقاضای مسکن است. البته ضرایب معادله فرم خلاصه شده به معنی کشش متغیرهای توضیحی نیست.

برای الگوهایی که به روش گشتاورهای تعمیم‌یافته برآورد می‌شود آزمون آرانو و باند برای همبستگی سریالی مرتبه اول و دوم انجام می‌شود. انتظار می‌رود که آماره مربوط به همبستگی سریالی مرتبه اول (AR_1) معنی‌دار و ضریب آن منفی باشد و آماره مربوط به همبستگی سریالی مرتبه دوم (AR_2) معنی‌دار باشد تا اجزای خطا در سطح همبستگی نداشته باشند. با توجه به آزمون انجام شده، ضریب (m-stat) مربوط به (AR_1)، ۳/۵۷- با

¹. Blundell and Bond

². Arellano and Bover

³. Sargan Test

احتمال ۰/۰۰۰۳ و ضریب (m-stat) مربوط به (AR₂)، ۰/۸۴ با احتمال ۰/۳۹۸۳ نشان می‌دهد که اجزای خطا در سطح همبستگی ندارند. با توجه به جدول ۲ در این آزمون آماره J-Stat که برای آزمون کردن انتخاب متغیرهای ابزاری به کار می‌رود که برابر با ۲۶/۵۹ شد و با احتمال ۰/۱۸، فرض صفر که نشان‌دهنده مناسب بودن متغیرهای ابزاری است را رد نمی‌کند و فرض H₀ مبنی بر انتخاب درست متغیرهای ابزاری رد نمی‌شود.

جدول (۱) تخمین فرم خلاصه شده به روش (GMM)

متغیرها	ضرایب	احتمال
P _{t-1}	۰/۶۰۲۵***	۰/۰۰۰۰
Y _t	۰/۰۴۸۰*	۰/۰۱۱۲
D _t	۸/۱۰E-۰۵***	۰/۰۰۰۰
S _{t-1}	-۱/۲E-۰۶***	۰/۰۰۰۲
C _{t-1}	-۰/۰۰۰۱	۰/۲۶۹۹
R _t	۰/۲۷۷۲	۰/۷۱۶۵
EX _t	-۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۵۱

*سطح معناداری ۱۰٪؛ **سطح معناداری ۵٪؛ ***سطح معناداری ۱٪

منبع: یافته‌های پژوهش

جدول (۲) نتایج آزمون سارگان

آماره J	احتمال	درجه ابزار ^۱
۲۶/۵۹	۰/۱۸	۲۸

منبع: یافته‌های پژوهش

و معادله
$$Q_{st} = \beta_0 + \beta_1 \widehat{P}_t + \beta_2 \widehat{P}_{t-1} + \beta_3 C_{t-1} + \beta_4 EX_t + \varepsilon_2$$
 را تخمین می‌زنیم.

حال با توجه به این که رابطه $\hat{P}_t = P_t - \varepsilon_t$ برقرار است، \hat{P}_t را به دست آورده عرضه قرار در در این مرحله به دلیل عدم وجود همبستگی بین جز خطا و سایر متغیرهای توضیحی، برآورد به روش OLS امکان پذیر است. با توجه به در نظر گرفتن قیمت در دوره فعلی و دوره گذشته، متغیرهای هزینه و نرخ ارز را برای هر دو دوره نظر می گیریم. برای انتخاب بین روش تلفیقی و ترکیبی با استفاده از آزمون F، آماره ۲۷/۴۶ با احتمال صفر حاصل می شود که فرض H_0 مبنی بر استفاده از روش تلفیقی را رد می کند و نشان می دهد که باید از روش داده های تابلویی استفاده کرد. همچنین برای انتخاب بین روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی، از آزمون هاسمن استفاده می کنیم. در آزمون هاسمن فرض H_0 مبنی بر انتخاب روش اثرات تصادفی است. با انجام آزمون هاسمن و با توجه به احتمال ۰/۱ حاصل شده، فرض H_0 رد نمی شود و استفاده از روش اثرات تصادفی انتخاب می شود. (جدول (۳)). نتایج حاصل از برآورد معادله عرضه در جدول (۴) آمده است.

جدول (۳) نتایج آزمون F و آزمون هاسمن

آزمون	آماره	احتمال
هاسمن	۰/۰۰۰	۰/۱۰۰۰
F - لیمر	۲۷/۴۶	۰/۰۰۰

منبع: یافته های پژوهش

جدول (۴) تخمین الگوی اثرات تصادفی

متغیرها	RE	احتمال
عرض از مبدأ	۸/۶۳۰۴***	(۰/۰۰۰)
Log C _{t-1}	۰/۱۴۶۷	(۰/۲۱۶۲)
Log C _t	۰/۱۷۸۹	(۰/۱۱۷۹)

Log EX_{t-1}	۰/۱۴۱۳***	(۰/۰۰۰)
Log EX_t	-۰/۰۷۰۳*	(۰/۰۴۶۳)
$\text{Log } \widehat{P}_{t-1}$	۰/۲۵۲۴*	(۰/۰۲۱۰)
$\text{Log } \widehat{P}_t$	۰/۲۳۸۷*	(۰/۰۳۴۳)

*سطح معناداری ۱۰٪؛ **سطح معناداری ۵٪؛ ***سطح معناداری ۱٪.

منبع: یافته‌های پژوهش

با در نظر گرفتن روش اثرات تصادفی ملاحظه می‌شود که نرخ ارز در دوره فعلی با سطح معناداری ۱۰٪ اثری منفی در مقدار عرضه مسکن خواهد داشت ولی رابطه نرخ ارز در دوره گذشته بامعنی داری در سطح ۱٪ مثبت است. با توجه به بعد سودآوری صنعت ساختمان در کشور ما، بخشی از تولیدکنندگان به چشم سرمایه‌گذاری موقت به این بخش وارد می‌شوند و این بدان معناست که می‌توان بازار ارز را به‌عنوان بازاری جانشین برای سازندگان مسکن دانست؛ اما رابطه مثبت بین نرخ ارز با وقفه یک‌ساله را شاید بتوان با تکمیل ظرفیت سرمایه‌گذاری در سایر بازارها توجیه نمود. کشش قیمتی عرضه مسکن نوساز نسبت به قیمت‌های دوره فعلی برابر با ۰/۲۳ و نسبت به قیمت با یک دوره وقفه برابر با ۰/۲۵ است که نشان‌دهنده کمی‌کشش بودن عرضه مسکن نوساز در میان‌مدت است. این بدان معناست که افزایش یک درصد رشد در قیمت مسکن در دوره قبل، ۰/۲۵ درصد رشد در افزایش مقدار عرضه مسکن نوساز خواهد داشت و یک درصد افزایش در قیمت مسکن در دوره فعلی، ۰/۲۳ درصد رشد در افزایش عرضه مسکن به وجود می‌آورد؛ بنابراین کشش میان‌مدت عرضه مسکن برابر ۰/۵ است. با توجه به نتایج حاصل از تخمین می‌توان دریافت که تعادل بازار مسکن در هنگام ایجاد شوک از سمت تقاضا و پر شدن شکاف بین تقاضای مازاد و عرضه، بیشتر با افزایش قیمت شکل می‌گیرد تا عرضه مسکن جدید. در چنین بازاری امکان شکل‌گیری حباب قیمتی کاملاً انتظار می‌رود. همچنین

هزینه ساخت چه در دوره فعلی و چه در دوره گذشته رابطه معناداری با میزان عرضه مسکن در ایران را نشان نمی‌دهد. با توجه به دوره مورد بررسی که هم‌زمان با جهش‌های بی‌سابقه قیمت مسکن بود، می‌توان چنین نتیجه گرفت که هزینه‌های تولید در روند تصمیم‌گیری سازندگان تأثیر چندانی نداشته است و قیمت نهایی، بیشترین علامت‌دهی را برای سازندگان داشته است.

۵. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

در این مطالعه تلاش شد تا با استفاده از روش داده‌های تابلویی سیستمی و آمار و اطلاعات استانی کثش قیمتی عرضه مسکن جدید تخمین زده شود؛ اما نتایج اصلی این مطالعه نشان می‌دهند که کثش قیمتی عرضه مسکن جدید در ایران در طی دوره مورد مطالعه هم در کوتاه‌مدت و هم در میان‌مدت کوچک‌تر از یک بوده و بی‌کثش است. این در حالی است که با توجه به سایر مطالعات در کشورهای دیگر، کشورهای توسعه‌یافته‌تر دارای کثش قیمتی بالاتری بودند. کم‌کثش بودن عرضه مسکن نوساز در ایران چنان می‌نماید که عرضه مسکن در برابر شوک‌های طرف تقاضا، سرعت لازم جهت پر کردن شکاف ایجادشده را برای تعادل مجدد نخواهد داشت و افزایش قیمت و تشکیل حباب قیمتی است که میزان تقاضا را مجدداً کاهش داده و تعادل را برقرار می‌کند. از عوامل مؤثر در میزان کثش‌پذیر عرضه مسکن می‌توان به محدودیت‌ها در زمین‌های قابل احداث، عدم وجود زیرساخت‌های لازم، استفاده از روش‌های سنتی در ساخت و ساز، محدودیت‌های قانونی و جغرافیایی و عدم تأمین مالی به موقع سرمایه‌گذاری در این بخش اشاره کرد. البته بررسی مقدار اثرگذاری هر یک از عوامل مذکور در کثش عرضه مسکن نیاز به مطالعات دیگری دارد.

نتایج مطالعه هم‌چنین نشان دادند که نرخ ارز با میزان عرضه مسکن رابطه معکوس و معنی‌دار دارد با توجه به رابطه منفی نرخ ارز با بازار مسکن، می‌توان آن را به‌عنوان یک

بازار جانشین برای سرمایه‌گذاری از نگاه سازندگان معرفی کرد. اگرچه می‌توان بازار ارز را به‌عنوان بازار جانشین از بعد تقاضای سرمایه‌ای مسکن، تصور کرد، اما رابطه معناداری بین نرخ ارز و تقاضای مسکن وجود نداشت. در رابطه با هزینه ساخت و عرضه، اگرچه انتظار رابطه منفی وجود داشت، اما در برآورد الگو این رابطه بی‌معنی به دست آمد و نشان داد که هزینه‌های ساخت تأثیر چندانی بر تصمیم عرضه‌کنندگان واحدهای مسکونی ندارد و همچنان قیمت است که بیشترین علامت را به عرضه‌کنندگان می‌دهد. دلیل این امر را شاید بتوان در دوره‌های مورد بررسی یافت. با توجه به وجود دوره‌های افزایش قیمت مسکن در این بازه زمانی، قیمت عوامل ساخت از جمله نیروی کار و مصالح ساختمانی در تصمیم سازندگان تأثیر زیادی نداشته بلکه قیمت مسکن و درآمد نقش مهمی ایفا کرده‌اند. با توجه به یافته‌های مطالعه به سیاست‌گذاران توصیه می‌شود که با توجه به وقوع شوک‌های فراوان در طرف تقاضای مسکن و افزایش قیمت‌های شدید در طی دوره‌های مختلف در کشور با تمرکز بر عرضه مسکن از اثرات منفی این شوک‌ها بکاهند. در این راستا سیاست‌گذاران می‌توانند با حمایت از روش‌های نوین و سریع ساخت و ساز مسکن و تأمین مالی مناسب ساخت مسکن در راستای افزایش کشش عرضه مسکن نقش مهمی ایفا نمایند. تأمین مالی سمت عرضه مسکن (پرداخت وام ساخت به سازندگان معتبر) به جای سمت تقاضا (پرداخت وام خرید) علاوه بر افزایش عرضه و کاهش احتمالی قیمت مسکن، باعث افزایش کیفیت واحدهای مسکونی شده و بانک‌ها را نیز با بدهکاران خرد مواجه نخواهد کرد. همان‌طور که نشان داده شد سایر بازارهای مالی جانشین، اثر معناداری در عرضه مسکن دارند بنابراین ثبات در سایر بازارها مخصوصاً بازارهایی که در آن فعالیت‌های سوداگرانه زیاد است می‌تواند باعث هدایت منابع مالی به بخش سرمایه‌گذاری مسکن شده و بر تولید و عرضه این بخش کمک نماید.

منابع:

- Ball, M., Meen, G. & C, Nygaard (2010), "Housing supply price elasticities revisited: Evidence from international, national, local and company data. *Journal of Housing Economics*, 19, 255-268.
- Blackley, D. M. (1999). The long-run elasticity of new housing supply in the United States: Empirical evidence for 1950 to 1994. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 18(1), 25-42.
- Caldera, A., & Johansson, Å. (2013). The price responsiveness of housing supply in OECD countries. *Journal of Housing Economics*, 22(3), 231-249.
- Central Bank of the Islamic Republic of Iran, Results of the study of construction activities of the private sector in urban areas, Tehran (In Persian).
- DiPasquale, D. (1999). Why don't we know more about housing supply? *Journal of Real Estate and Financial Economics*, 18, 9-23.
- DiPasquale, D., & Wheaton, W. C. (1994). Housing market dynamics and the future of housing prices. *Journal of urban economics*, 35(1), 1-27.
- Fallis, G., & Smith, L. B. (1985). Price effects of rent control on controlled and uncontrolled rental housing in Toronto: a hedonic index approach. *Canadian Journal of Economics*, 652-659.
- Follain, J. R. (1979). The price elasticity of the long-run supply of new housing construction. *Land Economics*, 55(2), 190-199.
- Gholizadeh, A. (2008). *The theory of the price of housing in Iran in plain language*. Nooreelm, Hamadan (In Persian).
- Green, R. K., Malpezzi, S., & Mayo, S. K. (2005). Metropolitan-specific estimates of the price elasticity of supply of housing, and their sources. *American Economic Review*, 95(2), 334-339.
- Greene, W.H. (2008). *Econometric Analysis*. Sixth edition. New Jersey: Prentice Hall.
- Iran Statistics Center, detailed results of the Population and Housing Census 2001 and 2011 (In Persian).
- Khalili Araghi, M., & Mousavi, S. (1379). Housing supply function in Iran. *Journal of Economic Research*, 57, 1-29 (In Persian).
- Khosh Akhlagh, R., Farahmand, SH., & Gharakhani, S. (2016). Estimation of Housing Supply Function in Iran (Case Study of Isfahan Province, 1991-2011). *Journal of Urban Economics*, 1, 55-71 (In Persian).
- Khoubani, A., Heidari, H., & Etesami M. (2015). Investigating Factors Affecting Housing Supply in Iran: Using GMM. International Congress on Management Economy and Business Development 28-29 October 2015, Tabriz, Iran (In Persian).
- Kim, K., Phang, S. Y., & Wachter, S. (2012). Supply elasticity of housing, in Susan J. Smith et al. (eds.) *International Encyclopedia of Housing and Home*. 7, Elsevier: Oxford, 66-74.
- Malpezzi, S., & Maclennan, D. (2001). The long-run price elasticity of supply of new residential construction in the United States and the United Kingdom. *Journal of housing economics*, 10(3), 278-306.

-
- Mehregan, N., & Tartat, M. (2015). Short-term and long-term effects of costs on housing prices in Tehran. *Journal of Housing Economics*, 50, 45-68 (In Persian).
 - Ministry of Roads & Urban Development Islamic Republic of Iran, Department of Statistics and Information.
 - Muth, R. (1960). The demand for non-farm housing. In Harberger, A.C. (ed.) *The Demand for Durable Goods*. Chicago: University of Chicago Press, 27-96.
 - Oikarinen, E., Peltola, R., & Valtonen, E. (2015). Regional variation in the elasticity of supply of housing, and its determinants: The case of a small sparsely populated country. *Regional Science and Urban Economics*, 50, 18-30.
 - Poterba, J. M. (1984). Tax subsidies to owner-occupied housing: an asset-market approach. *The quarterly journal of economics*, 99(4), 729-752.
 - Rahdari, M., Lilian, N. (2012). Estimation of Housing Demand Function Using Hedonic Price Model. Case study of Kerman city. *Journal of Economics and Modeling*, 3(10), 238-257 (In Persian).
 - Rahmani, T., Isfahani, P. (2015). An Analysis of the Impact of Supply and Demand Factors on Housing Prices in Iran. *Journal of Housing Economics*, 55, 11-30 (In Persian).
 - Seyed Noorani, S.M, (2013). Estimation of Effective Factors on Housing Supply in Iran: Application of Single-Growth Growth Model by GMM, *The Economic Research*, 3, 161-175 (In Persian).
 - Statistical Center of Iran, Population and Housing Censuses 2001, 2011.
 - Stover, M. E. (1986). The price elasticity of the supply of single-family detached urban housing. *Journal of Urban Economics*, 20(3), 331-340.
 - Studenmund, A. H. author. (2016). *Using econometrics*. Seventh Edition. | Boston: Pearson.
 - Topel, R., & Rosen, S. (1988). Housing investment in the United States. *Journal of political Economy*, 96(4), 718-740.
 - Wang, S., Chan, S. H., & Xu, B. (2012). Estimates of the Price Elasticity of New Housing Supply, and Their Determinants: Evidence for China. *Journal of Real Estate Research*, 34(3), 312-344.
 - Wheaton, W., Chervachidze, S., & Nechayev, G. (2014). Error Correction Models of MSA Housing Supply Elasticities: Implications for Price Recovery, MIT Department of Economics Working Paper No. 14-05.